

O PODER DO VOTO COMO FATOR DETERMINANTE NA DISTRIBUIÇÃO DE RECURSOS ESTADUAIS PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES

Fabrizio Carneiro Linhares

Marcos Henrique de Carvalho Almeida

COMPORTAMENTO DOS GASTOS PÚBLICOS NO PERÍODO DE 2002 A 2017: UMA ANÁLISE COM PAINEL DINÂMICO

Adilson Giovanini

Helberte João França Almeida

DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DO SUICÍDIO NOS ESTADOS BRASILEIROS: ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DE 2010 A 2015

Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro

Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira

João Maria de Oliveira

CONVERGÊNCIA E DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA PROPORÇÃO DE POBREZA NO BRASIL: ESPECIFICIDADES DO PERÍODO 2002-2014

Henrique Rogê Batista

Lucas Vítor de Carvalho Sousa

REDUÇÃO DE CUSTOS DE TRANSPORTES SOBRE A PRODUÇÃO DE SOJA: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL PARA AS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS

Raquel Pereira Pontes

Márcio Nora Babosa

Cícero Zanetti de Lima

Ian Michael Trotter

Gabrielito Rauter Menezes

REVISANDO O DESENVOLVIMENTO EM EDUCAÇÃO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA NOVA PROPOSTA DE MENSURAÇÃO

Diogo Brito Sobreira

Gabriel Alves de Sampaio Moraes

Cícero Silveira Braga

Lorena Vieira Costa

TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO, INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO LOCAL: O CASO DO PORTO DIGITAL – RECIFE

João Policarpo R. Lima

Tafarel Medeiros de Moreira

Ana Monteiro Costa

Maria Fernanda Gatto

número 62 | abr.-jun. 2022

planejamento e políticas públicas ■ ppp

ipea

Brasília, 2022

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, 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.

Presidente

Erik Alencar de Figueiredo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

André Sampaio Zuvanov

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

Flavio Lyrio Carneiro

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nilo Luiz Saccaro Junior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais, de Inovação, Regulação e Infraestrutura

João Maria de Oliveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais

Herton Ellery Araújo

Diretor de Estudos Internacionais

Paulo de Andrade Jacinto

Coordenador-Geral de Imprensa e Comunicação Social (substituto)

João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

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

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

PPP: PLANEJAMENTO E POLÍTICAS PÚBLICAS

Publicação trimestral do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada cujo objetivo é promover o debate e a circulação de conhecimento em planejamento e políticas públicas, representando o esforço do instituto em disseminar pesquisas, avaliações e proposições neste campo.

E-mail: ppp@ipea.gov.br

EQUIPE EDITORIAL

Editor

Mário Jorge Cardoso de Mendonça (Ipea)

Coeditor

Márcio Bruno Ribeiro (Ipea)

Assistente de Pesquisa

Robson Lopes de Almeida (Ipea)

Membros-Pesquisadores Nacionais

Benny Schvarsberg (UnB)

Michael Christian Lehmann (UnB)

Clélio Campolina Diniz (UFMG)

Luis Felipe B. Oliveira (Ipea)

Paulo Calmon (UnB)

Ramon Garcia (UFABC)

Amaro Olimpio Pereira Junior (Coppe/UFRJ)

Paulo Roberto Amorim Loureiro (UnB)

Kalinca Leia Becker (UFSM)

José Francisco Moreira Pessanha (UERJ/CEPEL)

Rodrigo Mendes Pereira (Ipea)

Benjamin Miranda Tabak (FGV)

Guilherme Mendes Resende (Ipea/CADE)

Rafael Pereira (Ipea)

Luis Gustavo Vieira Martins (Ipea/SOF)

Igor Ferreira do Nascimento (IFPI)

Leonardo Monteiro Monastério (Ipea)

Membros-Pesquisadores Internacionais

Benjamin Allen (Catholic Relief Services)

Eric Bettinger (Stanford University)

Miguel Rocha de Sousa (Universidade de Évora, Portugal)

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2022

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

Brasília : Ipea, 1989-

Trimestral.

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

ISSN 0103-4138

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

CDD 330.05

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62>

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

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

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

NOTA DOS EDITORES

A revista *Planejamento e Políticas Públicas* (PPP) é um espaço plural, que reflete o esforço de muitos estudiosos na busca de compartilhar suas produções intelectuais e apresentar propostas que impactem a melhoria das condições de vida no nosso país. O objetivo da revista é promover o debate nas áreas do planejamento governamental e das políticas públicas visando ao desenvolvimento econômico e social. A PPP publica artigos científicos inéditos que abordam temas de abrangência nacional e prestam contribuições originais do ponto de vista teórico ou empírico sobre questões relacionadas à economia do setor público. É dada ênfase à moderna teoria econômica e aos métodos de análise quantitativa objetivando a avaliação, implementação, proposição e sugestão de políticas públicas e programas sociais.

Assim, é com satisfação que apresentamos a edição de número 62 desta revista, composta de sete artigos que certamente contribuem para o debate das políticas públicas no Brasil, tendo em vista a relevância dos temas abordados.

Por fim, gostaríamos de prestar nossos agradecimentos àqueles que atuaram voluntariamente como pareceristas dos artigos desta edição.

Que tenham todos e todas uma boa leitura!

Mário Jorge Cardoso de Mendonça
Editor

Márcio Bruno Ribeiro
Coeditor

SUMÁRIO

NOTA DOS EDITORES.....	3
O PODER DO VOTO COMO FATOR DETERMINANTE NA DISTRIBUIÇÃO DE RECURSOS ESTADUAIS PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES	9
Fabricio Carneiro Linhares	
Marcos Henrique de Carvalho Almeida	
COMPORTAMENTO DOS GASTOS PÚBLICOS NO PERÍODO DE 2002 A 2017: UMA ANÁLISE COM PAINEL DINÂMICO.....	41
Adilson Giovanini	
Helberte João França Almeida	
DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DO SUICÍDIO NOS ESTADOS BRASILEIROS: ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DE 2010 A 2015	73
Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro	
Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira	
João Maria de Oliveira	
CONVERGÊNCIA E DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA PROPORÇÃO DE POBREZA NO BRASIL: ESPECIFICIDADES DO PERÍODO 2002-2014.....	101
Henrique Rogê Batista	
Lucas Vitor de Carvalho Sousa	
REDUÇÃO DE CUSTOS DE TRANSPORTES SOBRE A PRODUÇÃO DE SOJA: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL PARA AS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS	135
Raquel Pereira Pontes	
Márcio Nora Babosa	
Cícero Zanetti de Lima	
Ian Michael Trotter	
Gabrielito Rauter Menezes	
REVISANDO O DESENVOLVIMENTO EM EDUCAÇÃO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA NOVA PROPOSTA DE MENSURAÇÃO	169
Diogo Brito Sobreira	
Gabriel Alves de Sampaio Morais	
Cícero Silveira Braga	
Lorena Vieira Costa	
TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO, INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO LOCAL: O CASO DO PORTO DIGITAL – RECIFE	205
João Policarpo R. Lima	
Tafarel Medeiros de Moreira	
Ana Monteiro Costa	
Maria Fernanda Gatto	

CONTENTS

THE INFLUENCE OF ELECTION RESULTS IN THE DISTRIBUTION OF STATE GRANTS TO THE MUNICIPALITIES IN CEARÁ	9
Fabricio Carneiro Linhares Marcos Henrique de Carvalho Almeida	
BEHAVIOR OF PUBLIC EXPENDITURE IN THE PERIOD FROM 2002 TO 2017: DYNAMIC PANEL ANALYSIS	41
Adilson Giovanini Helberte João França Almeida	
SOCIOECONOMIC DETERMINANTS OF SUICIDE IN BRAZILIAN STATES: PANEL DATA ANALYSIS (2010-2015)	73
Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira João Maria de Oliveira	
CONVERGENCE AND DETERMINANTS OF VARIATION IN THE PROPORTION OF POVERTY IN BRAZIL: SPECIFICITIES OF THE YEARS 2002-2014	101
Henrique Rogê Batista Lucas Vitor de Carvalho Sousa	
TRANSPORTATION COST REDUCTION ON SOYBEAN PRODUCTION: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM APPLICATION FOR THE BRAZILIAN REGIONS	135
Raquel Pereira Pontes Márcio Nora Babosa Cícero Zanetti de Lima Ian Michael Trotter Gabrielito Rauter Menezes	
REVIEWING EDUCATION DEVELOPMENT IN BRAZIL: A NEW MEASUREMENT PROPOSAL	169
Diogo Brito Sobreira Gabriel Alves de Sampaio Morais Cícero Silveira Braga Lorena Vieira Costa	
INFORMATION TECHNOLOGY, INSTITUTIONS AND LOCAL DEVELOPMENT: THE CASE OF PORTO DIGITAL – RECIFE.....	205
João Policarpo R. Lima Tafarel Medeiros de Moreira Ana Monteiro Costa Maria Fernanda Gatto	

ÍNDICE

LA INFLUENCIA DE LOS RESULTADOS ELECTORALES EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS CONCESIONES ESTATALES A LOS MUNICIPIOS DE CEARÁ	10
Fabrício Carneiro Linhares Marcos Henrique de Carvalho Almeida	
COMPORTAMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN EL PERÍODO 2002 A 2017: ANÁLISIS DE PANEL DINÁMICO	42
Adilson Giovanini Helberte João França Almeida	
DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DEL SUICIDIO EN LOS ESTADOS BRASILEÑOS: ANÁLISIS DE PANEL (2010-2015).....	74
Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira João Maria de Oliveira	
CONVERGENCIA Y DETERMINANTES DE VARIACIÓN EN LA PROPORCIÓN DE POBREZA EN BRASIL: ESPECIFICIDADES DE LOS AÑOS 2002-2014	102
Henrique Rogê Batista Lucas Vítor de Carvalho Sousa	
REDUCCIÓN DE LOS COSTOS DE TRANSPORTE EN LA PRODUCCIÓN DE SOJA: UNA APLICACIÓN DE BALANCE GENERAL COMPUTABLE PARA GRANDES REGIONES BRASILEÑAS	136
Raquel Pereira Pontes Márcio Nora Babosa Cícero Zanetti de Lima Ian Michael Trotter Gabrielito Rauter Menezes	
REVISIÓN DEL DESARROLLO EN EDUCACIÓN DE LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS: UNA NUEVA PROPUESTA DE MEDICIÓN	170
Diogo Brito Sobreira Gabriel Alves de Sampaio Morais Cícero Silveira Braga Lorena Vieira Costa	
INFORMÁTICA, INSTITUCIONES Y DESARROLLO LOCAL: EL CASO DEL PORTO DIGITAL – RECIFE.....	206
João Policarpo R. Lima Tafarel Medeiros de Moreira Ana Monteiro Costa Maria Fernanda Gatto	

O PODER DO VOTO COMO FATOR DETERMINANTE NA DISTRIBUIÇÃO DE RECURSOS ESTADUAIS PARA OS MUNICÍPIOS CEARENSES¹

Fabricio Carneiro Linhares²

Marcos Henrique de Carvalho Almeida³

Esta pesquisa avalia se as transferências voluntárias estaduais são distribuídas de forma a privilegiar municípios que trazem um maior percentual de votos ao governo estadual no processo eleitoral. A análise é realizada com a aplicação de modelo em painel dinâmico não linear, em que o esquema de distribuição das transferências depende do percentual de votos, tendo como base os municípios cearenses no período 2009-2018. As estimativas indicam que os municípios que propiciaram uma maior quantidade de votos ao governador foram contemplados com mais recursos oriundos de transferências voluntárias; e essa relação positiva se amplifica ainda mais a partir da conquista de 51% dos votos locais. Esse resultado é compatível com o modelo de candidatos políticos avessos ao risco de Cox e McCubbins (1986). Ademais, observaram-se a ocorrência de ciclos políticos nas transferências voluntárias e a ausência de favorecimento às prefeituras onde há aliança partidária entre prefeito e governador.

Palavras-chave: transferências voluntárias; eleições; modelos em painel.

THE INFLUENCE OF ELECTION RESULTS IN THE DISTRIBUTION OF STATE GRANTS TO THE MUNICIPALITIES IN CEARÁ

This research assesses whether state discretionary grants are distributed in a way that privileges municipalities that bring a higher percentage of votes to the state government in the electoral process. The analysis is carried out with the application of a model in a dynamic nonlinear panel, where the distribution scheme depends on the percentage of votes, in the case of Ceará municipalities in the period 2009-2018. Estimates indicate that the municipalities that provided a greater number of votes to the governor were granted more resources from discretionary grants; and this positive relationship is further amplified with the conquest of 51% of local votes. This result is compatible with Cox and McCubbins (1986) model of risk-averse political candidates. In addition, there was also the occurrence of political cycles in voluntary transfers and the absence of a relationship between the amounts transferred and whether the mayor and the party alliance between mayor and governor.

Keywords: intergovernmental grants; election; panel data model.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art1>

2. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (Caen) e do Programa de Economia Profissional (PEP), ambos da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <flinhares@caen.ufc.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/8577355400988841>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-7595-3274>>.

3. Auditor de controle interno na Controladoria e Ouvidoria Geral do Estado do Ceará (CGE/CE). *E-mail:* <marcos.almeida@cge.ce.gov.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/2893145333903119>>.

LA INFLUENCIA DE LOS RESULTADOS ELECTORALES EN LA DISTRIBUCIÓN DE LAS CONCESIONES ESTATALES A LOS MUNICIPIOS DE CEARÁ

Esta investigación evalúa si las transferencias voluntarias estatales se distribuyen de manera que favorezca a los municipios que aportan un mayor porcentaje de votos al gobierno estatal en el proceso electoral. El análisis se realiza con la aplicación de un modelo de panel dinámico no lineal, donde el esquema de distribución de las transferencias depende del porcentaje de votos, con base en los municipios de Ceará en el período 2009-2018. Las estimaciones indican que los municipios que siempre que se obtuviera un mayor número de votos para gobernador con más recursos de transferencias voluntarias; y esta relación positiva se amplifica aún más tras ganar el 51% de los votos locales. Este resultado es consistente con el modelo de candidatos políticos con aversión al riesgo de Cox y McCubbins (1986). Además, también se observó la ocurrencia de ciclos políticos en las transferencias voluntarias y la ausencia de favoritismo hacia las alcaldías donde existe alianza partidaria entre alcalde y gobernador.

Palabras clave: subvenciones intergubernamentales; elección; modelo de datos de panel.

JEL: H77; D72; C23.

1 INTRODUÇÃO

A partir da Constituição Federal de 1988, seguindo uma das tendências mais relevantes do processo de desenvolvimento econômico contemporâneo, o Brasil passou por um processo de ampla descentralização financeira, política e administrativa, em virtude da necessidade de se buscar maior eficácia na gestão pública, tentando-se eliminar intermediações burocráticas e melhorar a adequação da administração às demandas sociais.

Se por um lado os governos estaduais e municipais passaram a ter uma responsabilidade maior sobre a alocação de recursos oriundos de arrecadação própria e daqueles transferidos por outras esferas superiores, por outro lado esse processo de descentralização trouxe para os municípios uma maior responsabilidade na oferta de serviços públicos que antes eram de responsabilidade do poder central.

Sob essa lógica do federalismo brasileiro, as transferências intergovernamentais passaram a constituir um importante instrumento para promover um equilíbrio financeiro entre as atribuições constitucionais de um ente e as suas receitas bem como possibilitar a diminuição das desigualdades regionais, por meio do uso desses recursos em investimentos e na oferta de serviços públicos que pudessem atender às demandas da população local. As transferências de recursos entre os entes federativos têm respaldo em argumentos econômicos de equidade e eficiência, ou de centralização ou descentralização do poder político (Barbosa *et al.*, 1998).

As transferências intergovernamentais são classificadas como obrigatórias, cujas fórmulas de repasse são estabelecidas na Constituição ou em leis específicas, permitindo, assim, uma maior previsibilidade e planejamento por parte dos entes convenientes; e as voluntárias, que são aquelas formalizadas mediante convênios,

termos de parceria e contratos de repasse, celebradas entre os entes da Federação, com o intuito de diminuir as desigualdades regionais, possibilitando aos municípios realizar investimentos em obras públicas, escolas, postos de saúde ou em outros projetos específicos para beneficiar a população de uma determinada localidade. As transferências voluntárias podem ser definidas como a “entrega de recursos correntes ou de capital a outro ente da Federação, a título de cooperação, auxílio ou assistência financeira, que não decorra de determinação constitucional legal” (Brasil, 2000, art. 25).

Diante da limitada capacidade de alguns municípios para arrecadar recursos suficientes com o objetivo de manter seu custeio e realizar investimentos, a distribuição de fundos adicionais por esferas de governo superiores, nas quais se concentram grande parte da arrecadação tributária, se torna essencial para que as prefeituras atuem de forma a melhorar a qualidade de vida da população local. Nesse contexto, o sistema de transferência de recursos governamentais se torna um mecanismo importante tanto para promoção do bem-estar social e do equilíbrio fiscal quanto para a qualidade da intervenção do setor público na economia (Mendes, Miranda e Cosio, 2008). Os princípios de equidade, eficiência e qualidade devem ser imperativos nesse mecanismo de distribuição de recursos públicos, como prega a visão tradicional do federalismo fiscal.

No entanto, aproveitando-se do caráter discricionário que as transferências voluntárias possuem, os governos centrais podem utilizá-las para outros fins, especificamente como instrumento para angariar e consolidar relações políticas, por meio da priorização da distribuição desses recursos para entes em que desejam conquistar ou reforçar suporte político. A proposição de que os governantes distribuem recursos ponderando também fatores políticos, além daqueles relacionados à equidade e à eficiência da gestão pública, não é recente. Formulações teóricas sobre esse suposto desvio de comportamento vêm evoluindo desde os trabalhos de Oates (1972) e Wright (1974). Atualmente, é central em grande parte dos modelos de federalismo fiscal e de escolha pública.

Apesar de existirem diversos fatores políticos que podem funcionar como determinantes para a distribuição de recursos por meio das transferências voluntárias, provavelmente o suporte para manter o governante ou seus pares no poder deve ser uma das peças fundamentais no âmbito do que chamamos de apoio político. Vale ressaltar que apoio político, ao menos em muitos dos modelos teóricos de estratégia política, é algo além da simples demonstração explícita de aliança do governante local. Trata-se da demonstração concreta de que um grupo eleitoral local contribui de fato para o sucesso do candidato do governante central. Nessa perspectiva, considerando a relação entre os governos estaduais e os municipais, a forma mais trivial de apoio político seria a quantidade de votos obtida pelo candidato

do governo estadual, distribuidor dos recursos, nos municípios. Seguindo o modelo de federalismo fiscal com políticos avessos ao risco de Cox e McCubbins (1986), por exemplo, acredita-se que os recursos discricionários serão direcionados para os grupos eleitorais que dão maior suporte ao governante central no processo eleitoral. Dessa forma, o voto atuaria como moeda de troca, de modo a compensar os prefeitos com um maior volume de transferências voluntárias em retorno à maior quantidade de votos favoráveis ao governo de esfera superior.

Em meio a essa narrativa, este trabalho avalia se o volume de transferências voluntárias distribuídas para os municípios, de origem estadual, sofre influência das proporções de votos obtidas pelo governador, ou seu indicado sucessor, nos colégios eleitorais municipais. A análise é realizada com base nos dados dos municípios cearenses para os anos de 2009 a 2018, período esse em que o governo do Ceará foi gerido por um mesmo grupo político, o qual conseguiu se manter no poder por um longo período. Essa permanência no poder pode ter reduzido a incerteza dos governadores em relação às preferências políticas e às demandas dos municípios, bem como ainda ter aprimorado a eficiência das transferências em termos de ganhos eleitorais. No entanto, comparando-se as estratégias do tipo *swing-voters* e *core-supporters* à luz dos modelos de Dixit e Londregan (1996; 1998), por exemplo, os graus de eficiência e de incerteza podem ser tais que ainda não seja claro se o governador irá de fato favorecer desproporcionalmente seus grandes apoiadores nas eleições.

Dada a natureza da variável investigada, para o volume de transferências voluntárias *per capita*, que apresenta certa dependência temporal, será empregado um modelo de painel dinâmico. Adicionalmente, será investigado se a influência da proporção de votos sobre as transferências voluntárias ocorre de forma não linear, em um modelo do tipo *kink regression model*, com efeito *threshold*, de Hansen (2017). Nesse modelo, a taxa de crescimento no valor das transferências em resposta a variações no percentual de votos (apoio político) depende do próprio nível do percentual de votos obtidos pelo candidato do governador. Pelas complicações econométricas no modelo empírico, o procedimento de estimação e o teste para não linearidade seguem a metodologia proposta por Seo e Shin (2016), em que o estimador GMM, de Arellano e Bond (1991), é adaptado para o caso de modelos com efeito *threshold*. O modelo empírico ainda permite investigar a ocorrência de ciclos políticos e o efeito de aliança partidária nesse item particular das finanças públicas.

Além desta seção introdutória, o artigo contém uma revisão de literatura empírica sobre a influência política nas transferências, a descrição do procedimento metodológico, uma análise descritiva dos dados, os resultados obtidos e as considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Teorias sobre a distribuição de recursos entre diferentes níveis de governo foram formuladas originalmente sob a ótica dos princípios de equidade e eficiência. No entanto, desde os trabalhos seminais de Oates (1972) e Wright (1974), fatores políticos e objetivos eleitorais têm ganhado destaque nas construções teóricas elaboradas nessa linha de pesquisa. Restringindo-se ao foco principal deste estudo, esta seção apresenta os conceitos e alguns trabalhos empíricos sobre duas das mais discutidas teorias que tratam da distribuição de recursos intergovernamentais com fins eleitorais: a teoria do *core-supporter*, de Cox e McCubbins (1986), e a teoria do *swing-voter*, de Lindbeck e Weibull (1987; 1993).⁴

Antes de apresentar as implicações decorrentes dessas teorias, vale ressaltar que elas geralmente partem da premissa de que o eleitor tem certo apreço pela postura ideológica de um determinado partido político; por isso, ao decidir seu voto, compara os potenciais benefícios de apoiar o candidato desse partido com os originados pelos projetos e pelo programa do candidato de um partido de oposição (ou concorrente). Nessa concepção, o governo central (incumbente), ao definir estratégias para aumentar suas chances de continuar no poder, classificaria as jurisdições eleitorais de acordo com o tamanho relativo de três grupos de eleitores: i) correligionários/seguidores (*core-supporters*); ii) adversários/opponentes, entre aqueles que dão grande peso à afinidade partidária; e iii) *swing voters*, mais suscetíveis a mudar de candidato, por serem politicamente mais moderados. Para esses últimos, por exemplo, votos poderiam ser conquistados pelo incumbente com um esquema de benefícios relativamente mais modestos.

Diante dessa conjectura, as teorias supracitadas argumentam que o governo central incumbente definiria a distribuição de seus recursos para suas jurisdições considerando o bem-estar dos eleitores e a extensão do apoio político nas disputas eleitorais. Os políticos agiriam como investidores, aplicando ou prometendo aplicar recursos em cada uma dessas jurisdições – ou até mesmo diretamente, em certos grupos de eleitores –, de forma a maximizar as suas chances, ou as de seu candidato, à (re)eleição. O problema de otimização nessas teorias é geralmente estruturado com base na competição entre dois partidos (simétricos) que visam maximizar sua fração de votos ou o número de jurisdições (distritos eleitorais, cadeiras no Parlamento etc.) conquistados.

Na formulação proposta por Cox e McCubbins (1986), como desfecho teórico, o governo central avesso ao risco otimizaria suas chances em disputas eleitorais ou conquistas políticas, de modo a direcionar recursos primeiramente às jurisdições que lhe ofertem maior suporte eleitoral, seguido daquelas com grande proporção

4. Para uma revisão mais minuciosa das diversas vertentes teóricas nessa literatura, recomendamos o trabalho de Golden e Min (2013).

de *swing voters*. De acordo com os autores, em um ambiente de incerteza, em que o governo central incumbente tem o melhor acesso à forma como os apoiadores e os afiliados de seu partido reagem aos recursos transferidos e desconhece a reação dos opositores e *swing voters* opositores, recompensar as jurisdições ou os grupos de maior apoio político seria a estratégia ótima para conquistar votos.

Alternativamente, com base no modelo teórico desenvolvido em Lindbeck e Weibull (1987; 1993), o governo central otimizaria seu sucesso eleitoral ao direcionar recursos para as jurisdições onde há grande indecisão eleitoral (ou dominadas pelo grupo de *swing voters*), pois incentivos adicionais seriam decisivos para convencer os *swing voters* a optar pelo incumbente. Se as preferências dos eleitores, em boa parte das jurisdições, atribuem de fato pouco valor à afinidade partidária, ou grande valor aos benefícios financeiros (como em localidades pobres), parece ser mais razoável para o candidato incumbente aplicar estrategicamente mais recursos nas concentrações de *swing voters*.

Se considerarmos os diversos fatores que definem o potencial de conquista eleitoral nas diferentes jurisdições, a estratégia ótima do governo central incumbente pode não ser tão trivial; ao contrário, na realidade, pode originar-se de um problema bem mais complexo. Por exemplo, segundo Dixit e Londregan (1996; 1998), se o governo central incumbente for da mesma forma eficiente em relação à distribuição de recursos entre os diferentes grupos de eleitores, as jurisdições com maior concentração de *swing voters* seriam as mais beneficiadas. Caso contrário, quando o incumbente tem maior conhecimento das necessidades de seus apoiadores e maior facilidade de direcionar-lhes recursos, os *core-supporters* provavelmente recebem maior parte dos recursos. Posto de forma sintética, o grau de eficiência com que a aplicação das transferências intergovernamentais se converte em votos adicionais seria mais um componente-chave na partição estratégica de recursos entre *core-supporters* e *swing voters* (Cox, 2009).

Em outro exemplo, Casas (2018) rompe com a tradicional conclusão de que os recursos devem ser estrategicamente distribuídos entre *core-supporters* ou *swing voters* e argumenta que as jurisdições dominadas por grupos de oposição são as que deveriam ser mais favorecidas. Em uma situação em que o incumbente pode usar eficientemente estratégias de persuasão de opositores e mobilização de apoiadores, e o grau de afinidade ideológica dos eleitores é desconhecida, o modelo desenvolvido pelo autor gera como tática ótima investir em jurisdições dominadas por opositores. Curiosamente, Dyck e Montero (2015) demonstram que, na primeira metade da década de 2000, o Partido dos Trabalhadores seguiu estratégia eleitoral coerente com essa lógica, voltando grandes esforços para jurisdições no Nordeste que eram controladas pela oposição.

De fato, se o objetivo do governo central incumbente também compreende conquista eleitoral, o grau de incerteza, os diferentes arranjos do setor público e do sistema eleitoral, o tipo de recurso distribuído etc. seriam basilares na distribuição de recursos públicos entre suas jurisdições. Portanto, a constatação empírica dessas teorias depende muitas vezes do caso estudado. Assim, ainda se levando em conta as diferenças metodológicas, a literatura empírica que procura validar essas vertentes teóricas não é, obviamente, consensual.

Essa literatura é vasta e contempla diversos países, desenvolvidos ou em desenvolvimento, variados tipos de transferências intergovernamentais e relações entre diferentes esferas de poder. Nos estudos de casos internacionais, encontramos certo equilíbrio nas quantidades de artigos que favorecem uma ou outra teoria. Entre as evidências que sustentam o modelo de Cox e McCubbins (1986), por exemplo, Dollery e Worthington (1998) encontraram que o tamanho da representatividade estadual no Congresso australiano influenciou o volume de doações federais que os estados receberam no período 1981-1992. De forma similar, Porto e Sanguinetti (2001) também encontraram essa relação positiva ao considerarem as províncias argentinas entre 1960 e 1990.

Ainda nessa vertente teórica, há uma série de estudos que analisam diretamente o efeito do suporte eleitoral obtido pelo governo central incumbente em eleições passadas. A ideia básica é que a proporção de votos favoráveis ao incumbente seria uma *proxy* para a grandeza relativa dos grupos de *core-supporters*, *swing-voters* e de oposição em uma jurisdição. Nesse sentido, Francken, Minten e Swinnen (2012) descobriram que as áreas em Madagascar que receberam mais ajuda financeira federal, em resposta ao ciclone Gafilo, de 2004, foram justamente aquelas que propiciaram mais votos ao presidente na eleição imediatamente anterior a esse desastre natural.

Em outros exemplos, Cadot, Röller e Stephan (2006) e Joanis (2011), para França e Canadá, respectivamente, observaram que investimentos em infraestrutura com recursos de esferas superiores de governo foram direcionados aos governos locais em que o incumbente recebera maior proporção de votos na última eleição. Na Alemanha, Kauder, Potrafke e Reischmann (2016) mostraram que os estados com maior percentual de votos favoráveis ao presidente receberam um montante de transferências federais significativamente maior entre 2008 e 2011. No caso específico de transferências discricionárias do governo estadual para municípios, como o caso estudado neste artigo, Ansolabehere e Snyder (2006) encontraram que, entre 1957 e 1997, os governadores nos Estados Unidos favoreceram mais os distritos que lhes propiciaram uma maior proporção de votos.

Para o caso da teoria proposta em Lindbeck e Weibull (1987; 1993), a literatura empírica é igualmente rica. Exemplificando apenas alguns desses trabalhos,

Johansson (2003) encontrou que os municípios suecos com maior proporção de *swing voters* em eleições parlamentares receberam uma maior fração das transferências intergovernamentais discricionárias do governo central no período 1981-1995. Simon-Cosano, Lago-Peñas e Vaquero (2014) observaram que os subsídios discricionários nacionais na Espanha, entre 1987 e 2008, foram direcionados para regiões em que a competição eleitoral pela presidência era mais acirrada. Ainda na Espanha, Castells e Solé-Ollé (2005) também encontraram evidência da teoria do *swing-voter* na alocação regional de investimentos em infraestrutura de transporte no período 1987-1996.

Vale ressaltar que, enquanto a teoria de Lindbeck e Weibull (1987; 1993) indica apenas que recursos do governo central incumbente são direcionados em maior proporção às jurisdições com grande concentração de *swing voters*, muitos estudos sugerem que esse fluxo é ainda mais intenso para jurisdições governadas por aliados políticos do incumbente. Seguindo as ideias de Dixit e Londregan (1996; 1998), é possível que a presença de aliados do governo central incumbente no comando da jurisdição torne a distribuição das transferências igualmente eficiente na conquista dos diferentes grupos de eleitores, favorecendo assim a teoria de *swing voters*. Arulampalam *et al.* (2009), por exemplo, construíram um modelo teórico nessa perspectiva e evidenciaram que estados indianos governados por aliados e com maiores concentrações de *swing voters* foram agraciados com maiores transferências do governo central no período 1974-1997. Similarmente, Kriner e Reeves (2015) estimaram que, entre 1984 e 2008, os gastos federais nos municípios americanos foram substancialmente maiores nos *swing* municípios localizados em estados com governadores aliados do presidente (especialmente em anos de reeleição presidencial).

No caso da literatura empírica que investiga casos nacionais, a grande maioria dos resultados está a princípio em consonância com a teoria *core-supporters* de Cox e McCubbins (1986). Diversos estudos, como os de Ferreira e Bugarin (2007), Bugarin e Ubrig (2013), Moutinho e Kniess (2017), Bugarin e Marciniuk (2017), Bueno (2018), e Sakurai e Theodoro (2020), constataram que o volume de transferências federais ou estaduais é relativamente maior para municípios comandados por prefeitos politicamente aliados (ou alinhados partidariamente) ao presidente/governador incumbente, considerando diferentes modalidades de transferências e intervalos no período 1997-2015.

Esse resultado ainda se mantém nas análises que abrangem relações de afinidade política entre membros do Executivo e do Legislativo federal/estadual. Amorim Neto e Simonassi (2013), exemplificando, estimaram um efeito positivo da proporção de deputados federais e senadores alinhados partidariamente ao presidente sobre as transferências para os estados entre 1985 e 2004.

Similarmente, Marciniuk, Bugarin e Ferreira (2020) mostraram que, de 2001 a 2012, o alinhamento partidário entre deputados federais e prefeitos elevaria o valor *per capita* dos convênios públicos federais nos municípios em R\$ 3,24. O efeito do alinhamento partidário entre prefeito e presidente, no entanto, era consideravelmente maior (R\$ 7,43 por habitante). Em uma análise diferenciada do comumente realizado na literatura, Baerlocher e Schneider (2019) descobriram que deputados federais alinhados partidariamente a membros do Executivo federal conseguiam transferir recursos para seu distrito eleitoral em um período nove meses menor do que o dos demais deputados.

Vale ressaltar que esse viés a favor de jurisdições comandadas por aliados políticos não deve interpretado como evidência definitiva da teoria dos *core-supporters*. Como mencionado anteriormente, é possível, mesmo que aliados políticos sejam privilegiados, implementar a estratégia de distribuição de transferências na linha proposta por Lindbeck e Weibull (1987; 1993). O artigo de Brollo e Nannicini (2012), a título de exemplo, desenvolveu um modelo teórico em que a estratégia ótima do governo central incumbente seria justamente transferir mais recursos para localidades que sejam governadas por membros do seu partido e que tenham uma maior concentração de *swing-voters*. Usando modelos de regressão descontínua para dados brasileiros de 1999 a 2010, eles constataram que as transferências federais de recursos para infraestrutura eram maiores para aqueles municípios onde a competição eleitoral pela prefeitura foi bastante acirrada (com proporção de votos a favor ou contra próximos de 50%) e o prefeito incumbente era filiado à coalizão partidária do presidente.

Surpreendentemente, apesar da popularidade do trabalho de Brollo e Nannicini (2012), não encontramos outros artigos com evidências da teoria de *swing-voters* para o Brasil. Pelo contrário, nos estudos que utilizam a variável proporção de votos de incumbentes, assim como em Brollo e Nannicini (2012), os resultados indicam que a forma de distribuição de recursos públicos federais/estaduais entre as jurisdições no Brasil segue provavelmente o modelo de *core-supporter*. Por exemplo, Firpo, Ponczek e Sanfelice (2015), também utilizando técnicas de regressão descontínua, encontraram que os recursos transferidos por meio de emendas parlamentares são mais volumosos para aqueles municípios onde os deputados federais conquistam maiores votações. De forma semelhante, Arretche e Rodden (2004) e Soares e Melo (2016) estimaram que transferências voluntárias da União para os municípios são positivamente correlacionadas com quantidade de votos para o presidente na última eleição. Em um exemplo mais recente, Burrier (2019) identificou que a distribuição de investimentos por intermédio do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), entre 2007 e 2013, foi influenciada não só pelo quadro deficiente dos municípios em termos de infraestrutura, mas também pela proporção de votos favoráveis ao presidente.

Em suma, enquanto que os estudos internacionais não estabelecem o domínio empírico de nenhuma dessas teorias, para os dados nacionais, a teoria do *core-supporter* parece ser mais adequada para descrever a influência de objetivos eleitorais sobre a distribuição das transferências intergovernamentais no Brasil. Aliás, esse é um ponto que deve ser destacado nessa literatura. Independentemente de qual teoria é a mais relevante empiricamente, os resultados indicam fortemente que, não importa o sistema político, eleitoral e fiscal analisado, a distribuição de recursos públicos entre os entes governamentais sofre influência de objetivos meramente de caráter político e eleitoral.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

A estrutura básica da equação econométrica é fundamentada em modelos de federalismo fiscal e escolha pública originados nas ideias de Oates (1972), em que a alocação de recursos entre as subunidades de governo dependem tanto de fatores de equidade/eficiência quanto de fatores políticos. A formulação adotada neste artigo é similar àquela dos diversos estudos empíricos que investigam os determinantes da distribuição de transferências voluntárias em modelos de painel, conforme equação (1).

$$Y_{it} = a_i + \rho \cdot Y_{i(t-1)} + \beta \cdot W_{it} + \sum_{k=1}^K \varphi_k \cdot X_{k,it} + \sum_{l=1}^L \theta_l \cdot Z_{l,it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que Y_{it} é uma medida para o volume de transferências para a região i no período t ; W_{it} é uma variável (ou um conjunto de variáveis) de interesse particular do estudo; $X_{k,it}$ são K indicadores demográficos e socioeconômicos que acomodam aspectos de eficiência e equidade na distribuição dos recursos; $Z_{l,it}$ são L variáveis para fatores políticos e eleitorais; a_i reflete características não observadas nas unidades i ; e ε_{it} são os termos de erro.

A variável dependente, Y_{it} , corresponde ao valor *per capita* das transferências voluntárias do estado para os municípios. Embora os efeitos fixos a_i já acomodem certas diferenças (estáticas) entre os municípios, a definição em termos *per capita* tem o intuito de amenizar problemas relativos a diferenças e variações de tamanho econômico dos municípios, além de possível heteroscedasticidade. O valor defasado das transferências, $Y_{i(t-1)}$, é utilizado como regressor. Isso porque se espera que as regras de distribuição de recursos adotadas pelo dirigente superior, que devem levar em consideração o completo orçamento ao longo de seu governo, resultem em certa persistência ao longo do tempo nos valores das transferências.

O conjunto de variáveis de controle $X_{k,it}$ é formado pelo produto interno bruto (PIB) *per capita*, o Índice de Desenvolvimento Municipal (IDM), a receita tributária *per capita* e a razão entre receita tributária e receita total – uma medida do grau de dependência fiscal – dos municípios. Vale ressaltar que a disponibilidade de dados em painel para os municípios é bastante limitada, o que compromete a

inclusão de outros condicionantes técnicos e distributivos (variáveis no tempo) para as transferências voluntárias. Essa dificuldade de obtenção de dados talvez seja a razão por que muitos estudos para municípios se restrinjam a modelos de dados *cross-section*.

Os controles para fatores políticos, $Z_{i,t}$, compreendem variáveis binárias que indicam os anos eleitorais no período amostral, estaduais ou municipais, e se há afinidade política entre o governador e os prefeitos dos municípios. De acordo com a teoria de ciclos políticos racionais, na vertente do modelo de sinalização de Rogoff e Sibert (1988), os gastos públicos tendem a aumentar oportunamente durante períodos pré-eleitorais. No contexto desta análise, esses ciclos políticos podem ocorrer via aumentos na distribuição de transferências voluntárias. Em estudos empíricos para o Brasil, por exemplo, esse aumento foi constatado por Arretche e Rodden (2004), nas transferências voluntárias da União para os municípios brasileiros, e por Miranda (2017), nas transferências estaduais de Minas Gerais para os seus municípios. A inclusão da variável afinidade política, representada pela variável binária, que indica se o partido atual do prefeito pertence à coligação partidária do governador na eleição passada, ajuda a avaliar então se existe um favorecimento para aliados políticos. Esse efeito foi positivo e significativo no estudo de Ciribeli, Miquelito e Massardi (2015) quando analisadas as transferências voluntárias do governo federal para os municípios brasileiros.

Além das relações já descritas, tradicionalmente exploradas na literatura, esta pesquisa procura examinar se a distribuição das transferências voluntárias depende do que muitos modelos teóricos chamam de suporte político (W_{it}). O suporte político empregado é algo mais concreto que a simples declaração de apoio político do prefeito ao governador. Não necessariamente determinado pelo prefeito, o suporte político é uma medida de quanto o município contribui para a eleição do governador, ao menos em termos de expectativa do governador. Assim, como *proxy* para percepção de suporte político por parte do governo estadual, a variável W_{it} empregada é o percentual de votos para o governador candidato (ou seu indicado) no município i , na última eleição.

Conforme o resultado geral do modelo teórico desenvolvido em Cox e McCubbins (1986), a estratégia ótima de políticos avessos ao risco seria recompensar o suporte político obtido nos governos locais. Nessa ótica, muitos trabalhos empíricos procuraram validar a proposição dos autores pelo simples teste da hipótese $\beta > 0$. No entanto, é possível que o político avesso ao risco tenda a recompensar desproporcionalmente mais os municípios que lhes darão maior retorno em termos de votos, de forma semelhante a um investidor avesso ao risco que pode alocar grande parte de suas finanças nos ativos de menor risco. Portanto, as transferências voluntárias do estado seriam provavelmente alocadas de forma não linear naqueles municípios que fortemente apoiam o governo estadual incumbente durante as eleições estaduais.

Para acomodar essa conjuntura, o modelo empírico da equação (1) é modificado da seguinte forma:

$$Y_{it} = a_i + \rho \cdot Y_{i(t-1)} + \beta(W_{it}, \tau) \cdot W_{it} + \sum_{k=1}^K \varphi_k \cdot X_{k,it} + \sum_{l=1}^L \theta_l \cdot Z_{l,it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

em que $\beta(W_{it}, \tau) = \beta_T + \beta_A \cdot 1\{W_{it} \geq \tau\}$ e $1\{\cdot\}$ e $1\{\cdot\}$ é um função indicadora que assume valor 1 quando a relação estabelecida em $\{\cdot\}$ for verdadeira e 0 caso contrário. Perceba que o parâmetro $\beta(W_{it}, \tau)$ é uma função da diferença entre o nível de W_{it} , percentual de votos, e o parâmetro *threshold* τ , um percentual mínimo de votos requerido para recompensa diferenciada. Pela nova estrutura do modelo empírico, o volume de transferência voluntária *per capita* direcionada ao município i , Y_{it} , será em média, por cada 1 ponto percentual (p.p.) de votos, igual a β_T para todos os municípios; caso o município se enquadre na classe dos “grandes apoiadores” do governo estadual na eleição (com $W_{it} \geq \tau$), mais um adicional igual a β_A . Trata-se de uma versão em painel do *kink regression model*, com efeito *threshold*, de Hansen (2017).

Se a não linearidade formulada no coeficiente $\beta(W_{it}, \tau)$ for válida, poderíamos constatar que a distribuição das transferências do governo estadual incumbente aos municípios segue a teoria de Cox e McCubbins (1986) caso β_T e β_A sejam positivos. Para cada ponto percentual de acréscimo em W_{it} , as transferências recebidas pelo município i aumentariam em β_T ou, quando $W_{it} \geq \tau$, em $\beta_T + \beta_A$ unidades. Se o parâmetro τ definir um nível mínimo de votos para que o governador classifique o município como *core-supporter*, β_A informará o quão diferenciadamente ele tratará esse grupo de municípios. Valores de β_A superiores ao de β_T poderiam ser interpretados como evidência suplementar a favor da estratégia, com vista a favorecer mais ainda os *core-supporters*.

Alternativamente, poderíamos também descobrir que essa distribuição segue o modelo de Lindbeck e Weibull (1987; 1993) caso τ seja próximo de 50%, β_T seja positivo e β_A seja negativo, com $|\beta_A| > \beta_T$. Nessa situação, os municípios com W_{it} menores que τ (= 50%) receberiam β_T unidades de transferências *per capita* por ponto percentual de voto à medida que W_{it} se aproximasse de τ (= 50%). De forma contrária, os municípios com W_{it} maiores que τ (= 50%) perderiam $\beta_T + \beta_A$ unidades de transferências *per capita* por ponto percentual de voto à medida que W_{it} se distanciasse de τ (= 50%). Ou seja, as transferências *per capita* para os municípios onde a competição eleitoral é mais acirrada e supostamente se concentrariam os maiores grupos de indecisos (*swing-voters*) seriam relativamente maiores. Uma das vantagens dessa formulação econométrica é a possibilidade de tratamento assimétrico entre os municípios considerados de oposição, dado por β_T , e os apoiadores, dado por $\beta_T + \beta_A$, mesmo que o esquema de distribuição favoreça os *swing-voters*.

Uma série de outros resultados interessantes poderiam ainda ser obtidos por meio da equação (2). A própria existência do efeito *threshold* seria um indicativo

para presença de discriminação na distribuição das transferências conforme um nível mínimo de percentual de votos, algo que chancelaria o município como grande apoiador político do governo estadual. Podemos estimar qual seria esse percentual mínimo de votos, τ , e qual a diferença das recompensas por voto entre esses dois grupos, β_A . Em outra possibilidade, se β_T e β_A forem negativos, teremos um provável favorecimento dos municípios com grande concentração de opositores, como proposto por Casas (2018). Por fim, note que o parâmetro τ pode assumir qualquer valor no intervalo $[0,1]$ e, quando $\tau \rightarrow 0$ (ou converge para o menor percentual de votos registrado na amostra), o modelo descrito pela equação (2) convergiria para o da equação (1). Então, mesmo que estatisticamente haja não linearidade, o valor de τ pode ser tão baixo que a discriminação presente no repasse das transferências seria praticamente similar àquela dos modelos lineares.

Apesar da simplicidade, a estimação da equação (2) não é trivial. A presença do regressor predeterminado $Y_{i(t-1)}$ torna viesadas as estimativas obtidas por efeitos fixos ou aleatórios (Nickell, 1981). A solução mais popular na literatura para estimar painéis nessa forma dinâmica é o método que emprega um estimador GMM em primeira diferença, originalmente proposto em Arellano e Bond (1991). De forma semelhante, a variável empregada como *proxy* para o suporte político do município ao governador, o percentual de votos que o governador obteve nessa localidade (W_{it}), é potencialmente não correlacionada com os termos de erros presentes e passados, $Cov(W_{it}, \varepsilon_{i(t-s)}) = 0$ para $s \geq 0$, já que W_{it} se refere ao resultado da eleição passada. No entanto, assim como $Y_{i(t-1)}$, W_{it} é provavelmente correlacionada com os termos de erro futuros. Mais uma vez, a correção da estimação pode ocorrer via procedimento GMM, proposto por Arellano e Bond (1991).

A dificuldade maior na estimação da equação (2) está relacionada à presença desses regressores, denominados de fracamente exógenos, em um modelo de estrutura não linear. Na equação (2), que pertence à classe dos modelos com efeito *threshold*, o parâmetro $\beta(W_{it}, \tau)$ depende do parâmetro *threshold* τ . Assim, o processo de estimação deve não somente corrigir para presença dos regressores fracamente exógenos, como $Y_{i(t-1)}$ e W_{it} , mas também ser adequado para obtenção da estimativa de $\beta(W_{it}, \tau)$. Vale ressaltar que, no presente caso, o método ainda deve lidar com o problema adicional provocado pela fraca exogeneidade da própria variável *threshold*, W_{it} .

Para acomodar essas particularidades, a equação (2) será estimada pelo método proposto em Seo e Shin (2016). Trata-se de uma adaptação do estimador desenvolvido em Hansen (1999; 2000) e Caner e Hansen (2004) para o GMM em primeira diferença de Arellano e Bond (1991). Seo e Shin (2016) demonstram que seu estimador é adequado para o caso de painéis com dinâmica não linear (mesmo assimétrica) e heterogeneidade não observada das unidades *cross-section*, possui distribuição assintótica normal, o que possibilita a aplicação tradicional de testes

de hipóteses, inclusive para o efeito *threshold*, e apresentam excelente desempenho em amostras finitas com N grande T fixo, como nesta pesquisa. No contexto da equação (2), o teste para o efeito *threshold* basicamente contrasta a hipótese nula $H_0: \beta_A = 0$ com a alternativa $H_A: \beta_A \neq 0$ por meio de uma estatística *sup Wald*, calculada sobre estatísticas do tipo Wald, no conjunto de todos os possíveis valores de τ , em um procedimento *bootstrap*.

4 BASE DE DADOS

A base de dados compreende informações socioeconômicas, fiscais, políticas e eleitorais para os municípios cearenses no período 2009-2018. O tamanho da amostra foi determinado pela disponibilidade da variável dependente Y_{it} , transferências voluntárias estaduais *per capita*, que contemplam convênios, termos de parceria, termos de ajuste, termos de colaboração e termos de cooperação, no repositório de dados da CGE/CE. Os dados relativos a indicadores e características dos municípios, como IDM (IDM_{it}), PIB *per capita* ($PIBpc_{it}$), receita tributária *per capita* ($RTpc_{it}$) e razão entre receita tributária e receita total (DF_{it}), foram coletados no repositório de dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece). Todas as variáveis monetárias foram corrigidas para os seus valores reais em 2018.

As variáveis políticas e eleitorais, o percentual de votos do governador (ou de seu indicado) no município (W_{it}) e o indicador de que o partido atual do prefeito pertence à coligação partidária do governador na última eleição estadual (pmc_{it}) foram obtidos no repositório de dados do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). Os anos eleitorais estaduais e os municipais são indicados pelas variáveis binárias aee_t e aem_t , respectivamente. Foram incluídas também as interações entre as variáveis para os anos eleitorais e a coligação partidária, $aee_t \times pmc_{it}$ e $aem_t \times pmc_{it}$. Isso nos possibilitará averiguar se a ocorrência de ciclos políticos, por meio do aumento de transferências voluntárias em anos eleitorais, é intensificada em municípios onde o prefeito tem afinidade política com o governador.

Por fim, adicionamos o produto das variáveis w_{it} e pmc_{it} ($pmcv_{it}$), com o intuito de captar diferentes recompensas via transferências voluntárias para os municípios onde há afinidade política entre prefeito e governador. Cabe ressaltar que, pela estrutura da equação (2), o coeficiente de $pmcv_{it}$ basicamente alteraria o valor médio das transferências para os dois casos de afinidade política. O ideal seria permitir variação também nos β_j 's, as recompensas pelo percentual de votos, e τ , o percentual mínimo requerido pelo governo estadual para implementar essa recompensa adicional. Infelizmente, devido ao procedimento de estimação empregado, não foi possível adotar essa extensão.

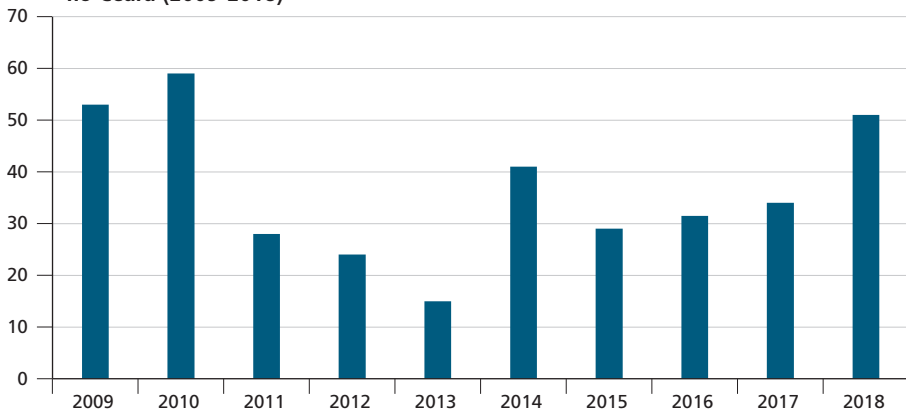
Para demonstrar a dinâmica dos dados ante os objetivos da pesquisa, faremos uma breve exposição do comportamento das transferências voluntárias estaduais

per capita em relação a alguns desses indicadores políticos e eleitorais. Como estamos tratando de um painel de dados, a exposição será simplificada pelo uso da média dessas transferências entre os municípios ($\overline{TVEP}_t = \sum_i Y_{it}/N$).

O gráfico 1 apresenta a evolução temporal de \overline{TVEP}_t no período 2009-2018. Pode-se observar que o valor médio das transferências voluntárias estaduais *per capita* variou substancialmente ao longo do tempo, mas, em anos de eleição do governo estadual (e federal) – 2010, 2014 e 2018 –, há sempre um aumento significativo seguido de redução no ano subsequente, compatível com os modelos de ciclos políticos oportunistas (Rogoff e Sibert, 1988). No entanto, não é possível observar esse mesmo tipo de reação nos anos eleitorais para o governo municipal. Ou seja, aparentemente os ciclos políticos são gerados pelos governantes observando apenas os períodos eleitorais de sua própria esfera de governo.

GRÁFICO 1

Valor médio das transferências voluntárias estaduais *per capita* para os municípios no Ceará (2009-2018)



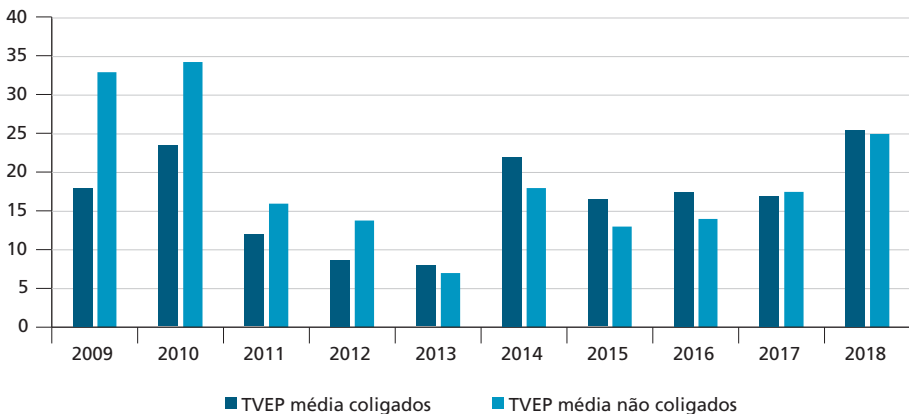
Elaboração dos autores.

E qual seria a influência da afinidade política sobre a distribuição desses recursos? Se o governo estadual leva em consideração a participação do partido atual do prefeito em sua coligação partidária como *proxy* para afinidade política, espera-se que o volume de transferências seja maior para as prefeituras coligadas e que, talvez, o ciclo político nas transferências seja ainda mais exacerbado para seus municípios do que demonstrado no gráfico 1. Contudo, isso não pode ser confirmado pela inspeção visual dos dados.

Conforme o gráfico 2, as variações da \overline{TVEP}_t para coligados e não coligados foram semelhantes, mas os repasses médios para os não coligados foram consideravelmente maiores do que aqueles para os coligados no período anterior a 2013. Houve até uma reversão nessa distribuição a partir de 2013, os municípios com prefeito coligado passaram a receber em média uma maior fração das transferências, mas a diferença é bem menor. De uma forma geral, não podemos afirmar o papel da afinidade política (via coligação partidária) na distribuição das transferências voluntárias.

GRÁFICO 2

Valor médio das transferências voluntárias estaduais *per capita* para os municípios no Ceará observando a afinidade partidária entre prefeitura e governo estadual (2009-2018)

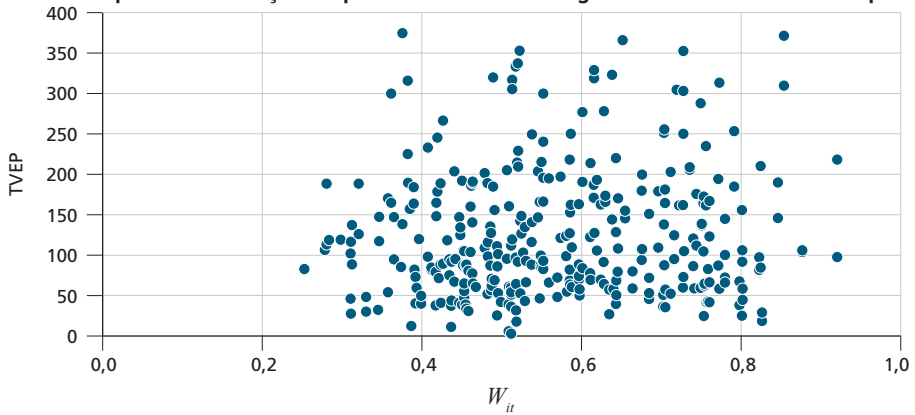


Elaboração dos autores.

Seria também oportuno verificar a distribuição dos valores das transferências voluntárias dos estados para os municípios em relação ao percentual de votos obtidos pelo governador, quando em reeleição (2014), ou seu indicado, quando a reeleição não foi mais possível (2010 e 2018). Cabe destacar que os governadores eleitos no período analisado fazem parte do mesmo grupo político. O gráfico 3 apresenta a relação entre os percentuais de votos obtidos pelos governadores eleitos e o valor das transferências voluntárias nos três anos próximos das eleições nos municípios cearenses. Percebe-se que há uma grande concentração de registros de votos na faixa de 40% a 80%, o que demonstra a popularidade dos governadores no poder nesse período. Note que, por inspeção visual apenas, maiores percentuais de votos obtidos pelo governo estadual estão aparentemente associados com maiores valores de transferências voluntárias *per capita*. No entanto, essa observação só pode ser confirmada com respaldo estatístico no modelo empírico.

GRÁFICO 3

Dispersão entre o valor das transferências voluntárias *per capita* recebidas nos três anos próximos à eleição e o percentual de votos do governador eleito nos municípios



Elaboração dos autores.

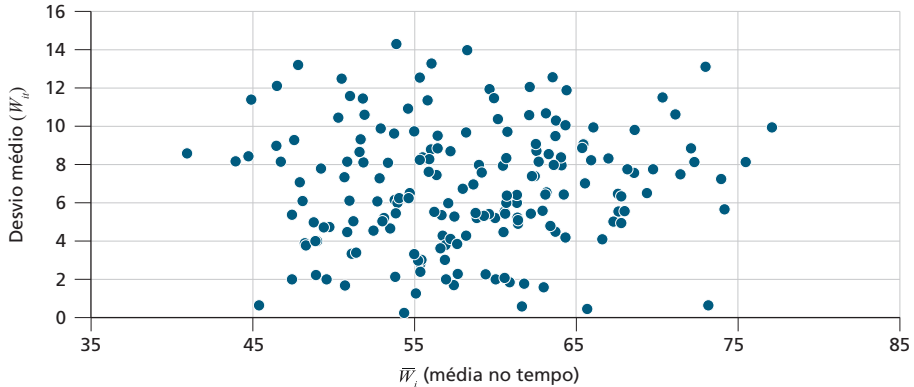
Por último, dado que estamos tratando de um caso em que o mesmo grupo político está há bastante tempo no poder, é possível que o governo estadual permanente esteja acomodado a uma estratégia com aproximadamente o mesmo portfólio de investimentos, já que esta seria comprovadamente eficaz. Nesse caso, pode ser que não haja tanta variabilidade (temporal) nos valores das transferências, Y_{it} nem no percentual de votos em cada município, W_{it} .

Para avaliarmos esse ponto, consideramos dois contrastes. No primeiro, apresentado no gráfico 4A, comparamos o nível médio do percentual de votos favoráveis ao governador e o desvio médio (em pontos percentuais) em cada município. Como podemos observar, não há um padrão claro indicando que municípios que mais apoiaram o governador (ou seu indicado à eleição) apresentam maior ou menor variação de votos, em termos de pontos percentuais, relativos àqueles de oposição. Quando comparamos o desvio médio com a média, percebemos que os resultados das eleições para governador variam substancialmente nos municípios.

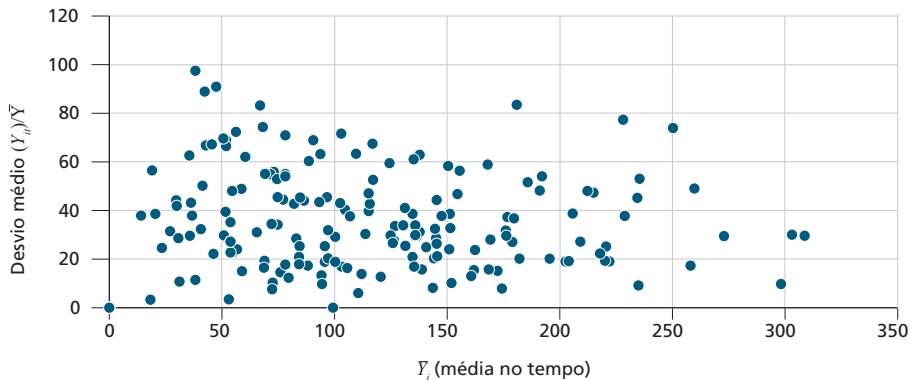
GRÁFICO 4

Variabilidade temporal das transferências voluntárias *per capita* (Y_{it}) e do percentual de votos a favor do governador eleito (W_{it}) nos municípios

4A – Percentual de votos



4B – Transferências voluntárias *per capita*



Elaboração dos autores.

No gráfico 4B, comparamos o valor médio das transferências *per capita* e o desvio médio (em termos percentuais) para cada município. Nesse caso, os municípios que na média receberam menores valores parecem apresentar variabilidade nas transferências um pouco maior. De uma forma geral, há considerável variabilidade temporal na proporção dos votos conquistados pelo governador e nos valores das transferências *per capita*, e essa variabilidade parece não estar estritamente relacionada ao nível dessas variáveis nos municípios.

5 RESULTADOS

A tabela 1 apresenta as estimativas para os modelos dinâmicos linear e não linear. A primeira coluna lista os regressores; a segunda e a terceira colunas mostram os coeficientes estimados e seus respectivos valores- p do modelo linear; e a quarta e a

quinta colunas mostram esses mesmos resultados para o modelo não linear. Note que as estimativas dos coeficientes de resposta das transferências voluntárias *per capita* (Y_{it}) em relação ao percentual de votos (W_{it}) são apresentadas em linhas separadas, correspondentes aos parâmetros especificados nas equações (1) e (2), β , β_T e β_A . As últimas linhas da tabela mostram as estatísticas F , com seus respectivos *valores-p*, e a estimativa do parâmetro *threshold*, τ .

Cabe ressaltar que os resultados para PIB *per capita* ($PIBpc_{it}$) e receita tributária *per capita* ($RTpc_{it}$) e a razão entre receita tributária e receita total (DF_{it}) foram omitidos porque essas variáveis, além de ter apenas papel secundário na análise (atuam basicamente como controles), não foram estatisticamente significantes em nenhum dos modelos. Por fim, a estrutura não linear do modelo empírico, equação (2), foi estatisticamente significativa a 5% (estatística Wald é 16,38) em relação à equação (1). Mesmo assim, para efeito de comparação, resolvemos apresentar os resultados do modelo linear e comentar algumas de suas estimativas.

TABELA 1
Resultados dos modelos linear e não linear¹

Variável	Modelo linear		Modelo não linear	
	Coefficiente	valor-p	Coefficiente	valor-p
$Y_{i(t-1)}$	0,38	0,00	0,23	0,00
W_{it}	-	-	-	-
β	42,25	0,00	-	-
β_T	-	-	26,32	0,03
β_A	-	-	38,72	0,00
IDM_{it}	-0,45	0,00	-0,20	0,03
aee_t	16,91	0,00	17,42	0,00
$aee_t \times pmc_{it}$	8,67	0,08	3,93	0,09
aem_t	2,34	0,32	4,06	0,00
$aem_t \times pmc_{it}$	-4,36	0,31	4,84	0,01
pmc_{it}	12,86	0,24	4,74	0,38
$pmcv_{it}$	-23,36	0,21	-12,28	0,20
			τ (<i>threshold</i>)	0,512
			valor-p	0,00
Estatística F	7,6 ²	-	16,3 ³	-
valor-p	0,00	-	0,00	-

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ A estimação e os testes foram executados no *software* Stata.

² Estatística F correspondente ao teste de significância global do modelo linear.

³ Estatística Wald correspondente ao teste de não linearidade.

Tanto no modelo linear como no não linear, o montante de transferências voluntárias *per capita* direcionadas a um determinado município tem relação com o percentual de votos conquistado pelo governador candidato, ou por seu candidato, neste município. No modelo linear, usualmente adotado na literatura, a estimativa de β , estatisticamente significativa a 5% (valor- $p < 0,05$), sugere que, para cada 1 p.p. de votos (usando o resultado da eleição anterior como valor esperado presente), o município seria recompensado anualmente, em média, com R\$ 0,42 *per capita* em termos de transferências voluntárias. É um valor bem expressivo se considerarmos que 50% de votos favoráveis ao candidato do governo estadual geraria uma média de R\$ 21,00 *per capita* por ano, tudo mais constante. Isso corresponde aproximadamente a um pouco mais do que o valor médio das transferências voluntárias *per capita* em 2013, pior resultado entre os anos analisados.

Essa associação positiva entre transferências discricionárias para governos locais e percentual de votos para o candidato executor das transferências foi também encontrada em modelos empíricos similares, como Kauder, Potrafke e Reischmann (2016), para municípios e governo central alemão, e Soares e Melo (2016), para municípios e governo federal brasileiro. Kauder, Potrafke e Reischmann (2016) encontraram que 1 p.p. de votos favoráveis ao candidato do atual governo federal aumentava as transferências *per capita* em 1,14%. Curiosamente, nesta pesquisa, usando o conceito de elasticidade média, em que $\bar{Y} = \sum_t (\sum_i Y_{it}/N)/T$ é aproximadamente R\$ 37,00, o impacto nas transferências voluntárias *per capita* seria muito próximo desse resultado. No caso estudado por Soares e Melo (2016), 1 p.p. de votos para o candidato do governo federal aumentaria as transferências voluntárias *per capita* em apenas R\$ 0,07, bem abaixo do que encontramos. Em Arretche e Rodden (2004), esse aumento foi estimado em R\$ 19,00 por cada desvio-padrão a mais em votos para o presidente na última eleição. Entretanto, como a variável relativa aos votos não está em porcentagem, não é possível traçarmos um comparativo com esse estudo.

Na versão não linear do modelo, os resultados mudam notadamente. Embora a relação ainda seja positiva, a quantia repassada em transferências voluntárias por cada ponto percentual de votos muda consideravelmente a partir de 51% (estimativa para τ) – percentual esse que confirmaria a vitória local do candidato. Para os municípios cuja expectativa do candidato do governo estadual seja obter menos de 51% dos votos, o adicional em termos de transferências voluntárias *per capita* por ponto percentual de votos seria em torno de R\$ 0,26, enquanto que, para aqueles cuja expectativa seja acima de 51%, o adicional por ponto percentual de votos seria aproximadamente R\$ 0,65 (26,3 + 38,7), uma diferença considerável.

O sinal positivo dos coeficientes β_T e β_A e esse tratamento diferenciado para os considerados grandes apoiadores políticos do candidato do governo estadual, $\beta_A > \beta_T$, estão em conformidade com o comportamento previsto para políticos

avessos ao risco na vertente proposta em Cox e McCubbins (1986). O interessante é constatar uma diferença substancial em uma situação eleitoral em que, ao menos considerando as três eleições estaduais cobertas pela amostra, 75% dos municípios apresentaram um percentual de votos favoráveis acima de 51%. Como mencionamos anteriormente, foram candidatos/governos bem populares. Seria então realmente necessário tamanha compensação adicional?

O gráfico 4 da seção 4 sugere que houve bastante variabilidade no percentual de votos favoráveis ao candidato governador ou ao seu indicado. Portanto, na linha da aversão ao risco, essa taxa adicional expressiva no crescimento dos repasses voluntários parece ter como meta estratégica assegurar a vitória e/ou obter grandes margens de vitória nas localidades supostamente dominadas por *core-supporters*, pois, quando consideramos um percentual de votos acima de 60%, apenas 35% dos municípios se enquadrariam nessa categoria. Com base na discussão desenvolvida em Dixit e Londregan (1996; 1998), isso poderia indicar que a permanência no poder foi investida no *machine politics*, de modo a melhorar o conhecimento das preferências e as demandas dos seus apoiadores e, por conseguinte, tornar o governo estadual mais eficiente na obtenção de ganhos eleitorais dos *core-supporters*.

De qualquer forma, embora essa evidência indique que o volume de transferências *per capita* aumenta com a proporção W_{it} , seria também importante avaliar se, no agregado, o governo estadual aloca a maior parte das transferências *per capita* no grupo de municípios classificados como *core-supporters*. Por exemplo, é possível que tenhamos uma relação positiva entre Y_{it} e W_{it} , mas as estimativas dos parâmetros e os valores de W_{it} sejam tais que, no agregado, o conjunto de municípios na classe dos *swing-voters* acabe por receber mais recursos do que o dos *core-supporters* (em termos *per capita*). Esse resultado pode ser um tanto incoerente quando se conclui que a distribuição das transferências no Ceará segue estritamente o modelo de Cox e McCubbins (1986).

Para esclarecer esse ponto, avaliamos como a distribuição das transferências em resposta ao percentual de votos ocorreria em termos agregados, a partir de simulações do componente $\beta(W_{it}, \tau)$. W_{it} no modelo *threshold*. Essas simulações consideram dois cenários. No primeiro, o governador incumbente classifica os municípios que ofereceram percentuais de voto menores que 45% ($W_{it} < 45\%$) como de oposição; os com percentuais entre 45% e 55% ($45\% \leq W_{it} \leq 55\%$), como *swing-voters*; e os com percentuais acima de 55% ($W_{it} > 55\%$), como *core-supporters*. No segundo, menos restrito para os *swing-voters*, essa classificação considera os percentuais $W_{it} < 42,5\%$, $42,5\% \leq W_{it} \leq 57,5\%$ e $W_{it} > 57,5\%$.

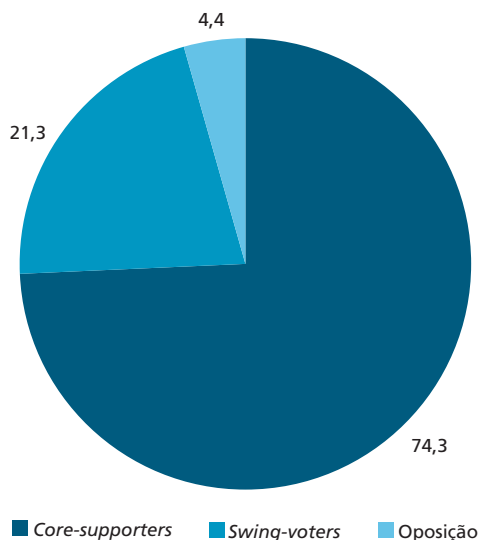
O gráfico 5 apresenta a distribuição das transferências voluntárias *per capita* nesses dois cenários. Os painéis A e B mostram as proporções simuladas para as transferências *per capita* que são destinadas a cada grupo de municípios. Conforme as estimativas do modelo *threshold*, os resultados indicam que o grupo dos *core-supporters* também seria o mais favorecido em termos agregados, com 74,3% dos

recursos no cenário 1 e 66% no cenário 2, seguido pelo grupo dos *swing-voters*, o que reforça a adequabilidade do modelo de Cox e McCubbins (1986) para descrever a distribuição das transferências voluntárias no Ceará.

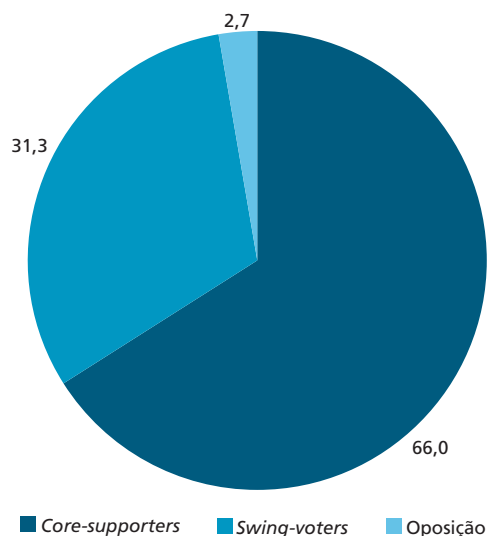
GRÁFICO 5

Simulações para a distribuição global das transferências voluntárias *per capita* (Em %)

5A – Simulação (cenário 1)



5B – Simulação (cenário 2)



Em relação aos controles socioeconômicos, apenas o coeficiente do IDM foi estatisticamente significativa a 5%. Sendo um indicador importante na distribuição dos recursos estaduais para as prefeituras, a estimativa negativa demonstra que o volume de transferências voluntárias é inversamente proporcional ao nível de desenvolvimento do município. Aparentemente, mesmo diante do caráter discricionário desses repasses, o governo estadual também adota, sob uma perspectiva técnica, princípios de equidade na distribuição das transferências voluntárias. Resultados nesse mesmo sentido também são encontrados em estudos empíricos similares para o Brasil. Por exemplo, Soares e Neiva (2011) mostram que, no Brasil, as regiões que recebem maior porcentagem das transferências, na década de 1990 e em parte da década de 2000, são as menos desenvolvidas.

A ocorrência de ciclos políticos é geralmente examinada em uma equação em que a despesa total ou parte dela muda em anos de eleição. Nesta pesquisa, procuramos identificar se o nível de transferências voluntárias, como um item de despesa do governo estadual, muda em anos de eleições estaduais (ae_e_t) e/ou municipais (aem_t). Conforme a tabela 1, considerando apenas o modelo não linear, tanto a eleição estadual quanto a municipal parecem influenciar o nível das transferências voluntárias estaduais *per capita* concedidas aos municípios, o que corrobora a suspeita de ocorrência de ciclos políticos no governo do Ceará levantada pelo gráfico 1 da seção 4. Os coeficientes estimados, ambos estatisticamente significantes a 5%, indicam que as transferências voluntárias *per capita* aumentam em média R\$ 17,42 nos anos de eleição estadual (e presidencial) e R\$ 4,06 nos anos de eleição municipal. Há obviamente uma grande diferença na intensidade dos ciclos, uma vez que o governo estadual provavelmente dá mais ênfase aos anos de sua eleição. Esse resultado é aderente aos apresentados por Miranda (2017), Arretche e Rodden (2004) e Dollery e Worthington (1998), que reforçam o uso do aumento de gastos dos governos em anos eleitorais como estratégia para maximizar as possibilidades de sucesso na eleição, haja vista que a injeção de recursos adicionais passa ao eleitor uma sensação de melhora na economia local e, por conseguinte, de maior competência da gestão pública.

A variável pmc_{it} , que indica se o partido atual do prefeito pertence à coligação partidária do governador na última eleição, não se mostrou estatisticamente significativa a 5%. Também não foram significantes a 5% suas interações com a variável que indica os anos de eleição estadual ($ae_e_t \times pmc_{it}$) e o percentual de votos ($pmcv_{it}$). Apenas a interação com a variável que indica os anos de eleição municipal ($aem_t \times pmc_{it}$) se mostrou significativa a 5%, no modelo não linear. Pela estimativa de seu coeficiente, há um efeito amplificador do ciclo político nas eleições municipais, pois o prefeito cujo partido pertence à coligação do governador recebe em média, relativamente aos demais prefeitos, R\$ 4,84 a mais de transferências voluntárias *per capita* nesse período. De forma geral, não é possível sugerir, para a

análise em questão, que a aliança partidária entre o prefeito e o governador (ou seu candidato) possui uma forte influência sobre o volume de transferências voluntárias. Diferentemente, Ciribeli, Miquelito e Massardi (2015) constaram um repasse maior de transferências voluntárias para os municípios mineiros onde o prefeito era da mesma coligação partidária do governador do estado, independentemente de período eleitoral.

Finalmente, vale comentar o resultado da própria variável dependente defasada, $Y_{i(t-1)}$. No modelo dinâmico, ela atua também como controle para influência de regras institucionais ou de estratégia (não observadas) adotadas pelo governante estadual na distribuição das transferências voluntárias. Se há certa estabilidade nesse conjunto de regras e continuidade na sua aplicação, espera-se que os valores das transferências voluntárias *per capita* exibam um padrão comportamental com persistência no tempo. Isso pôde ser comprovado pela significância estatística do coeficiente de $Y_{i(t-1)}$ (valor- $p < 0,05$). Ademais, nesse mesmo contexto, o pequeno valor estimado para tal coeficiente, 0,38 no modelo linear e 0,23 no modelo não linear, mostra que essas regras atuam de tal forma que choques pontuais nos valores das transferências voluntárias *per capita*, em média, desaparecem rapidamente ao longo do tempo.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho analisou a influência de alguns determinantes políticos e econômicos na distribuição de transferências voluntárias estaduais no Ceará entre 2009 e 2018. A análise considerou modelos e painel dinâmico, com estrutura linear e não linear. No modelo não linear, a intensidade com que o valor de transferências recebido pelo município varia com o suporte eleitoral ao governador incumbente (ou seu candidato indicado) depende do tamanho desse suporte. O modelo é suficientemente flexível para captar diferentes efeitos propostos na literatura do *distributive politics*.

A partir dos resultados apresentados, foi possível constatar que o suporte eleitoral ao governador incumbente foi importante na distribuição desses recursos, haja vista que os municípios que mais propiciaram votos ao governador foram contemplados com um volume maior de transferências voluntárias. Essa evidência se torna ainda mais forte nas estimativas do modelo não linear, que indicaram um aumento maior ainda para municípios que garantiram a maioria de votos para o governador incumbente. Esse esquema tático de distribuição de recursos está em consonância com o modelo *core-supporters* de Cox e McCubbins (1986).

Outra observação relevante a ser feita é que, diferentemente dos outros estudos descritos na revisão de literatura, a coligação partidária entre prefeito e governador não foi relevante na distribuição de recursos para os municípios

por meio das transferências voluntárias, o que nos leva a crer que, no cenário estudado, não interessa ao governo estadual se o município é gerido por prefeitos de partidos aliados ou adversários, o que é mais importante e priorizado pelo governo nessa relação de troca é a quantidade de votos que determinado município pode proporcionar ao governo em uma eleição.

Alternativamente, o estudo sugere uma maior distribuição de recursos para prefeituras onde o prefeito é coligado ao governador em anos de eleição municipal, o que sugere o objetivo do governo central de favorecer aliados no processo eleitoral municipal.

Associado à relevância que o voto tem para a distribuição de recursos, foi observado um aumento na distribuição desses recursos em anos que acontecem eleições estaduais. Isso vem ratificar a teoria dos ciclos políticos em que os governantes estão mais propícios a realizar investimentos e despesas em anos de eleição para fornecer ao eleitor a percepção de melhoria na gestão pública, além de satisfazer os gestores municipais, independentemente do partido aos quais são filiados, para conseguir apoio necessário na eleição.

Sob uma perspectiva técnica, também foi possível verificar, por meio do IDM, que municípios cearenses que possuem esse índice baixo recebem mais recursos oriundos das transferências voluntárias, o que pode sugerir uma estratégia distributiva utilizada pelo governo para promover a equidade econômica entre os municípios.

De forma geral, o resultado deste trabalho sugere que os governos cearenses avaliados no período estudado, apesar de usarem recursos de forma a diminuir desigualdades conforme foi demonstrado por meio do IDM, ainda utilizam a possibilidade de discricionariedade das transferências voluntárias com fins eleitorais.

Cabe ressaltar que o trabalho emprega uma abordagem relativamente simples para compreender alguns aspectos da distribuição de recursos intergovernamentais. O problema é, na realidade, bastante complexo, dada a sua natureza dinâmica e a influência de inúmeros fatores políticos, econômicos e sociais. Do ponto de vista econométrico, o estudo pode se beneficiar substancialmente de modelos que permitam um maior grau de heterogeneidade.

Possíveis melhoras e extensões poderiam incluir, por exemplo, a interação do efeito não linear com o indicador de aliança partidária, o que ajudaria a identificar o quanto a estratégia de distribuição de recursos, como recompensa para o suporte eleitoral nos municípios, muda a depender da afinidade política entre prefeito e governador. As estratégias também podem mudar no tempo: em um determinado período, a melhor estratégia pode ser a do tipo *core-supporters*, mas em outro pode ser melhor seguir com a do tipo *swing-voter*. Isso pode ocorrer no próprio

caso estudado, em que cada eleição no período amostral coberto teve graus de competição distintos. Assim, também seria importante permitir certa variabilidade temporal no efeito não linear.

Talvez a restrição do estudo ao caso que envolve apenas o governo estadual do Ceará e seus municípios alivie o peso da heterogeneidade sobre a formulação econômica. Em um estudo de abrangência nacional, a estrutura do modelo econométrico deveria certamente permitir variabilidade *cross-sectional* no tipo de estratégia adotada, pois, na distribuição das transferências voluntárias federais para os municípios, por exemplo, é mais provável que o presidente incumbente invista em *swing-voters* em alguns estados e em *core-supporters* em outros. Claro que este artigo não está imune a essa crítica, mas o problema deve ser consideravelmente menor.

REFERÊNCIAS

AMORIM NETO, O.; SIMONASSI, A. G. Bases políticas das transferências intergovernamentais no Brasil (1985-2004). **Revista de Economia Política**, v. 33, n. 4, p. 704-725, out.-dez. 2013.

ANSOLABEHHERE, S.; SNYDER, J. M. Party control of state government and the distribution of public expenditures. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 108, n. 4, p. 547-569, Dec. 2006.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

ARRETCHE, M.; RODDEN, J. Política distributiva na Federação: estratégias eleitorais, barganhas legislativas e coalizões de governo. **Dados – Revista de ciências sociais**, v. 47, n. 3, p. 549-576, 2004.

ARULAMPALAM, W. *et al.* Electoral goals and center-state transfers: a theoretical model and empirical evidence from India. **Journal of Development Economics**, v. 88, n. 1, p. 103-119, Jan. 2009.

BAERLOCHER, D.; SCHNEIDER, R. Cold bacon: co-partisan politics in Brazil. **SSRN**, p. 1-27, Dec. 2019. Disponível em: <<https://bit.ly/3Q81tRO>>.

BARBOSA, F. H. *et al.* (Coord). **Federalismo fiscal, eficiência e equidade: uma proposta de reforma tributária**. Brasília: Sinafresp/Fenafisco, 1998.

BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000. Estabelece normas de finanças públicas voltadas para a responsabilidade na gestão fiscal e dá outras providências. **Diário Oficial**, 5 maio 2000. Disponível em: <<https://bit.ly/3rPRbfl>>.

BROLLO, F.; NANNICINI, T. Tying your enemy's hands in close races: the politics of federal transfers in Brazil. **American Political Science Review**, v. 106, n. 4, p. 742-761, Nov. 2012.

BUENO, N. S. Bypassing your enemy: distributive politics, credit claiming, and non-State organizations in Brazil. **Comparative Political Studies**, v. 51, n. 3, p. 304-340, Mar. 2018.

BUGARIN, M.; MARCINIUK, F. Strategic partisan transfers in a fiscal federation: evidence from a new Brazilian database. **Journal of Applied Economics**, v. 20, n. 2, p. 211-239, Mar. 2017.

BUGARIN, M. S.; UBRIG, R. Partisan voluntary transfers in a fiscal federation: new evidence from Brazil. *In*: LACEA-LAMES ANNUAL MEETING, 18., 2013, Mexico City. **Proceedings...** Mexico City: Lacea, 2013.

BURRIER, G. Politics or technical criteria? The determinants of infrastructure investments in Brazil. **The Journal of Development Studies**, v. 55, n. 7, p. 1436-1454, 2019.

CADOT, O.; RÖLLER, L.-H.; STEPHAN, A. Contribution to productivity or pork barrel? The two faces of infrastructure investment. **Journal of Public Economics**, v. 90, n. 6-7, p. 1133-1153, Aug. 2006.

CANER, M.; HANSEN, B. Instrumental variable estimation of a threshold model. **Econometric Theory**, v. 20, n. 5, p. 813-843, 2004.

CASAS, A. Distributive politics with vote and turnout buying. **American Political Science Review**, v. 112, n. 4, p. 1111-1119, Jul. 2018.

CASTELLS, A.; SOLÉ-OLLÉ, A. The regional allocation of infrastructure investment: the role of equity, efficiency and political factors. **European Economic Review**, v. 49, n. 5, p. 1165-1205, Jul. 2005.

CIRIBELI, J. P.; MIQUELITO, S.; MASSARDI, W. de O. Transferências públicas de recursos: um estudo sobre o protecionismo partidário da União (PT) e do estado de Minas Gerais (PSDB). **Administração Pública e Gestão Social**, v. 7, n. 2, p. 72-81, abr.-jun. 2015.

COX, G. W. Swing voters, core voters and distributive politics. *In*: SHAPIRO, I. (Ed.). **Political representation**. Cambridge, United States: Cambridge University Press, 2009. p. 342-357.

COX, G. W.; MCCUBBINS, M. Electoral politics as a redistributive game. **Journal of Politics**, v. 48, n. 2, p. 370-389, May 1986.

DIXIT, A.; LONDREGAN, J. The determinants of success of special interests in redistributive politics. **The Journal of Politics**, v. 58, n. 4, p. 1132-1155, Nov. 1996.

_____. Ideology, tactics, and efficiency in redistributive politics. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 2, p. 497-529, May 1998.

DYCK, B. van; MONTERO, A. P. Eroding the clientelist monopoly: the sub-national left turn and conservative rule in Northeastern Brazil. **Latin American Research Review**, v. 50, n. 4, p. 116-138, 2015.

DOLLERY, B.; WORTHINGTON, A. The political determination of intergovernmental grants in Australia. **Public Choice**, v. 94, n. 3, p. 299-315, Mar. 1998.

FERREIRA, I. F. S.; BUGARIN, M. S. Transferências voluntárias e ciclo político-orçamentário no federalismo fiscal brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 271-300, jul.-set. 2007.

FIRPO, S. P.; PONCZEK, V. P.; SANFELICE, V. The relationship between federal budget amendments and local electoral power. **Journal of Development Economics**, v. 116, n. 4, p. 186-198, May 2015.

FRANCKEN, N.; MINTEN, B.; SWINNEN, J. F. M. The political economy of relief aid allocation: evidence from Madagascar. **World Development**, v. 40, n. 3, p. 486-500, Mar. 2012.

GOLDEN, M.; MIN, B. Distributive politics around the world. **Annual Review of Political Science**, v. 16, n. 1, p. 73-99, May 2013.

HANSEN, B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. **Journal of Econometrics**, v. 93, n. 2, p. 345-368, Dec. 1999.

_____. Sample splitting and threshold estimation. **Econometrica**, v. 68, n. 1, p. 575-603, May 2000.

_____. Regression kink with an unknown threshold. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 35, n. 1, p. 228-240, Mar. 2017.

JOANIS, M. The road to power: partisan loyalty and the centralized provision of local infrastructure. **Public Choice**, v. 146, n. 1-2, p. 117-143, Jan. 2011.

JOHANSSON, E. Intergovernmental grants as a tactical instrument: empirical evidence from Swedish municipalities. **Journal of Public Economics**, v. 87, n. 5-6, p. 883-915, May 2003.

KAUDER, B.; POTRAFKE, N.; REISCHMANN, M. Do politicians reward core supporters? Evidence from a discretionary grant program. **European Journal of Political Economy**, v. 45, p. 39-56, Dec. 2016.

KRINER, D. L.; REEVES, A. Presidential particularism and divide-the-dollar politics. **American Political Science Review**, v. 109, n. 1, p. 155-171, Feb. 2015.

LINDBECK, A.; WEIBULL, J. Balanced-budget redistribution as the outcome of political competition. **Public Choice**, v. 52, p. 273-297, 1987.

_____. A model of political equilibrium in a representative democracy. **Journal of Public Economics**, v. 51, n. 2, p. 195-209, Jun. 1993.

MARCINIUK, F. L.; BUGARIN, M. S.; FERREIRA, D. C. Motivação partidária nas transferências voluntárias da União: o papel do Legislativo federal. **Estudos Econômicos**, v. 50, n. 2, p. 261-291, abr.-jun. 2020.

MENDES, M.; MIRANDA, R. B.; COSIO, F. B. **Transferências intergovernamentais no Brasil**: diagnóstico e proposta de reforma. Brasília: Conleg, abr. 2008. (Textos para Discussão, n. 40).

MIRANDA, C. A. S. **Federalismo fiscal**: transferências voluntárias do estado de Minas Gerais para seus municípios. 2017. 95 f. Monografia (Especialização) – Escola de Governo Professor Paulo Neves de Carvalho, Fundação João Pinheiro, Belo Horizonte, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/3RrA2n3>>.

MOUTINHO, J. A.; KNISS, C. T. Transferências voluntárias da união para municípios brasileiros: identificação de correlação entre variáveis. **Revista de Gestão e Projetos**, v. 8, n. 1, p. 90-101, jan. 2017.

NICKELL, S. Biases in dynamic models with fixed effects. **Econometrica**, v. 49, n. 6, p. 1417-1426, Nov. 1981.

OATES, W. E. (Ed.). **Fiscal federalism**. New York: Harcourt Brace Jovanich, 1972.

PORTO, A.; SANGUINETTI, P. Political determinants of intergovernmental grants: evidence from Argentina. **Economics and Politics**, v. 13, n. 3, p. 237-256, Nov. 2001.

ROGOFF, K.; SIBERT, A. Elections and macroeconomic policy cycles. **Review of Economics Studies**, v. 55, n. 1, p. 1-16, Jan. 1988.

SAKURAI, S. N.; THEODORO, M. I. A. On the relationship between political alignment and government transfers: triple differences evidence from a developing country. **Empirical Economics**, v. 58, n. 3, p. 1107-1141, 2020.

SEO, M. H.; SHIN, Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. **Journal of Econometrics**, v. 195, n. 2, p. 169-186, Dec. 2016.

SIMON-COSANO, P.; LAGO-PENAS, S.; VAQUERO, A. On the political determinants of intergovernmental grants in decentralized countries: the case of Spain. **Publius: The Journal of Federalism**, v. 44, n. 1, p. 135-156, 2014.

SOARES, M. M.; NEIVA, P. Federalism and public resources in Brazil: federal discretionary transfers to states. **Brazilian Political Science Review**, v. 5, n. 2, p. 94-116, 2011.

SOARES, M.; MELO, B. Condicionantes políticos e técnicos das transferências voluntárias da União aos municípios brasileiros. **Revista de Administração Pública**, v. 50, n. 4, p. 539-562, jul.-ago. 2016.

WRIGHT, G. The political economy of new deal spending: an econometric analysis. **The Review of Economics and Statistics**, v. 56, n. 1, p. 30-38, Feb. 1974.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BATISTA, M. A conexão ministerial: governo de coalizão e viés partidário na alocação de emendas parlamentares ao orçamento (2004-2010). **Riel – Revista Ibero-Americana de Estudos Legislativos**, v. 4, n. 1, p. 3-16, maio 2015.

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

BUGARIN, M.; GADELHA, S. R. B. Descentralização administrativa e de receitas. *In*: GIAMBIAGI, F.; FERREIRA, S. G.; HOELZ, A. A. M. (Org.). **Reforma do Estado** – transformando a atuação do governo. São Paulo: GEN Editorial, 2020. p. 147-163.

BUNGEY, M.; GROSSMAN, P.; KENYON, P. Explaining intergovernmental grants: Australian evidence. **Applied Economics**, v. 23, n. 4, p. 659-668, 1991.

CORVALAN, A.; COX, P.; OSORIO, R. Indirect political budget cycles: evidence from Chilean municipalities. **Journal of Development Economics**, v. 133, n. 2, p. 1-14, Jul. 2018.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. On the vote-purchasing behavior of incumbent governments. **American Political Science Review**, v. 96, n. 1, p. 27-40, Mar. 2002.

DASGUPTA, S.; DHILLON, A.; DUTTA, B. **Electoral goals and centre-state transfers**: a theoretical model and empirical evidence from India. New Delhi: Indian Statistical Institute, Jul. 2004.

FOURNAIES, A.; MUTLU-EREN, H. English bacon: co-partisan bias in intergovernmental grant allocation in England. **Journal of Politics**, v. 77, n. 3, p. 805-817, Jul. 2015.

KHEMANI, S. **Partisan politics and intergovernmental transfers in India**. Washington: World Bank, Apr. 2003. (Policy Research Working Paper, n. 3016).

MARCINIUK, L. F. **A influência de fatores políticos e institucionais na política fiscal subnacional**. 2016. 89 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de Brasília, Brasília, 2016.

MEIRELES, F. Alinhamento partidário e demanda por transferências federais no Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 53, n. 1, p. 173-194, jan.-fev. 2019.

PINHO, M. M.; VEIGA, L. G. The political economy of intergovernmental grants: evidence from a maturing democracy. **Public Choice**, v. 133, p. 457-477, 2007.

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

SEO, M. H.; KIM, S.; KIM, Y.-J. Estimation of dynamic panel threshold model using Stata. **The Stata Journal**, v. 19, n. 3, p. 685-697, Sept. 2019.

WALLIS, J. J. The political economy of new deal spending revisited, again: with and without Nevada. **Explorations in Economic History**, v. 35, n. 2, p. 140-170, Apr. 1998.

Data da submissão: 2 mar. 2020.

Primeira decisão editorial em: 29 maio 2020.

Última versão recebida em: 19 jan. 2021.

Aprovação final em: 22 mar. 2021.

COMPORTAMENTO DOS GASTOS PÚBLICOS NO PERÍODO DE 2002 A 2017: UMA ANÁLISE COM PAINEL DINÂMICO¹

Adilson Giovanini²

Helberte João França Almeida³

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) estabelece diferentes mecanismos que garantem a saúde das finanças públicas locais. Todavia, diversos estudos têm argumentado que ela favorece a elevação nas despesas com pessoal, uma vez que, durante os anos de crescimento econômico, o espaço gerado pelo aumento na arrecadação foi utilizado para elevar os gastos com pessoal. Dada a elevada rigidez destas despesas, com a ocorrência da crise econômica, os municípios passaram a enfrentar grave crise fiscal. Diante desse contexto, a análise descritiva dos dados e a estimação de um modelo em painel dinâmico são utilizadas para identificar os fatores que explicam o aumento do gasto com pessoal no período de 2002 a 2017 para 5.205 municípios brasileiros. Os resultados mostram que gastos com pessoal (uma defasagem), arrecadações próprias (duas defasagens), receitas de transferências (uma defasagem) e aposentados são os parâmetros de maior importância. Contudo, os agrupamentos dos municípios se mostram com diferentes sensibilidades às variáveis analisadas.

Palavras-chave: Lei de Responsabilidade Fiscal; determinantes dos gastos; crise fiscal; modelo em painel.

BEHAVIOR OF PUBLIC EXPENDITURE IN THE PERIOD FROM 2002 TO 2017: DYNAMIC PANEL ANALYSIS

The Fiscal Responsibility Law (LRF) establishes different mechanisms that guarantee the health of local public finances. However, several studies have argued that it favors an increase in personnel expenses, because during the years of economic growth the space generated by the increase in tax collection was used to increase personnel expenses. Given the high rigidity of these expenses, with the occurrence of the economic crisis, the municipalities began to face a serious fiscal crisis. In this context, the descriptive analysis of the data and the estimation of a dynamic panel model are used to identify the factors that explain the increase in personnel expenses in the period 2002-2017 for 5.205 Brazilian municipalities. The results show that expenses with personnel (one lag), own collections (two lag), income from transfers (one lag) and expenses with retirees are the most important parameters. However, the groupings of the municipalities show different sensitivity to the variables analyzed.

Keywords: Fiscal Responsibility Law; determinants of spending; fiscal crisis; panel model.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art2>

2. Professor adjunto de administração pública na Universidade do Estado de Santa Catarina (Udesc). *E-mail:* <adilson.giovanini@udesc.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7892847639297232>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-8948-1186>>.

3. Professor adjunto de economia na Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). *E-mail:* <helberte.almeida@ufsc.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/4247485312021504>>. Orcid: <0000-0003-0163-0197>.

COMPORTAMIENTO DEL GASTO PÚBLICO EN EL PERÍODO 2002 A 2017: ANÁLISIS DE PANEL DINÁMICO

La Ley de Responsabilidad Fiscal (LRF) establece diferentes mecanismos que garantizan la salud de las finanzas públicas locales. Sin embargo, varios estudios han argumentado que favorece un aumento de los gastos de personal, ya que durante los años de crecimiento económico el espacio generado por el aumento de los ingresos se utilizó para aumentar los gastos de personal. Dada la alta rigidez de estos gastos, con la ocurrencia de la crisis económica, los municipios comenzaron a enfrentar una grave crisis fiscal. Dado este contexto, se utiliza el análisis descriptivo de los datos y la estimación de un modelo de panel dinámico para identificar los factores que explican el aumento de los gastos de personal en el período 2002-2017 para 5.205 municipios brasileños. Los resultados encontrados muestran que el gasto en personal (un retraso), la recaudación propia (dos retrasos), los ingresos por transferencias (un retraso) y el gasto en jubilados son los parámetros más importantes. Sin embargo, los grupos de municipios se muestran con diferentes sensibilidades a las variables analizadas.

Palabras clave: Ley de Responsabilidad Fiscal; determinantes del gasto; crisis fiscal; modelo de paneles.

JEL: H62; H68; H72; H74.

1 INTRODUÇÃO

O Índice Firjan de Gestão Fiscal (IFGF) avalia 4.544 dos 5.570 municípios brasileiros; destes municípios analisados, 87% apresentaram situação fiscal difícil ou crítica para o ano de 2016. Essa situação também é apontada pela secretária do Tesouro Nacional. Dado o esforço de ajuste fiscal realizado por meio da adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), aprovada no ano de 2000, que definiu mecanismos rigorosos de controle dos gastos públicos, é difícil compreender como o país conseguiu retroceder para uma situação de descontrole fiscal municipal generalizado.

A Lei Complementar nº 101/2000, mais conhecida como LRF, foi adotada com o objetivo de disciplinar o orçamento público e obrigar cada agente da federação a controlar as suas despesas. Precisamente, esta lei propicia o aumento no nível de transparência do setor público e obriga os gestores a adotarem medidas que resultem em rápido retorno para os limites estabelecidos em termos de gastos com pessoal e endividamento, caso estes sejam extrapolados.

Segundo Fioravante, Pinheiro e Vieira (2006), quando a LRF foi aprovada, o limite definido para a despesa total com pessoal (DTP), de 60% da receita corrente líquida (RCL), se mostrou muito acima da DTP observada para os municípios brasileiros, cuja média era de 42%. Assim, a LRF pode ter estimulado um aumento no gasto com pessoal. Como este gasto é rígido, sendo difícil de ser alterado, os municípios ingressaram em um cenário de descontrole fiscal. Ademais, a crise econômica no período entre 2014 e 2016 reduziu bruscamente as transferências

para os municípios, obrigando-os a adotar uma política de ajuste que agravou a sua situação fiscal (Firjan, 2017).

A despeito de a literatura de finanças públicas municipais defender que a atual crise fiscal é explicada pelo elevado comprometimento das receitas com as DTPs (Giuberti, 2005; Fioravante, Pinheiro e Vieira, 2006; Menezes, 2006; Macedo e Corbari, 2009; Gomes, 2012; Ávila e Figueiredo, 2013; Araújo, Santos Filho e Gomes, 2015; Azevedo *et al.*, 2015; Confessor *et al.*, 2017; Medeiros, 2018; Dutra e Pagnussat, 2018; Aranha, 2018; Lodi, 2018; Couto e Goularte, 2019; Rodrigues *et al.*, 2019), não se encontrou nenhum estudo com uma análise mais detalhada destas despesas. Todos os estudos encontrados se limitam a descrever o comportamento da DTP para municípios ou estados específicos.

Destarte, a literatura especializada em finanças públicas municipais carece de estudos que avaliem se esse movimento de aumento na DTP é observado para todos os municípios brasileiros, e se diferentes agrupamentos de tamanho dos municípios influenciam no comportamento das variáveis que explicam as despesas com pessoal. Nesse contexto, é importante identificar os fatores responsáveis pelo crescimento e pelo comportamento da DTP, após a adição das variáveis de controle recomendadas pela literatura especializada em finanças públicas.

A contribuição deste estudo é analisar o comportamento das DTPs de 5.205 municípios brasileiros no período entre 2002 e 2017.⁴ Para tanto, utilizam-se como variáveis de controle as receitas de arrecadações próprias, as receitas de transferências, os gastos com aposentados e pensionista e o produto interno bruto (PIB). De maneira mais precisa, este estudo visa contribuir com a literatura ao identificar os fatores que contribuem para um aumento dos gastos com pessoal: o montante de arrecadação? O acréscimo das transferências? O envelhecimento da população? O aumento do PIB?

Para responder a essas perguntas, utiliza-se um modelo em painel dinâmico. Ademais, para garantir maior robustez aos resultados, os municípios são avaliados em diferentes grupos, de acordo com o tamanho populacional. Em suma, os resultados encontrados apontam que os gastos com pessoal (uma defasagem), arrecadações próprias (duas defasagens), receitas de transferências (uma defasagem) e gastos com aposentados são variáveis significativas em quase todas as configurações de agrupamento dos municípios estudados. Todavia, a depender da classe dos municípios, algumas variáveis se mostram mais importantes.

Além desta introdução, o artigo segue estruturado em mais quatro seções. A seção 2 revisa a LRF e a literatura que aponta para o avanço das DTPs como responsáveis pelo crescente descontrole fiscal. Na sequência, a seção 3 mostra a

4. Foram estudados todos os municípios que apresentavam os dados adotados neste estudo.

metodologia utilizada para identificar os fatores que levaram ao aumento dos gastos com pessoal e o modelo econométrico adotado. Posteriormente, a seção 4 apresenta e discute os resultados encontrados para as estatísticas descritivas e do modelo em painel dinâmico adotado. Por fim, a seção 5 traz as considerações finais.

2 PACTO FEDERATIVO, LRF E O COMPORTAMENTO DAS DESPESAS COM PESSOAL NO PERÍODO RECENTE

No Brasil, a LRF surgiu para atender ao art. 169 da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), possuindo como precursora a Lei Camata (Lei Complementar nº 82/1995) e a Lei Camata 2 (Lei Complementar nº 96/1999) (Asazu, 2003). Apesar de essas leis definirem limites para o gasto com pessoal, as regras fixadas se restringiram a cada esfera da federação, deixando os três poderes que constituem estas esferas (Legislativo, Executivo e Judiciário) livres para atuarem conforme desejassem. Contudo, essa limitação foi solucionada com a aprovação da LRF, no ano de 2000, cujo art. 19 fixou em 60% o limite máximo para a DTP em relação à RCL, sendo o limite para o Poder Executivo de 54% e para o Poder Legislativo de 6%. Ademais, ela estabelece os limites de alerta para o Executivo e o Legislativo, em 48,6% e 5,4%, respectivamente, e os limites prudenciais, de 51,30% e 5,7%, respectivamente. Por fim, considera-se como gasto com pessoal o somatório das despesas do ente da federação com os ativos, os inativos e os pensionistas, relativos a mandatos eletivos, cargos, funções ou empregos, civis, militares e de membros de Poder, com quaisquer espécies remuneratórias e vantagens pessoais de qualquer natureza (Brasil, 2000; Morais, 2013).

Segundo Giuberti (2005) e Menezes (2006), embora a LRF tenha dotado as contas públicas municipais de maior estabilidade, ela foi elaborada sem considerar a realidade dos municípios, sendo vantajosa apenas para os municípios que se encontram acima do limite de 60% da DTP em relação à RCL. Dessa forma, os municípios que se encontravam abaixo deste limite tiveram incentivos para aumentar a DTP.

Fioravante, Pinheiro e Vieira (2006) argumentam que o limite da LRF foi definido com base em dados oriundos de uma minoria de municípios que descumpriam a lei, sem olhar para a realidade dos demais municípios. A lei é semelhante para todos os estados, apesar das diferenças existentes entre estas esferas (Giuberti, 2005; Fioravante, Pinheiro e Vieira, 2006; Menezes, 2006; Macedo e Corbari, 2009; Gomes, 2012). Portanto, os fatores que levaram à fixação do limite na DTP para os municípios em 60% da RCL permanecem desconhecidos, dado o seu distanciamento da média de 42%, observado para os municípios à época da sua aprovação.

Destarte, a literatura especializada mostra que a LRF gera efeitos opostos aos perseguidos, pois impulsiona a DTP em vez de a inibir. Assim, observa-se um crescimento da despesa acima da RCL dos municípios (Giubert, 2005; Ávila e Figueiredo, 2013; Araújo, Santos Filho e Gomes, 2015; Azevedo *et al.*, 2015; Confessor *et al.*, 2017; Medeiros, 2018; Dutra e Pagnussat, 2018; Aranha, 2018; Lodi, 2018; Couto e Goularte, 2019; Rodrigues *et al.*, 2019). Por sua vez, a ocorrência da crise econômica, a partir de 2014, que prejudicou principalmente os municípios da região Nordeste, agravou a situação fiscal dos municípios mais dependentes das transferências e que possuem maior DTP em relação à RCL (Berlt, Bender Filho e Tristão, 2017; Magalhães, 2017; Rabelo e Rodrigues Júnior, 2018; Silva, 2018; Souza, Silva e Câmara, 2018).

Para além das mudanças geradas pela LRF, Silva (2018) destaca que foram realizadas reformas de cunho weberiano (concursos públicos, autonomia e carreiras bem definidas) e gerencialista com o objetivo de melhorar a qualidade da DTP a partir da década de 1990. Para Silva (2018), o modelo gerencial, implementado a partir do ano de 1995 por meio do Plano Diretor da Reforma do Aparelho do Estado (PDRAE), é disseminado como elemento capaz “de combater a corrupção e o nepotismo patrimonialista”, visando a “controle rigoroso e hierarquia” e orientando-se “pelos seguintes princípios: profissionalização, ideia de carreira, hierarquia funcional, impessoalidade, formalismo e em síntese o poder racional legal” (*op. cit.*, p. 8) – também se embasando no controle como instrumento de combate à corrupção.

O modelo gerencial considera que o aparelho administrativo é constituído por funcionários que

são pessoalmente livres; obedecem somente às obrigações objetivas de seu cargo; são nomeados (e não eleitos) numa hierarquia rigorosa dos cargos; têm competências funcionais fixas; qualificação profissional – no caso mais racional: qualificação verificada mediante prova e certificada por diploma; são remunerados por salários fixos em dinheiro (...); exercem seu cargo como profissão única ou principal; têm a perspectiva de uma carreira: “progressão” por tempo de serviço ou eficiência, ou ambas as coisas, dependendo do critério dos superiores (Silva, 2018, p. 8).

Por conseguinte, esse modelo rompe parcialmente com o modelo burocrático ao focar o controle sobre os resultados em detrimento do controle sobre os processos. Segundo Gerigk e Clemente (2012) e Couto e Goularte (2019), apesar de o modelo gerencial ter propiciado diversos ganhos à administração pública, existem elementos atinentes à legislação atual que não contribuem para a adoção de melhores práticas relacionadas ao comportamento da DTP. Mais precisamente, a elevada estabilidade funcional dos servidores públicos de carreira, os planos de carreiras generosos e as demissões mediante processo administrativo resultam em

elevado poder de barganha para os servidores, implicando crescimento dos gastos com pessoal acima da inflação nas últimas duas décadas.

Oliveira e Gomes (2018) salientam que o concurso público, mediante uma avaliação meritocrática, recruta os melhores profissionais do mercado. Contudo, os planos de carreira, cargos e salários frequentemente apresentam baixa flexibilidade, mobilidade e incentivo. Como resultado, desestimulam a aquisição e compartilhamento de conhecimentos e melhores práticas entre diferentes esferas e entes federativos. Esses fatores somados à baixa mobilidade dos servidores resultam em trabalhadores com perfil não adequado para a atividade, desanimados e com baixa produtividade. Nesse contexto, a adoção de maior flexibilidade e cooperação intergovernamental pode estimular a aquisição de conhecimentos específicos, propiciando maior capacitação, inovação e adoção de boas práticas no setor público, possuindo como efeito rebote a maior eficiência dos servidores públicos (Bergue, 2010).

Nesse tocante, Oliveira e Gomes (2018, p. 6) salientam que

servidores com as mesmas funções e qualificações têm benefícios e carreiras diferentes dentro do Estado, e não há *benchmarking* com servidores do setor privado. Há também poucas oportunidades de progressão na carreira (...) e pouca flexibilidade dos gestores de usarem os recursos humanos disponíveis. Também há pouco incentivo para inovação e risco. Apesar de geralmente terem benefícios melhores que no mercado, os servidores de carreira estão desmotivados e desmoralizados.

Para Fontinha *et al.* (2015), essa distorção na estrutura de incentivo pode ser visualizada por meio do surgimento de uma “ideologia concursista”. Dessa maneira, nos municípios, a progressão salarial muitas vezes não ocorre prioritariamente por meio de planos de carreira que estimulam o aperfeiçoamento profissional e o ganho de experiência em uma área específica, mas mediante a aquisição de conhecimentos genéricos, sem aplicação prática e por meio da migração entre cargos, via concurso público. Esse comportamento por vezes compromete a aquisição de conhecimentos e experiências específicas, bem como a formação de uma identificação com a área específica, resultando em menor desenvolvimento de soluções e proposição de inovações.

A situação reportada evidencia a necessidade de maior reconhecimento e incentivo ao crescimento profissional dos servidores públicos municipais dentro de uma mesma área. Assim, é necessária a promoção do estímulo ao treinamento, à capacitação e à inovação, por meio de diferentes mecanismos, tais como: portarias, prêmios, cursos, bônus; e programas de remuneração pelas habilidades contraídas mediante a realização de cursos de treinamento e/ou de desenvolvimento (Gil, 2007; Bergue, 2010).

Esses resultados complementam as evidências apresentadas pela literatura de governança pública e capacidades estatais (Lotta, Cavalcante e Oliveira, 2016; Marengo, 2017; Marengo, Strohschoen e Joner, 2016; Grin *et al.*, 2018). Ressalta-se que a contratação de trabalhadores mais qualificados exerce efeito positivo, provendo os municípios de maior capacidade técnica e administrativa, implicando melhores resultados em termos de arrecadação tributária e de elaboração e implementação de políticas públicas.

Observa-se, portanto, preocupação com os planos de carreiras, cargos e salários (PCCS) e com a necessidade de se conciliar a contratação de servidores públicos mais qualificados com o desenvolvimento de mecanismos que estimulem o aprendizado, o aperfeiçoamento, a inovação e o compartilhamento de experiências e melhores práticas de gestão. Nesse tocante, as escolas de governo, ainda incipientes, podem contribuir significativamente (Fernandes, 2015; Ranzini e Bryan, 2017).

A esses fatos se somam os desdobramentos gerados pelo pacto federativo nacional. A elevação dos municípios para o patamar de entes federativos, pela CF/1988, resulta em diferentes administrações públicas com relativa autonomia e independência, cujos sistemas de recursos humanos não apresentam integração (Coelho e Menon, 2018). A maior autonomia implica guerra fiscal e acirrada competição entre os municípios – os quais sobrepujam os mecanismos que estimulam a cooperação, nomeadamente os incentivos à formação de consórcios intermunicipais. A “cooperação federal é ineficaz e acomodam-se as desigualdades nas capacidades institucionais entre as cidades com o apoio dos programas do governo central” (Grin, 2014, p. 18). Por conseguinte, observa-se “pouca ou quase nenhuma mobilidade nos recursos humanos em várias esferas do serviço público”, o que implica baixa “circulação de conhecimento e capacidades dentro do Estado” e entre os municípios (Oliveira e Gomes, 2018, p. 11).

Assim, a CF/1988 promoveu a descentralização fiscal, elevando a autonomia e o montante de transferências intergovernamentais para os municípios, que passaram a desfrutar de maior liberdade para elevar as fontes de arrecadação própria (Arretche, 1996; 1999; 2009; 2012; Serra e Afonso, 1999; Souza, 2005; Matias-Pereira, 2009). No entanto, a maior participação das transferências intergovernamentais resultou em menor esforço de arrecadação municipal. Os gestores municipais evitam o desgaste político gerado pela imposição tributária, preferindo elevar a participação nas receitas oriundas de transferências intergovernamentais (Ribeiro e Shikida, 2000; Rodrigues, 2004; Ribeiro e Toneto Júnior, 2004; Carvalho, Oliveira e Carvalho, 2007; Cesare, 2010; Orair e Alencar, 2010; Mattos, Rocha e Arvate, 2011; Afonso e Castro, 2014).

As mudanças promovidas pela CF/1988 também resultaram em repasse de atribuições para os municípios, principalmente em áreas como saúde e educação (Souza, 2003; Ipea, 2010; Alcântara, 2011; Reis, Costa e Silveira, 2013). Como resultado, os municípios permanecem dependentes das transferências intergovernamentais, mas são “obrigados a aparelhar-se como garantia de recebimento de recursos” (Favato, 2018, p. 129). Como a DTP é o gasto que mais se eleva e também o que apresenta maior rigidez no curto prazo, a ocorrência de crises econômicas resulta em retração nas transferências, obrigando os municípios a reduzirem os investimentos para permanecerem dentro dos limites fixados pela LRF (Velloso, 2006; Araújo, Santos Filho e Gomes, 2015).

Assim, ocorre o fenômeno conhecido como descentralização das despesas e centralização das receitas, agravado pelo fato de a União recorrer à criação de contribuições e taxas para reduzir o montante de repasses constitucionais para os municípios (fixados em 22,5% do Imposto de Renda e 22,5% do Imposto sobre Produtos Industrializados pela CF/1988). Os municípios menores apresentam menor capacidade administrativa e menor acesso aos recursos oriundos de programas federais, sendo os mais penalizados pelo modelo atual de pacto federativo (Cataia, 2011).

Conforme enfatizado por Arretche (2009), em resposta ao processo de descentralização promovido pela CF/1988 e à baixa capacidade dos municípios em elaborar e realizar políticas públicas, a partir de 1995 o Brasil registra processo de (re)centralização federativa. O governo federal, cada vez mais, assume o papel de coordenação dos entes federativos (Abrucio, 2005), com destaque para os esforços de universalização das políticas sociais (Abrucio e Franzese, 2008) e de nacionalização nos padrões de políticas públicas implementadas (Franzese, 2010). Esse movimento se caracteriza, por um lado, pela descentralização de competências e recursos e, por outro lado, pela crescente coordenação do governo federal (Lotta, Gonçalves e Bitelman, 2014), caracterizado pela crescente vinculação dos repasses ao cumprimento de metas específicas (Abrucio e Franzese, 2007). Outrossim, esse movimento ainda é incipiente, sendo baixo o grau de desenvolvimento das arenas federativas (Grin e Abrucio, 2018b).

Nas palavras de Grin (2014, p. 18), “seria importante que o governo federal criasse incentivos mais eficazes para desenvolver capacidades administrativas municipais”. Os “sistemas nacionais de políticas são o desenho político e institucional mais adequado, considerando as características do federalismo brasileiro, quando se busca responder ao desafio de modernizar a gestão municipal” (Grin e Abrucio, 2018a, p. 32), de modo que a coordenação dos arranjos existentes em território nacional identifica um importante desafio para a Federação brasileira.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo econométrico e estimação

Diferentes modelos⁵ defendem a existência de relações de causalidade distintas tributárias às finanças públicas. Diante desta imprecisão teórica referente à relação de causalidade entre arrecadações e gastos públicos, somado ao fato de que a LRF implicitamente impõe uma relação direta entre despesas e receitas, adotar-se-á o modelo econométrico de painel dinâmico (*panel-var*) para analisar o comportamento das despesas com pessoal dos municípios brasileiros. Dessa forma, todas as variáveis covariadas são tratadas como endógenas por meio da seguinte especificação econométrica (Santolin, Jayme Junior e Reis, 2009):

$$DES_{i,t} = \alpha_{t0} + \sum_{j=1}^m \beta_j DES_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j RTRi_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j RTrans_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j Apo_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \theta_j PIB_{i,t-j} + f_i + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

em que $i = 1, \dots, N$ denota os municípios que compõem a amostra, m é o número de defasagens adotadas e t , o número de períodos. Ademais, $DES_{i,t}$, $RTRi_{i,t}$, $RTrans_{i,t}$, $Apo_{i,t}$ e $PIB_{i,t}$ são as despesas com pessoal em relação à RCL, as receitas tributárias, as receitas de transferências, o número de aposentadorias e pensões, e o PIB, respectivamente, sendo todas as variáveis expressas em valores *per capita* e em logaritmo.

A variável dependente defasada é utilizada para avaliar se ocorre uma tendência de elevação nos gastos com pessoal ao longo do tempo. Dessa forma, caso o coeficiente estimado seja significativo e apresente sinal positivo, isto sinalizará que os gastos com pessoal cresceram no período em análise.

A variável $RTRi_{i,t}$ mensura o efeito da arrecadação própria sobre as despesas com pessoal. Subjacente à inclusão dessa variável se encontra a hipótese de que os municípios com maior arrecadação exibem maior comprometimento das suas receitas correntes líquidas com gastos com pessoal. Essa hipótese é corroborada caso os coeficientes estimados para essa variável sejam significativos e exibam sinal positivo.

A variável $RTrans_{i,t}$ é utilizada para identificar os efeitos institucionais derivados da CF/1988, que elevou a dependência dos municípios com relação às transferências constitucionais. A obtenção de coeficientes significativos e positivos pode corroborar o argumento de que o maior montante de transferências estimula a adoção de um comportamento mais pernicioso, que favorece o aumento

5. Na literatura econômica existem diversos modelos que advogam pela existência de diferentes relações de causalidade: Friedman (1978) salienta que a relação causal era do tipo arrecadar e gastar. Por sua vez, Barro (1979) e Peacock e Wiseman (1979) afirmam que as despesas direcionam as receitas. Uma terceira linha de pensamento afirma que os gastos e a arrecadação são selecionados mutuamente. Por fim, uma quarta escola de pensamento discorre que as despesas e as receitas podem mudar independentemente uns dos outros (Santolin, Jayme Junior e Reis, 2009).

nos gastos com pessoal. Ademais, a variável $Apo_{i,t}$ mensura o efeito do aumento nos gastos com aposentados e inativos. Assim, esta variável testa a hipótese de que o envelhecimento da população contribui para o aumento na participação dos gastos com pessoal na RCL municipal. Por fim, o $PIB_{i,t}$ identifica o efeito de um maior nível de atividade econômica sobre o gasto com pessoal. Essa variável testa a ocorrência da Lei de Wagner, isto é, que o aumento na riqueza dos municípios implica maior necessidade de presença do estado, relacionada à normatização da vida urbana e das atividades econômicas, o que favorece o aumento nas despesas com pessoal (Riani, 2000).

De maneira mais precisa, o procedimento inicial para estimar o modelo econométrico em painel dinâmico é o adotado em Arellano e Bond (1991). Assim, utilizam-se as primeiras diferenças do modelo original para remover as inconsistências do modelo, isto é, para eliminar os efeitos fixos das regiões, obtendo-se a seguinte especificação para o modelo:

$$\begin{aligned} \Delta Des_{i,t} = & \alpha_{t0} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta Des_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \Delta RTr_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \delta_j \\ & \Delta RTrans_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \phi_j \Delta Apo_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta PIB_{i,t-j} + \mu_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

no qual Δ identifica a primeira diferença e $\mu_{it} = \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}$. Essa especificação possibilita a remoção do efeito fixo, permanecendo apenas o efeito decorrente do tempo.

Os coeficientes são estimados pela abordagem do método de momentos generalizados (GMM), mediante o recálculo dos resíduos provenientes da equação (2):

$$q = (\sum_{i=1}^n \hat{\mu}_i' Z_i) W (\sum_{i=1}^n Z_i' \hat{\mu}_i), \quad (3)$$

em que q possui distribuição assintótica χ^2 . A estimação através do GMM possibilita a realização do teste de sobreidentificação de Sargam, utilizado para verificar a validade dos instrumentos utilizados, sendo o número de graus de liberdade, d_f , igual ao número de instrumentos menos o número de parâmetros do modelo.

O motivo pelo qual se optou pela utilização desta técnica de estimação é que ela minimiza o problema de endogeneidade ao adotar como variáveis instrumentais todas as variáveis defasadas endógenas do modelo. Logo, os parâmetros estimados são consistentes e eficientes. Todavia, de acordo com Arellano e Bover (1995), devido à fraca correlação entre as variáveis defasadas em níveis e suas primeiras diferenças, é aconselhável incluir as equações originais em nível para reduzir o viés de amostra finita e melhorar a estimação do modelo. Em contrapartida, como esse teste utiliza um número grande de instrumentos, aumenta a possibilidade de correlação entre as variáveis utilizadas.

Desse modo, este trabalho adotará o seguinte critério de estimação: estimar a equação por Arellano e Bover (1995), em face da consistência que o método oferece. Por sua vez, caso o teste de Sargan rejeite a validade dos instrumentos, adota-se o método de Arellano e Bond (1991).

Para que o modelo econométrico apresente resultados robustos é necessária uma correta especificação das relações entre gastos e receitas. Assim, mostra-se de fundamental importância identificar o número ótimo de defasagens das variáveis covariadas. De acordo com Dahlberg e Johansson (2000), a correta especificação do modelo pode ser obtida mediante a realização do teste de diferença de Sargan (D_s). Precisamente, este teste é dado pela diferença entre os valores obtidos para o teste de Sargan para o modelo restrito (q_r) e para o modelo irrestrito (q_i), denotado por $d_s = q_r - q_i$, sob a hipótese nula de que o modelo correto é o restrito, sendo que a estatística d_s possui distribuição χ^2 com número de graus de liberdades, denotado por $Ds = d_f(q_r) - d_f(q_i)$.

De maneira bem detalhada, o procedimento é realizado adotando-se os seguintes passos: i) estimar o modelo com defasagem máxima escolhida *a priori* (modelo irrestrito) e avaliar se a estatística do teste de sobreidentificação (teste de Sargan) não é rejeitada; ii) estimar a equação anterior com uma defasagem a menos (modelo restrito) e avaliar se a versão do modelo com um menor número de defasagem é rejeitada, assim, o modelo irrestrito com especificação correta é encontrado; e iii) caso se rejeite a hipótese nula, repetir o procedimento com uma defasagem a menos e realizar o teste de Sargan novamente – tal procedimento é realizado até que a dinâmica do modelo seja eliminada. A fim de evitar a perda excessiva de graus de liberdade, esse procedimento é aplicado a um modelo inicial com cinco defasagens.

3.2 Base de dados

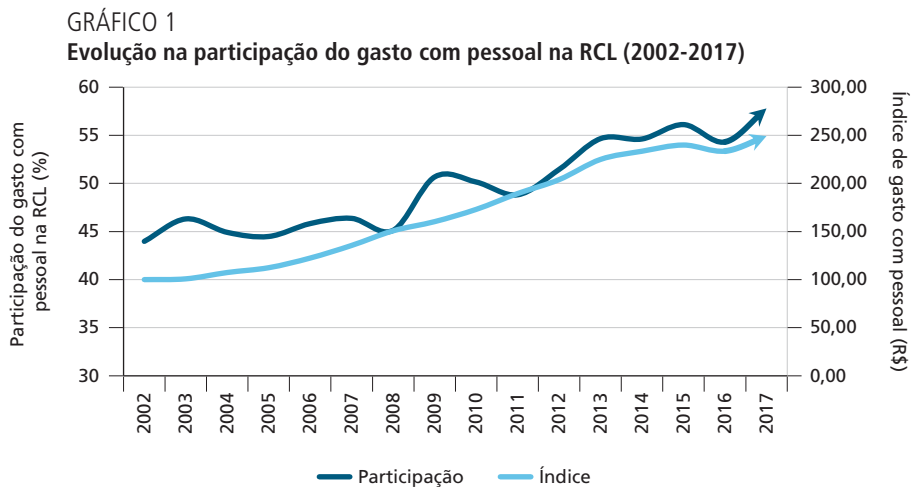
A base de dados é composta por dados provenientes de 5.205 municípios, os quais buscam mensurar os principais indicadores relacionados à gestão fiscal municipal e que podem ajudar a explicar o aumento na despesa com pessoal dos municípios brasileiros no período de 2002 a 2017. Dessa forma, os dados referentes às despesas com pessoal em relação à RCL foram extraídos da base de dados Compara Brasil, todas as informações deflacionadas pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). A receita tributária, as receitas de transferências intergovernamentais e o gasto com aposentadorias e pensões também foram obtidos a partir dos dados disponibilizados pelo Compara Brasil, sendo deflacionados pelo IPCA. Por sua vez, os dados referentes à variação real anual no PIB a preço básico foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).

Por fim, cabe salientar que, como realizado em Dahlberg e Johansson (2000), os dados do PIB são expressos em valores *per capita*, sendo divididos pela população municipal, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e transformados para logaritmos. Tal realização permite obter diretamente os coeficientes de elasticidades, facilitando a análise e interpretação dos resultados encontrados para a regressão estimada.

4 RESULTADOS

4.1 Caracterização das finanças públicas municipais

Entre os anos de 2002 e 2015, a participação média do gasto com pessoal na RCL dos municípios brasileiros (gráfico 1) era de apenas 44%, sendo que esse indicador permanece relativamente estável até o ano de 2009, com avanço para 45%. No entanto, a partir de 2009, ele passa a exibir crescimento consistente, chegando ao patamar de 58% em 2017. Destacam-se os períodos de 2008 a 2009 e de 2011 a 2013, com avanços de 5,5% e 5,8%, respectivamente.



Fonte: Compara Brasil. Disponível em: <<https://bit.ly/3yFByeG>>. Acesso em: jul. 2020.

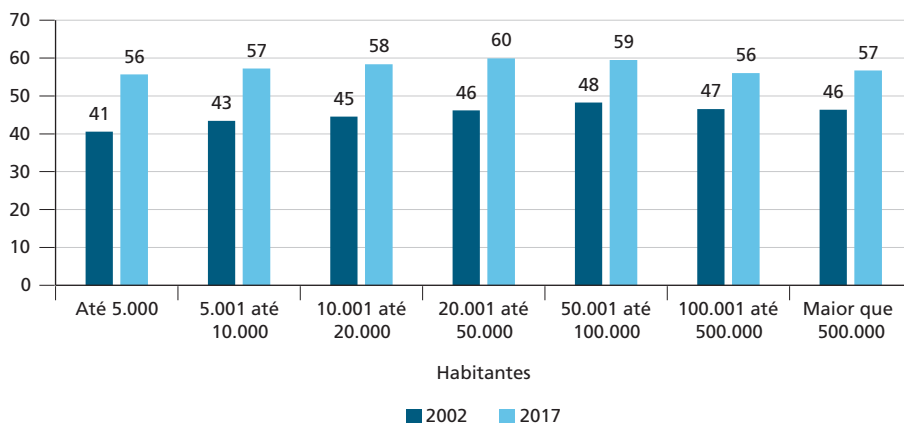
O gráfico 1 também exibe a evolução real no gasto com pessoal, número-índice 2002 = 100, no eixo secundário. O gasto com pessoal cresce, em termos reais, de forma consistente até 2015, índice igual a 240. No ano de 2016, esse indicador retrocede, para 234, voltando a crescer em 2017, para 249.

A discriminação dos municípios brasileiros por classe de tamanho populacional (gráfico 2) evidencia que essa tendência de avanço nas participações dos gastos com pessoal é observada para todos os extratos, independentemente do

tamanho do município. Dessa maneira, os municípios menores, com populações de até 5.000 habitantes, entre 5.001 e 10.000 habitantes, e entre 10.001 e 20.000 habitantes, são os que exibem menor participação média da despesa com pessoal na RCL para o ano de 2002, sendo os valores de 41%, 43% e 45%, respectivamente. No entanto, esses são exatamente os municípios que apresentam maiores avanços, apresentando participações de 56%, 57% e 58%, respectivamente, em 2017. No que diz respeito aos municípios maiores, estes apresentam menor avanço em suas participações; todavia, já exibiam participações elevadas no início da série. Por exemplo, os municípios com população entre 50.000 e 100.000 habitantes exibem avanço na participação de 48% para 59% no período em análise. Em suma, os dados apontam que a participação dos gastos com pessoal na RCL está convergindo para o teto de gasto com pessoal, de 60%, definido pela LRF, independentemente do tamanho populacional do município.

GRÁFICO 2

Participação do gasto com pessoal na RCL, discriminada por extrato populacional (2002 e 2017)
(Em %)



Fonte: Compara Brasil. Disponível em: <<https://bit.ly/3yFByeG>>. Acesso em: jul. 2020.

A crise fiscal é explicada, ao menos em parte, pelo comportamento das transferências dos estados e do governo federal (gráfico 3). Os municípios com menor nível de renda *per capita* e menor população possuem elevada dependência dos recursos transferidos pelas demais esferas da federação. Em média, 95% das receitas correntes dos municípios com renda *per capita* inferior a R\$ 5.000,00 são transferências, ao passo que 91% das receitas correntes dos municípios com população inferior a 10.000 habitantes são provenientes de transferências. Ademais, conforme o nível de renda e o tamanho dos municípios se elevam, a dependência das transferências se reduz. Contudo, mesmo nos municípios com maior população

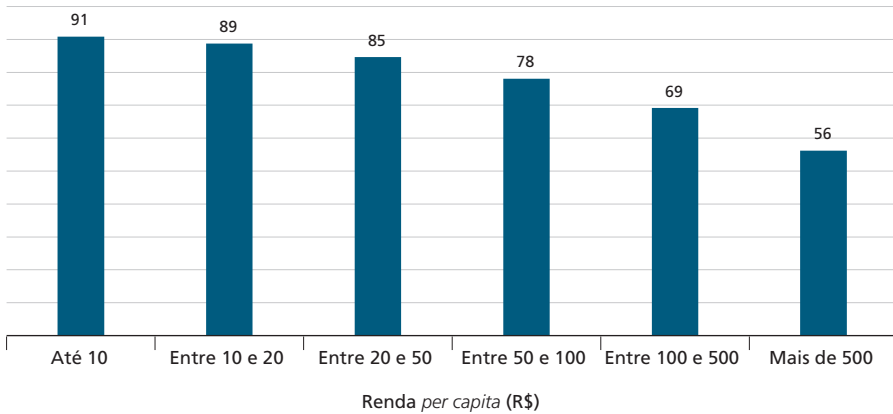
e maior nível de renda, as transferências ainda representam a principal fonte de recursos, 56% e 77%, respectivamente.

GRÁFICO 3

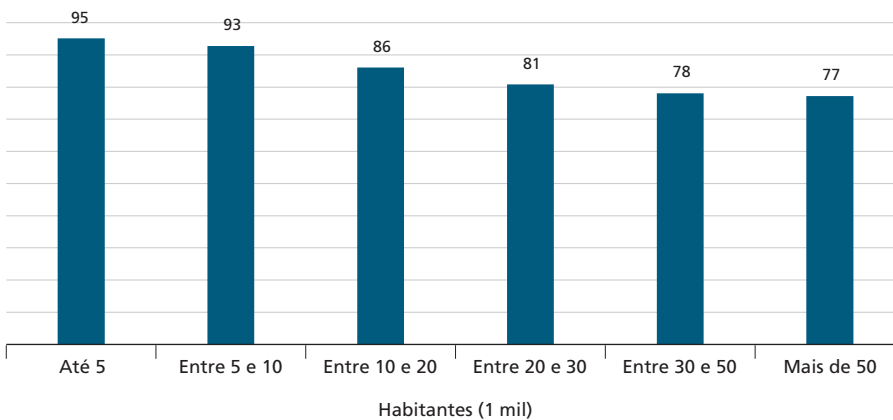
Participação média das transferências nas receitas correntes dos municípios discriminadas para as classes de renda *per capita* e população (2015)

(Em %)

3A – Transferências



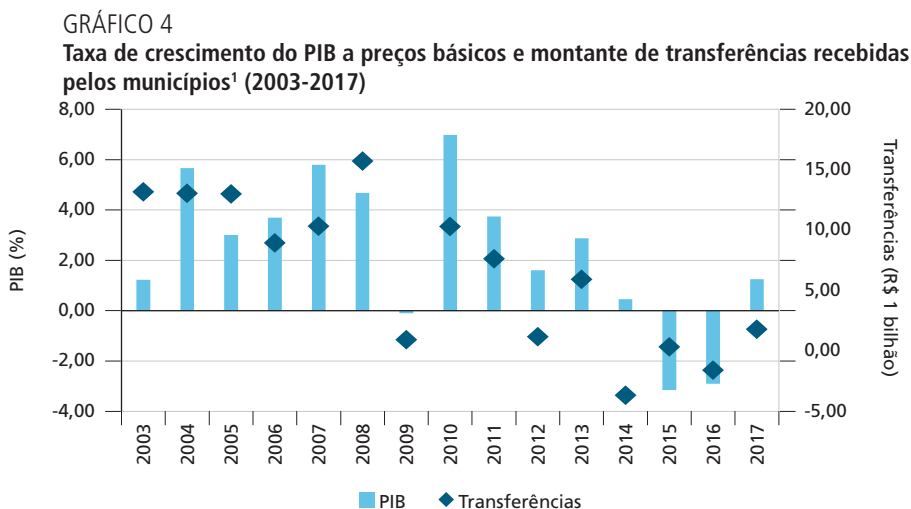
3B – População



Fonte: Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi). Disponível em: <<https://bit.ly/3Rw5Zub>>. Acesso em: jul. 2020.

A retração da economia no ano de 2009, quando a taxa de crescimento do PIB a preços básicos foi de -0,10%, foi acompanhada pela estagnação na taxa de crescimento das transferências, que foi de apenas 0,95% (gráfico 4). O efeito negativo da retração do PIB sobre as transferências intergovernamentais aparece de forma mais clara nos anos de 2014, 2015 e 2016, nos quais a estagnação do

PIB, em 0,46%, em 2014, é seguida por uma retração de -3,15% e -2,93%, em 2015 e 2016, respectivamente. A consequência dessa conjuntura adversa é o recuo/estagnação das transferências para os municípios, que exibem taxas de crescimento de -3,66%, em 2014, 0,37%, em 2015, e -1,82%, em 2016. Este indicador se recupera em 2017, avançando para 1,82%, o que ocorre concomitantemente ao avanço em 1,25% no PIB.



Fontes: Siconfi (disponível em: <<https://bit.ly/3Rw5Zub>>) e Ipeadata (disponível em: <<https://bit.ly/2JYbzmu>>). Acesso em: jul. 2020.
Nota: ¹ Deflator IPCA 2013 = 100.

Com efeito, a taxa de crescimento nas transferências intergovernamentais exibe coeficiente de correlação de 0,75 com a taxa de crescimento do PIB. Esta alta e positiva correlação sinaliza uma elevada sensibilidade das transferências ao cenário econômico, fato que, somado à dependência dos municípios das transferências intergovernamentais, ajuda a explicar as dificuldades financeiras e o quadro de crise fiscal generalizada enfrentada pelos municípios nos anos recentes.

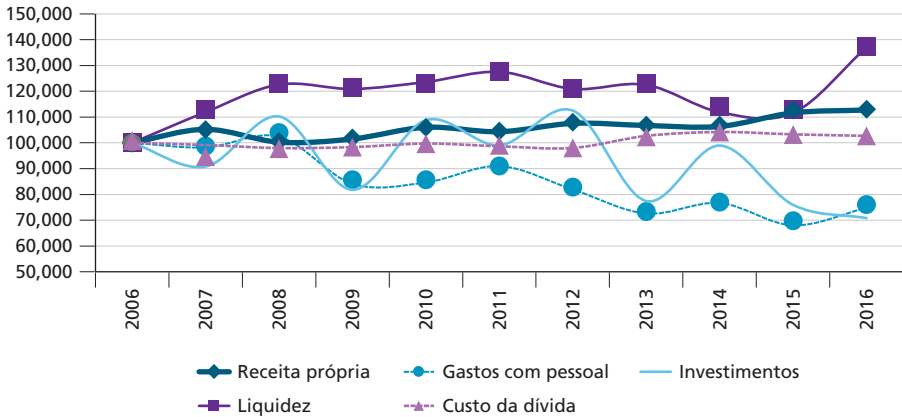
Apesar de a conjuntura de retração da economia ajudar a explicar a atual crise fiscal dos municípios, não é possível atribuir os problemas financeiros dos entes federativos em sua totalidade à crise econômica. Também existem importantes fatores de ordem estrutural que contribuíram para que a situação financeira dos municípios se deteriorasse ao longo da década de 2010 (gráfico 5A). O indicador de gasto com pessoal, elaborado pela Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), registra retração ao longo de todo o período de 2008 a 2016, momento para o qual os dados se encontram disponíveis, evidenciando uma tendência de aumento na participação das despesas com pessoal na RCL no período anterior à crise. Em contrapartida, o IFGF Investimento também

recau fortemente no período entre 2012 e 2016, indicando que os municípios reagiram à crise cortando investimentos.

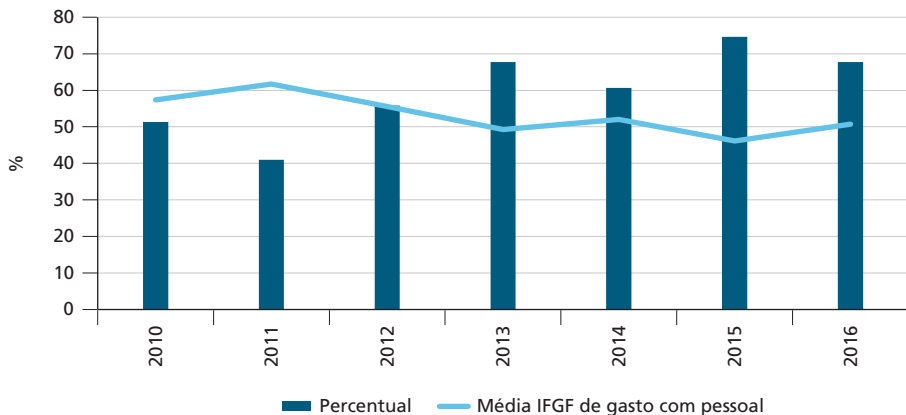
GRÁFICO 5

Evolução na situação financeira dos municípios brasileiros

5A – IFGF discriminado por indicador, ano-base 2006 = 100 (2006-2016)



5B – Municípios com IGP em dificuldade ou crítico e valor médio do IDP (2010-2016)



Fonte: Firjan (2017).

Obs.: IGP – Índice Geral de Preços; e IDP – Índice de Gasto com Pessoal.

O percentual de municípios em dificuldade ou em situação crítica para o Índice Firjan de gasto com pessoal (gráfico 5B) se eleva de 41% em 2011 para 75% em 2015 e recua para 68% em 2016. Além disso, a média desse índice para os municípios brasileiros é de 0,61, em 2011, e cai para 0,46, em 2015, com leve recuperação, para 0,51, em 2016. Esses resultados corroboram o argumento de que a crise econômica contribuiu para a formação de um quadro de

elevada crise fiscal nos municípios brasileiros, a qual foi agravada pela elevação na participação dos gastos com pessoal na RCL a partir de 2009.

A necessidade de crescente aparelhamento para conseguir ter acesso às transferências da União, dada a elevada dependência desta fonte de recursos, diante do repasse de obrigações antes assumidas pela União para os municípios, pode ajudar a explicar a tendência de aumento nas despesas correntes dos municípios. Com a redução da arrecadação, em decorrência da crise econômica, as transferências recuaram e a margem de manobra desapareceu, surgindo um descompasso entre o crescimento das atribuições e a retração nas receitas.

Os limites definidos pela LRF ajudam a explicar a trajetória ascendente do gasto com pessoal, observada para o período de 2008 a 2014. O período de elevado crescimento econômico resultou em aumento na arrecadação própria dos municípios, que, diante da liberdade propiciada pela LRF, elevaram os seus gastos com pessoal. Até o ano de 2014, a pressão gerada pelo avanço na DTP foi arrefecida pelo crescimento da arrecadação e das transferências, fruto do contexto de crescimento da economia brasileira, apesar de as crescentes desonerações para a indústria automobilística e a linha branca terem reduzido os recursos destinados ao fundo de participação dos municípios (Grin e Abrucio, 2018a).

Conforme destacado por Firjan (2017), a despesa com pessoal é o componente com maior peso nos gastos dos municípios. No entanto, ela exibe elevada rigidez (Velloso, 2006), de modo que a retração na arrecadação colocou os municípios em uma situação delicada. Ademais, a redução da despesa com pessoal, principal gasto responsável por pressionar as contas públicas, depende da aprovação de reformas, as quais são difíceis de serem aprovadas e geram desgaste político.

Diante do impasse criado pela crise, os municípios passaram a adotar diferentes medidas para reduzir os gastos com pessoal. Com destaque para o congelamento de salários, postergação na contratação de novos servidores públicos, redução de gratificações e comissões e reajuste salarial abaixo da inflação (Rodrigues *et al.*, 2019). Couto e Goularte (2019) enfatizam que, na expectativa de que a crise fosse passageira, os governantes postergaram a realização de reformas mais abrangentes. Como a crise se mostrou mais resiliente do que o esperado, os municípios observaram a persistência dos problemas fiscais, o que os levou à atual situação de descontrole fiscal.

A crise colocou os gestores públicos locais diante de um dilema. Por um lado, o *deficit* público gera pressão pela adoção de um ajuste fiscal – o qual, se realizado, pode propiciar a melhoria na situação financeira dos municípios. Por outro lado, se este não for conduzido com a devida cautela, significa renunciar a importantes avanços obtidos no período de crescimento econômico, por meio das políticas implementadas com o objetivo de desenvolver as burocracias profissionais

municipais e de ampliar a capacidade dos municípios em implementar políticas públicas. Dessa maneira, os gestores ficam divididos entre a manutenção do nível de aparelhamento construído previamente e a realização de um ajuste fiscal.

O dilema atual enfrentado pelos municípios é tamanho que sensibilizou, inclusive, os técnicos fiscais, que deveriam cobrar a realização do ajuste. Nesse contexto, ocorre a aprovação da Lei Complementar nº 164/2018, que afrouxou as regras sobre a necessidade de cumprimento dos limites de despesas com pessoal, reconhecendo o fato de que os problemas fiscais dos municípios decorrem da abrupta retração nas transferências correntes. A aludida lei eliminou as restrições de gasto com pessoal dos municípios quando o limite for ultrapassado por causa da redução na arrecadação em mais de 10%, conforme segue:

§ 5º As restrições previstas no § 3º deste artigo não se aplicam ao município em caso de queda de receita real superior a 10%, em comparação ao correspondente quadrimestre do exercício financeiro anterior, devido a:

I – diminuição das transferências recebidas do Fundo de Participação dos Municípios decorrente de concessão de isenções tributárias pela União; e

II – diminuição das receitas recebidas de royalties e participações especiais.

§ 6º O disposto no § 5º deste artigo só se aplica caso a despesa total com pessoal do quadrimestre vigente não ultrapasse o limite percentual previsto no art. 19 desta lei complementar, considerada, para este cálculo, a receita corrente líquida do quadrimestre correspondente do ano anterior atualizada monetariamente (Brasil, 2018).

Assim, essa lei fornece um alívio temporário aos municípios, dado o cenário atual de elevada dependência das transferências de recursos. Assim sendo, os municípios passam a desfrutar de um período mais longo para realizarem um ajuste fiscal e se adequarem a sua nova realidade orçamentária.

Conforme destacado por Grin e Abrucio (2018a), a implementação de políticas públicas representa um grande desafio para os municípios brasileiros. Nas últimas duas décadas, diversas medidas foram adotadas para estimular o aparelhamento e o desenvolvimento de capacidades estatais nos municípios. O desaparelhamento de órgãos públicos implica retroceder nestes avanços. Ademais, a realização de um ajuste fiscal representa apenas uma resposta de curto prazo, incapaz de resolver os desafios de ordem estrutural, decorrentes, conforme visto, do atual pacto federativo e da limitada capacidade dos municípios em realizarem políticas públicas. Dessa forma, a melhoria das finanças públicas locais passa pela revisão do pacto federativo e pelo desenvolvimento das capacidades estatais municipais que resultem em maior eficiência na implementação de políticas públicas, e não apenas pelo ajuste fiscal.

Nesse tocante, a Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 188/2019, ou PEC do pacto federativo, ao extinguir os municípios com menos de 5 mil habitantes e com arrecadação própria inferior a 10% da receita total, pode oferecer um contributo à melhoria na saúde fiscal da União, pois reduz importante fonte de *deficit* fiscal. Ademais, pode melhorar a capacidade dos municípios em termos de capacidade de manutenção por meio de arrecadação própria e de aparelhamento e poder de barganha perante o governo federal. No entanto, conforme destacado por Grin e Abrucio (2018b), a PEC não oferece uma resposta adequada a uma das principais fragilidades apresentadas pelo pacto federativo brasileiro, a saber: a falta de instrumentos político-institucionais de coordenação que estimulem a cooperação entre os municípios.

Evidencia-se, assim, o impasse vivido pelas finanças públicas locais, dados os desafios impostos pelo atual pacto federativo e pelo caráter ainda incipiente dos instrumentos de gestão pública local, cuja trajetória é questionada pela crise econômica e pela crescente pressão pela realização de um ajuste fiscal. Assim, a adoção de soluções para a situação fiscal enfrentada pelos municípios não é trivial, abarcando importantes *trade-offs* que precisam ser levados em consideração.

4.2 Resultados obtidos para o modelo em painel dinâmico

A tabela 1 apresenta os resultados encontrados para o modelo em painel dinâmico, estimado para diferentes classes de agrupamentos municipais. O teste de Sargan indica que o modelo deve ser estimado por Arellano e Bover (1995), não se observando sobreidentificação nos instrumentos utilizados. Ademais, o teste de Arellano e Bond (1991) evidencia a ausência de autocorrelação, e o teste de diferença de Sargan indica que o modelo deve ser estimado com duas defasagens.

TABELA 1
Resultados encontrados para o modelo em painel

Variáveis	Mais de 1 milhão		300 mil a 1 milhão		50 mil a 300 mil		Até 50 mil	
	Coef.	ep	Coef.	ep	Coef.	ep	Coef.	ep
$Des_{i,t-1}$	0,444*	0,076	0,200*	0,0149	0,406*	0,0942	0,194*	0,0160
$RTri_{i,t}$	0,008	0,054	-0,01*	0,0012	-0,010	0,0209	-0,010*	0,0012
$RTri_{i,t-1}$	0,082	0,071	0,012*	0,0012	0,039*	0,0155	0,012*	0,0012
$RTri_{i,t-2}$	-0,077	0,066	0,006*	0,0012	0,077*	0,0221	0,006*	0,0012
$RTrans_{i,t}$	-0,180*	0,078	-0,001	0,0034	-0,194*	0,0361	0,000	0,0035
$RTrans_{i,t-1}$	0,163*	0,032	0,039*	0,0038	0,137*	0,0429	0,040*	0,0040
$RTrans_{i,t-2}$	0,021	0,056	0,036*	0,0036	-0,0280	0,0276	0,037*	0,0039
$Apo_{i,t}$	0,007*	0,003	0,005*	0,0003	0,004*	0,0022	0,005*	0,0004
$Apo_{i,t-1}$	0,0002	0,002	-0,001*	0,0002	0,001	0,0012	-0,001*	0,0003
$Apo_{i,t-2}$	-0,0001	0,001	0,001*	0,0002	0,001	0,0010	0,002*	0,0003
$PIB_{i,t}$	-0,0003	0,001	0,001*	0,0001	0,001	0,0006	0,001*	0,0001
$PIB_{i,t-1}$	-0,0001	0,002	-0,003*	0,0001	-0,001	0,0007	-0,003*	0,0001
$PIB_{i,t-2}$	-0,0003	0,001	-0,002*	0,0001	0,000	0,0007	-0,002*	0,0001
Constante	0,132	0,206	-0,204*	0,0245	0,246	0,1505	-0,221*	0,0270
Wald	430,33	-	8815,64	-	909,84	-	7742,76	-
Teste de Sangan	121,271	-	644,404	-	632,701	-	569,128	-
D_s	5	-	4	-	4	-	4	-
d_s	10,474	-	36,845	-	35,948	-	33,161	-
Arellano Bond	-2,751	-	-18,607	-	-5,2104	-	-16,885	-
pvalor	0,9672	-	0,7585	-	0,08	-	0,4335	-

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * significativo a 95%.

2. Coef. – Coeficiente; e ep – erro-padrão.

O coeficiente de despesa com pessoal (uma defasagem) é estatisticamente significativo para todos os agrupamentos. Mais precisamente, um aumento em 1% nos gastos com pessoal (defasado) ocasiona um aumento de 0,444%, 0,200%, 0,406% e 0,194 nas despesas com pessoal, nesta ordem, nos municípios de população com mais de 1 milhão de habitantes, de 300 mil a 1 milhão, de 50 mil a 300 mil e com menos de 50 mil.

Diante desse resultado, dois comentários merecem destaque, conforme a seguir descritos.

- 1) Não se observa um comportamento claro da despesa com pessoal associado ao tamanho do município. Precisamente, o parâmetro é maior para os municípios com até 1 milhão de habitantes e de 50 mil a 300 mil habitantes, mas com valores substancialmente diferente entre si.
- 2) As variáveis receitas de transferências (uma defasagem) e gastos com aposentados e pensionistas são as únicas variáveis significantes para todos os agrupamentos municipais analisados. Portanto, os resultados sinalizam que o crescimento do gasto com pessoal, as transferências e o envelhecimento da população contribuíram para o aumento das despesas com pessoal em todos os grupamentos, independentemente do tamanho do município.

Cabe ressaltar que os resultados obtidos são corroborados pela literatura de gasto com pessoal, para a qual a elevação na DTP é explicada pela criação de novos cargos, aumento no número de vagas para cargos já existentes e pela presença de regras generosas de progressão de carreira por tempo de serviço e qualificação (Dutra e Pagnussat, 2018; Aranha, 2018; Lodi, 2018; Couto e Goularte, 2019; Rodrigues *et al.*, 2019).

Os resultados encontrados para os coeficientes das receitas tributárias mostram que a variável em nível, uma defasagem e duas defasagens explicam o comportamento dos gastos com pessoal. No entanto, sua significância estatística é diferente para as classes de agrupamento dos municípios. Mais precisamente, um aumento de 1% na arrecadação tributária ocasiona uma queda de -0,01% e -0,010% nos gastos com pessoal, respectivamente, nos municípios com população de 300 mil a 1 milhão de habitantes e de até 50 mil. Por sua vez, um aumento de 1% na variável de arrecadação tributária (uma defasagem) gera aumento nos gastos com pessoal em 0,012%, 0,039% e 0,012%, nesta ordem, nos municípios de 300 mil a 1 milhão de habitantes, de 50 mil a 300 mil e de até 50 mil. Por fim, um acréscimo de 1% na variável de arrecadação tributária (duas defasagens) ocasiona elevação nos gastos com pessoal na magnitude de 0,006%, 0,077% e 0,006%, respectivamente, em municípios com população de 300 mil a 1 milhão de habitantes, de 50 mil a 300 mil e de até 50 mil.

Diante dos resultados, alguns comentários se fazem necessários, conforme a seguir descrito.

- 1) O efeito da arrecadação tributária em diferentes defasagens é distinto nas classes de agrupamentos dos municípios estudados, sendo a maior magnitude encontrada nos municípios de 50 mil a 300 mil habitantes. Isso sinaliza que, nos municípios de médio porte, um aumento de

arrecadação ocasiona maiores gastos com pessoal, apesar de os valores serem próximos a zero, evidenciando um efeito limitado do aumento na arrecadação própria sobre as despesas com pessoal.

- 2) A variável (arrecadação própria) em nível é negativamente correlacionada com as despesas com pessoal, contudo as variáveis defasadas (uma e duas defasagens) apresentam sinal positivo. Esse resultado indica que a ocupação do espaço tributário possibilitado pelas mudanças promovidas pela CF/1988 (Coelho e Menon, 2018) exerce um efeito inicial negativo ao propiciar o avanço na participação das despesas com pessoal na RCL. No entanto, essa tendência de aumento nos gastos com pessoal é revertida mediante recuperação na margem de manobra.

O comportamento dos gastos com pessoal é explicado pela variável receita de transferências em nível, uma defasagem e duas defasagens. Precisamente, um aumento de 1% das receitas das transferências ocasiona uma redução nas despesas com pessoal na magnitude de 0,180% e 0,194%, nesta ordem, nos municípios com mais de 1 milhão de habitantes e de 50 mil a 300 mil. Por sua vez, a variável receita de transferências (uma defasagem) é positivamente correlacionada e estatisticamente significativa em todos os agrupamentos estudados. Assim, um aumento de 1% nas receitas de transferências (uma defasagem) gera um aumento nos gastos com pessoal na magnitude de 0,163%, 0,039%, 0,137% e 0,040%, respectivamente, nos municípios de mais de 1 milhão de residentes, de 300 mil a 1 milhão, de 50 mil a 300 mil e até 50 mil. Por fim, a variável receita de transferências (duas defasagens) apresenta correlação positiva para o comportamento dos gastos com pessoal e é estatisticamente significativa para as classes de 300 mil a 1 milhão de residentes e de até 50 mil residentes. Dessa forma, um aumento de 1% nas receitas de transferências (duas defasagens) implica um aumento de 0,036% e 0,037% nos municípios de 300 mil a 1 milhão e de até 50 mil habitantes.

Assim, observa-se um efeito inicial negativo das transferências sobre a participação dos gastos com pessoal na RCL – exceto para os municípios com população de até 50 mil habitantes – e o aumento nas transferências, que, ao elevar a receita corrente dos municípios, resulta em maior margem de manobra. No entanto, esse espaço é rapidamente ocupado pela elevação nas despesas com pessoal, com uma e duas defasagens. Esses resultados corroboram a literatura para a qual o aumento nas transferências criou um cenário favorável ao aumento nos gastos com pessoal no período antecedente à crise econômica de 2014 a 2016. Com a ocorrência da crise, as transferências retrocederam, implicando dificuldades fiscais, principalmente nos municípios mais dependentes dessas transferências (Velloso, 2006; Araújo, Santos Filho e Gomes, 2015).

O comportamento dos gastos com pessoal também é explicado pela variável de aposentados e pensionistas em nível, para uma e duas defasagens. Dessa forma, um aumento no número de aposentados e pensionistas (variável em nível) eleva os gastos com pessoal em todos os agrupamentos de municípios avaliados. De maneira mais precisa, um aumento de 1% dos aposentados e pensionistas eleva os gastos com pessoal em 0,007%, 0,005%, 0,004% e 0,005% nos municípios acima de 1 milhão de residentes, de 300 mil a 1 milhão, de 50 mil a 300 mil e de até 50 mil, respectivamente. Por sua vez, o aumento no número de aposentados e pensionistas (uma defasagem) é negativamente correlacionado com os gastos com pessoal e apresenta o valor de -0,001% nos municípios de 300 mil a 1 milhão de habitantes e também nos de até 50 mil. O número de aposentados e pensionistas (duas defasagens) também é positivamente correlacionado com os gastos com pessoal, nas duas classes de municípios anteriormente citadas, e apresenta o valor de, respectivamente, 0,001% e 0,002%. Logo, um aumento no número de aposentados e pensionistas em 1% eleva as despesas com pessoal em 0,001% e 0,002% nos entes federativos de 300 mil a 1 milhão de habitantes e de até 50 mil, respectivamente.

Outra variável que impacta o comportamento dos gastos com pessoal é a variação do PIB em nível, uma defasagem e duas defasagens. Desse modo, um aumento de 1% na variação do PIB aumenta os gastos com pessoal em 0,001% nos municípios de 300 mil a 1 milhão de habitantes e também nos de até 50 mil. Ademais, um aumento de 1% na variação do PIB (uma defasagem) reduz os gastos com pessoal em -0,003% na mesma classe de municípios citada anteriormente. Por fim, um aumento de 1% na variação do PIB (duas defasagens) diminui os gastos com pessoal em -0,002% na classe de municípios com 300 mil a 1 milhão de habitantes e também com até 50 mil.

Um fato a se destacar é que as defasagens da variação do PIB apresentam correlação negativa, e a variável em nível aponta para correlação positiva para os gastos com pessoal. Uma possível explicação decorre da lei de Wagner. No período corrente, a elevação do PIB resulta em maior arrecadação, reduzindo o peso do gasto com pessoal. No entanto, esse crescimento econômico acaba implicando aumento na demanda por serviços públicos, pressionando para cima os gastos com pessoal.

Em suma, os resultados encontrados apontam para um avanço dos gastos com pessoal em direção ao limite de 60% da RCL, fixado pela LRF. Ademais, o crescimento na arrecadação própria, nas transferências e no PIB, bem como o envelhecimento da população, contribuiu para o aumento nos gastos com pessoal. Os resultados encontrados também corroboram o argumento de que as mudanças institucionais decorrentes da CF/1988 e da LRF criaram um cenário favorável ao avanço na participação dos gastos com pessoal, em detrimento dos investimentos públicos.

5 CONCLUSÕES

A LRF foi concebida com o objetivo de estabelecer diretrizes, limites e metas que deveriam garantir a saúde fiscal dos municípios brasileiros. Contudo, os resultados encontrados para a análise descritiva dos dados e para o modelo em painel dinâmico indicam que os limites estabelecidos para os gastos com pessoal estão estimulando o aumento nas despesas totais com pessoal. Em complemento, o Pacto Federativo de 1988, ao elevar as transferências dos municípios, resulta em elevada dependência dessa fonte de recursos. Diante disso, verifica-se que essa situação contribui para a formação de um cenário adverso, caracterizado pela elevada participação de despesas rígidas na RCL dos municípios (nomeadamente dos gastos com pessoal) e pela retração das transferências, com a ocorrência da crise econômica de 2014, colocando os municípios em um quadro de crise fiscal generalizada.

As variáveis que influenciam o comportamento dos gastos com pessoal foram avaliadas em diferentes classes de municípios. Em suma, os resultados encontrados apontam que um aumento de arrecadação ocasiona maiores gastos com pessoal nos municípios de médio porte. Por sua vez, o aumento nas transferências também contribuiu para o aumento nos gastos com pessoal no período antecedente à crise econômica de 2014 a 2016. O aumento no número de aposentados e pensionistas eleva os gastos com pessoal em todos os agrupamentos de municípios avaliados. Por fim, a variação do PIB influencia o comportamento dos gastos com pessoal, sendo sua causalidade diferente nas classes de municípios analisados.

Nesse contexto, verifica-se a necessidade de medidas que busquem reverter a trajetória de crescimento no gasto com pessoal. Entre as medidas que se encontram em discussão atualmente, destacam-se a maior flexibilização na contratação de funcionários públicos e a revisão no pacto federativo, com a fusão dos municípios com menos de 5 mil habitantes e menos de 10% da receita total de arrecadação própria aos seus vizinhos. Essas medidas podem contribuir para a redução nos problemas fiscais dos municípios, representando linha factível de ação.

Em especial, a fusão dos municípios representa resposta para um dos desafios gerados pela CF/1988, a saber: o fato de municípios pequenos e com baixa arrecadação precisarem possuir máquina administrativa pesada para conseguirem acessar os recursos federais e implementar políticas públicas, o que resulta necessariamente em elevada dependência das transferências e/ou situação fiscal deficitária. Para além, possui como principal efeito a redução na necessidade de transferências da União, pois eleva a proporção de municípios que conseguem se manter com recursos próprios e diminui o número de máquinas administrativas municipais que precisam ser mantidas.

No entanto, a fusão dos municípios, possivelmente, não se reveste de uma resposta definitiva para os problemas fiscais enfrentados pelos municípios. Os resultados obtidos mostram que há uma tendência de crescimento nas DTPs,

e a dependência crônica das transferências da União não se restringem aos municípios menores, sendo observada inclusive para grande parte dos municípios mais populosos e com maior renda *per capita*. A crise fiscal demanda soluções mais abrangentes que consigam, por um lado, romper com a tendência de elevação na DTP em relação à RCL (talvez mediante flexibilização nas formas de contratação de servidores públicos) e, por outro lado, reduzir o caráter pró-cíclico das transferências (que é explicado pelo elevado montante da arrecadação cuja base tributária é o valor adicionado).

Destaca-se, ademais, a situação atual ainda incipiente vivenciada pelos municípios brasileiros em termos de formação de consórcios e arenas político-relacionais e de coordenação federativa, cujo desenvolvimento pode estimular a maior cooperação no fornecimento de serviços públicos, contribuindo para a redução nas DTPs. Argumento factível principalmente para os mecanismos de cooperação voltados à maior qualificação dos funcionários públicos e para a definição de planos de carreira mais atrativos e fornecimento conjunto de serviços, de modo a fortalecer o desenvolvimento de arenas político-relacionais voltadas ao treinamento, qualificação e compartilhamento de experiências.

Para trabalhos futuros, sugere-se: i) realizar uma análise mais detalhada sobre as vantagens e desvantagens decorrentes da criação de arenas político-relacionais e mecanismos institucionais de coordenação com o objetivo de promover a cooperação e a geração de sinergias no treinamento, compartilhamento de experiências e qualificação dos servidores públicos; e ii) avaliar se as desigualdades regionais impactam as receitas correntes líquidas e influenciam o comportamento dos gastos com pessoal.

REFERÊNCIAS

ABRUCIO, F. L. A coordenação federativa no Brasil: a experiência do período FHC e os desafios do governo Lula. **Revista de Sociologia e Política**, n. 24, p. 41-67, jun. 2005.

ABRUCIO, F. L.; FRANZESE, C. Federalismo e políticas públicas: o impacto das relações intergovernamentais no Brasil. *In*: ARAÚJO, M. de F. I.; BEIRA, L. (Org.). **Tópicos de economia paulista para gestores públicos**. 1. ed. São Paulo: Fundap, 2007. v. 1. p. 13-31.

_____. Relações intergovernamentais: a relação de reciprocidade entre federalismo e políticas públicas. *In*: FILIPPIM, E. S.; ROSSETTO, A. M. (Org.). **Políticas públicas, federalismo e redes de articulação para o desenvolvimento**. 1 ed. Joaçaba: Unoesc/Fapesc, 2008. v. 1. p. 61-90.

AFONSO, J. R.; CASTRO, K. **IPTU e finanças públicas municipais no Brasil: dificuldades e potencial**. Rio de Janeiro: FGV; Ibre, 2014. (Texto para Discussão, n. 63).

ALCÂNTARA, F. H. C. As reformas legais e o processo de descentralização: aspectos jurídicos e políticos. **Revista Sociologia Política**, Curitiba, v. 19, n. 39, p. 197-210, 2011.

ARANHA, M. T. A responsabilização do administrador público municipal no controle da despesa com pessoal. *In*: SIMPÓSIO INTERNACIONAL DE ANÁLISE CRÍTICA DO DIREITO, 8., 2018, Jacarezinho, Paraná. **Anais...** Jacarezinho, Paraná: UENP, 2018.

ARAÚJO, A. H. dos S.; SANTOS FILHO, J. E.; GOMES, F. G. Lei de Responsabilidade Fiscal: efeitos e consequências sobre os municípios alagoanos no período 2000-10. **Revista de Administração Pública**, v. 49, n. 3, p. 739-759, 2015.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

ARRETCHE, M. T. S. O mito da descentralização: maior democratização e eficiência das políticas públicas? **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 11, n. 31, p. 44-66, 1996.

_____. Políticas sociais no Brasil: descentralização em um Estado federativo. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 14, n. 40, p. 111-141, jun. 1999.

_____. Continuidades e discontinuidades da Federação Brasileira: de como 1988 facilitou 1995. **Dados**, v. 52, n. 2, p. 377-423, 2009.

_____. (Org.). **Democracia, federalismo e centralização no Brasil**. São Paulo: SciELO; Brasília: Fiocruz, 2012.

ASAZU, C. Y. **Os caminhos da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF): instituições, ideias e incrementalismo**. 2003. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2003.

ÁVILA, T. C. X.; FIGUEIREDO, F. N. de A. O comprometimento da receita corrente líquida com as despesas com pessoal evidenciado no Relatório de Gestão Fiscal dos anos de 2010 a 2012 – um estudo aplicado ao município de Maranguape. **Revista Controle: doutrinas e artigos**, v. 11, n. 1, p. 299-323, 2013.

AZEVEDO, R. R. *et al.* Determinantes da variação do limite de gastos com pessoal em municípios paulistas. **Revista Ambiente Contábil**, v. 7, n. 1, p. 216-232, 2015.

BARRO, R. J. On the determination of public debt. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.

BERGUE, S. T. **Comportamento organizacional**. Florianópolis: UFSC; Brasília: Capes, 2010.

BERLT, C.; BENDER FILHO, R.; TRISTÃO, P. A. Gastos públicos: análise da aplicação da Lei de Responsabilidade Fiscal e da Constituição Federal no Core-de Alto Jacuí. **Revista de Administração da UFSM**, v. 10, n. 1, p. 85-100, 2017.

BRASIL. Lei Complementar nº 101, de 4 de 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.

_____. Lei Complementar nº 164, de 18 de dezembro de 2018. Acrescenta §§ 5º e 6º ao art. 23 da Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000 (Lei de Responsabilidade Fiscal), para vedar a aplicação de sanções a Município que ultrapasse o limite para a despesa total com pessoal nos casos de queda de receita que especifica. **Diário Oficial da União**, Brasília, 18 dez. 2018.

CARVALHO, D. F.; OLIVEIRA, C. C. R.; CARVALHO, A. C. Desigualdades econômicas inter-regionais, capacidade tributária e esforço fiscal dos Estados da Amazônia (1970-2000): uma abordagem econométrica de fronteira estocástica. **Novos Cadernos NAEA**, v. 10, n. 2, p. 5-48, dez. 2007.

CATAIA, M. Federalismo brasileiro: as relações intergovernamentais analisadas a partir das transferências voluntárias (União/municípios). **Revista Geográfica de América Central**, v. 2, p. 1-16, 2011.

CESARE, C. M. **Panorama do imposto sobre a propriedade imobiliária na América Latina**. Cambridge, Massachusetts: Lincoln Institute of Land Policy, 2010. (Working Paper, n. WP10CD1SP).

COELHO, F. de S.; MENON, I. de O. A quantas anda a gestão de recursos humanos no setor público brasileiro? Um ensaio a partir das (dis) funções do processo de recrutamento e seleção – os concursos públicos. **Revista do Serviço Público**, v. 69, p. 151-180, 2018.

CONFESSOR, K. L. A. *et al.* Gasto público: uma análise das despesas com pessoal nos municípios paraibanos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, 24., 2017, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ABC, 2017.

COUTO, T. E. do; GOULARTE, J. L. L. O impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre a gestão da despesa com pessoal: um estudo de caso no município de Vale Verde, RS. **Revista de Auditoria, Governança e Contabilidade**, v. 7, n. 27, p. 157-179, 2019.

DAHLBERG, M.; JOHANSSON, E. An examination of the dynamic behaviour of local governments using GMM bootstrapping methods. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, n. 4, p. 401-416, 2000.

DUTRA, M. P. da S.; PAGNUSSAT, A. Lei de Responsabilidade Fiscal e o impacto das despesas com pessoal: análise dos dados da Prefeitura Municipal de Juína-MT. **Revista Científica da Ajes**, v. 7, n. 15, p. 212-224, 2018.

FAVATO, D. D. P. C. **A dependência fiscal de pequenos municípios em Minas Gerais nos anos 2000 no contexto do federalismo brasileiro**. 2018. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de São João del Rei, São João del Rei, 2018.

FERNANDES, C. C. C. Escolas de governo: conceito, origens, tendências e perspectivas para sua institucionalização no Brasil. *In*: CONGRESSO CONSAD DE GESTÃO PÚBLICA, 8., 2015, Brasília. **Anais...** Brasília: Consad, 2015.

FIORAVANTE, D. G.; PINHEIRO, M. M. S.; VIEIRA, R. da S. **Lei de responsabilidade fiscal e finanças públicas municipais**: impactos sobre despesas com pessoal e endividamento. Brasília: Ipea, 2006. (Texto para Discussão, n. 1223).

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Índice Firjan de gestão fiscal (IFGF)**: ano-base 2016. Rio de Janeiro: Firjan, 2017.

FONTAINHA, F. de C. *et al.* O concurso público brasileiro e a ideologia concursista. **Revista Jurídica da Presidência**, v. 16, n. 110, p. 671-702, 2015.

FRANZESE, C. **Federalismo cooperativo no Brasil**: da Constituição de 1988 aos sistemas de políticas públicas. 2010. Tese (Doutorado) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2010.

FRIEDMAN, M. The limitations of tax limitation. **Policy Review**, v. 5, n. 78, p. 7-14, 1978.

GERIGK, W.; CLEMENTE, A. Gestão financeira dos municípios brasileiros de porte médio. **Pretexto**, v. 13, n. 1, p. 34-59, 2012.

GIL, A. C. (Org.). **Gestão de pessoas**: enfoque nos papéis profissionais. São Paulo: Atlas, 2007.

GIUBERTI, A. C. **Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre os gastos dos municípios brasileiros**. 2005. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

GOMES, R. M. **Investimentos e gastos com pessoal**: a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) e a efetividade dos serviços de saúde dos municípios brasileiros. 2012. Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2012.

GRIN, E. J. Trajetória e avaliação dos programas federais brasileiros voltados a promover a eficiência administrativa e fiscal dos municípios. **Revista de Administração Pública**, v. 48, n. 2, p. 459-480, 2014.

GRIN, E. J.; ABRUCIO, F. L. Quando nem todas as rotas de cooperação intergovernamental levam ao mesmo caminho: arranjos federativos no Brasil para promover capacidades estatais municipais. **Revista do Serviço Público**, v. 69, p. 85-122, 2018a.

_____. O comitê de articulação federativa no governo Lula: os percalços da cooperação territorial. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 33, n. 97, p. 1-24, 2018b.

GRIN, E. J. *et al.* Sobre desconexões e hiatos: uma análise de capacidades estatais e finanças públicas em municípios brasileiros. **Cadernos Gestão Pública e Cidadania**, v. 23, n. 76, p. 312-336, 2018.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. (Org.). **Estado, instituições e democracia**: república. Brasília: Ipea, 2010. v. 1.

LODI, G. **Análise do impacto da Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101, de 04/05/2000) no desempenho das finanças públicas dos municípios do estado de Mato Grosso**. 2018. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2018.

LOTTA, G. S.; CAVALCANTE, P.; OLIVEIRA, V. E. Do insulamento burocrático à governança democrática: transformações institucionais e a burocracia no Brasil. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CIÊNCIA POLÍTICA, 10., 2016, Minas Gerais. **Anais...** Minas Gerais: ABCP, 2016.

LOTTA, G. S.; GONÇALVES, R.; BITELMAN, M. F. A coordenação federativa de políticas públicas: uma análise de políticas brasileiras nas últimas décadas. **Cadernos Gestão Pública e Cidadania**, v. 19, n. 64, p. 2-18, 2014.

MACEDO, J. de J.; CORBARI, E. C. Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal no endividamento dos municípios brasileiros: uma análise de dados em painéis. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 20, n. 51, p. 44-60, 2009.

MAGALHÃES, F. C. **Lei de Responsabilidade Fiscal**: efeitos sobre os gastos com despesas de pessoal nos municípios do estado de Minas Gerais. 2017. Monografia (Especialização) – Fundação João Pinheiro, Belo Horizonte, 2017.

MARENCO, A. Do professional bureaucracies expand the state capacity for implementing policies? Governments, bureaucrats, and legislation in Brazilian municipalities. **Dados – Revista de Ciências Sociais**, v. 60, n. 4, p. 1025-1058, 2017.

MARENCO, A.; STROHSCHOEN, M. T.; JONER, W. Para além de sístoles e diástoles: capacidade estatal, receita e *policies* nos municípios brasileiros. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CIÊNCIA POLÍTICA, 10., 2016, Minas Gerais. **Anais...** Minas Gerais: ABCP, 2016.

MATIAS-PEREIRA, J. (Org.). **Finanças públicas: a política orçamentária no Brasil**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

MATTOS, E.; ROCHA, F.; ARVATE, P. Flypaper Effect revisited: evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. **Estudos Econômicos**, v. 41, n. 2, p. 239-267, 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3CUKn7b>>.

MEDEIROS, S. R. C. Despesa com pessoal e a Lei de Responsabilidade Fiscal: uma análise da situação do município de Serra Caiada/RN. **Revista de Administração e Contabilidade da FAT**, v. 10, n. 1, p. 20-35, 2018.

MENEZES, R. T. **Efeitos da Lei de Responsabilidade Fiscal sobre as categorias e funções de despesas dos municípios brasileiros (1998-2004)**. 2006. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2006.

MORAIS, L. M. **Dinâmica de despesas públicas em Santa Catarina frente à implementação de regras fiscais brasileiras: evidências do período 1995-2010 segundo critérios da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2013.

OLIVEIRA, J. A. P.; GOMES, R. C. Repensando o Estado brasileiro: em busca de um modelo sustentável. **Revista do Serviço Público**, v. 69, p. 5-14, 2018.

ORAIR, R. O; ALENCAR, A. A. **Esforço fiscal dos municípios: indicadores de condicionalidades para o sistema de transferências intergovernamentais**. Brasília: Prêmio Tesouro Nacional, 2010.

PEACOCK, A. T.; WISEMAN, J. Approaches to the analysis of government expenditures growth. **Public Finance Quarterly**, v. 7, n. 1, p. 3-23, 1979.

RABELO, N. C.; RODRIGUES JÚNIOR, M. S. Análise das despesas com pessoal dos Poderes Executivos dos estados do Nordeste quanto aos limites estabelecidos na Lei de Responsabilidade Fiscal. **Revista Controle: Doutrinas e Artigos**, v. 16, n. 1, p. 243-290, 2018.

RANZINI, M. de S.; BRYAN, N. A. P. Capacitação e formação para o setor público e os modelos de escola de governo no Brasil. **Revista do Serviço Público**, v. 68, n. 2, p. 417-438, 2017.

REIS, P. R. da C.; COSTA, T. de M. T.; SILVEIRA, S. de F. R. Receita pública e bem-estar social nos municípios mineiros emancipados no período de 1988 a 1997. **Revista Eletrônica de Administração**, v. 19, n. 1, p. 61-82, 2013.

RIANI, F. (Org.). **Economia do setor público: uma abordagem introdutória**. Barueri: LTC, 2000.

RIBEIRO, E. P.; SHIKIDA, C. J. Existe *trade-off* entre receitas próprias e transferências? O caso dos municípios mineiros. *In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA*, 9., 2000, Diamantina. **Anais...** Diamantina: Cedeplar/UFMG, 2000.

RIBEIRO, T. B.; TONETO JÚNIOR, R. As receitas tributárias das praças de pedágio e as finanças públicas municipais: uma análise do esforço fiscal no estado de São Paulo. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 27, p. 117-139, 2004.

RODRIGUES, C. A. S. *et al.* Lei de Responsabilidade Fiscal: uma análise do controle dos gastos com pessoal na prefeitura municipal de conceição do Castelo-ES no período de 2008 a 2016. **Revista Opará**, v. 9, n. 1, p. 2-15, 2019.

RODRIGUES, M. da P. **Esforço fiscal próprio dos municípios catarinenses e transferências intergovernamentais**. 2004. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004.

SANTOLIN, R.; JAYME JUNIOR, F. G.; REIS, J. C. Lei de Responsabilidade Fiscal e implicações das despesas de pessoal e de investimentos nos municípios mineiros: um estudo com dados de painel dinâmico. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 895-923, 2009.

SERRA, J.; AFONSO, J. R. R. Federalismo fiscal à brasileira: algumas reflexões. **Revista do BNEDES**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 12, p. 3-30, dez. 1999.

SILVA, M. C. (Org.). **Balanzo orçamentário: o demonstrativo do gestor público e da sociedade**. São Paulo: Biblioteca24horas, 2018.

SOUZA, C. Federalismo e conflitos distributivos: disputa dos estados por recursos orçamentários federais. **Dados – Revista de Ciências Sociais**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 2, p. 345-384, 2003.

_____. Federalismo, desenho constitucional e instituições federativas no Brasil pós-1988. **Revista de Sociologia e Política**, n. 24, p. 105-121, jun. 2005.

SOUZA, F. J. V.; SILVA, M. C.; CÂMARA, R. P. de B. Análises das despesas com pessoal das capitais brasileiras nordestinas. **Revista Gestão Organizacional**, v. 11, n. 1, p. 64-82, 2018.

VELLOSO, R. **Ajuste do gasto da União e retomada do crescimento econômico**. São Paulo: ETCO, 2006.

Data da submissão em: 25 abr. 2020.

Primeira decisão editorial em: 31 ago. 2020.

Última versão recebida em: 13 nov. 2020.

Aprovação final em: 27 set. 2021.

DETERMINANTES SOCIOECONÔMICOS DO SUICÍDIO NOS ESTADOS BRASILEIROS: ANÁLISE DE DADOS EM PAINEL DE 2010 A 2015¹

Anna Carolina Mendonça Lemos Ribeiro²

Pedro Cavalcanti Gonçalves Ferreira³

João Maria de Oliveira⁴

Este estudo, de natureza quantitativa, objetiva investigar variáveis socioeconômicas que possam influenciar a ocorrência do suicídio no Brasil. Foram utilizados dados em painel, entre 2010 e 2015, com distinção por sexo. A variável estudada foi a taxa de suicídio nos estados e as variáveis explicativas foram: Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM (dimensão educação), índice de Gini, Índice de Vulnerabilidade Social (IVS) Infraestrutura Urbana e taxas de desemprego e de divórcio. O modelo mais adequado para a análise dos dados foi a regressão em painel com efeitos fixos. Para cada variável explicativa, os resultados se mostraram diferentes a depender do sexo. Os resultados corroboraram parcialmente a literatura empírica utilizada, a qual se mostrou divergente em seus achados.

Palavras-chave: suicídio; determinantes socioeconômicos; análise em painel; políticas públicas.

SOCIOECONOMIC DETERMINANTS OF SUICIDE IN BRAZILIAN STATES: PANEL DATA ANALYSIS (2010-2015)

This quantitative study aims to investigate socioeconomic variables that may influence the occurrence of suicide in Brazil. Panel data was used, from 2010 to 2015, with gender distinction. The studied variable was the suicide rate in 2017 the Brazilian states and the explanatory variables were: Municipal Human Development Index – MHDI (education dimension); Gini Coefficient; Social Infrastructure Vulnerability Indicator (IVS); unemployment rate; and, divorce rate. The most suitable model for data analysis was the fixed effects panel regression. For each explanatory variable, the results were different depending on gender. The results only partially confirmed with the empirical literature used, which was also divergent in their findings. This study indicates that there is an evolution of suicide in Brazil, largely explained by the MHDI and the IVS.

Keywords: suicide; socioeconomic determinants; panel analysis; public policies.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art3>

2. Chefe da Unidade de Integridade do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). *E-mail:* <anna.ribeiro@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/4009094840709567>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-8540-1860>>.

3. Técnico de desenvolvimento e administração na Assessoria de Planejamento e Articulação Institucional (Aspla) do Ipea. *E-mail:* <pedro.ferreira2@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/1425315335920636>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-8540-1860>>.

4. Técnico de planejamento e pesquisa e diretor na Diretoria de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura (Diset) do Ipea. *E-mail:* <joao.oliveira@ipea.gov.br>. *Lattes:* <<http://lattes.cnpq.br/4249182156660583>>. *Orcid:* <<https://orcid.org/0000-0002-2542-8850>>.

DETERMINANTES SOCIOECONÓMICOS DEL SUICIDIO EN LOS ESTADOS BRASILEÑOS: ANÁLISIS DE PANEL (2010-2015)

Este estudio cuantitativo tiene como objetivo investigar las variables socioeconómicas que pueden influir en la ocurrencia del suicidio en Brasil. Los datos del panel se utilizaron entre 2010 y 2015, con distinción de género. La variable estudiada fue la tasa de suicidios en los estados y las variables explicativas fueron: Índice de Desarrollo Humano Municipal – IDHM (dimensión de la Educación), índice de Gini, Indicador de Vulnerabilidad Social (IVS) de Infraestructura Urbana, tasa de desempleo y la tasa de divorcios. El modelo más adecuado para el análisis de datos fue la regresión de panel de efectos fijos. Para cada variable explicativa, los resultados fueron diferentes según el género. Los resultados corroboraron solo de manera parcial con la literatura empírica utilizada, que también ha sido divergente en sus hallazgos. En este estudio se indica que hay una evolución del suicidio en Brasil, explicado en gran parte por el IDHM y el IVS.

Palabras clave: suicidio; determinantes socioeconómicos; análisis de panel; políticas públicas.

JEL: C23; I12; Z13.

1 INTRODUÇÃO

O suicídio é uma das principais causas de morte no mundo, de acordo com as últimas estimativas da Organização Mundial da Saúde (OMS), publicadas no relatório *Suicide Worldwide* (WHO, 2019). Todos os anos, mais pessoas morrem por lesões autoinfligidas do que por doenças como HIV, malária ou câncer de mama. Em 2019, 700 mil indivíduos cometeram suicídio: uma a cada cem mortes. Segundo dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Datasus, entre 1996 e 2017, apenas no Brasil foram registrados 195 mil óbitos por lesões autoinfligidas, perfazendo uma média de quase 9 mil casos ao ano (a.a.). Em 2017, ano mais recente dos dados do SIM, foram 12.495 mortes, o equivalente a uma taxa de incidência de 6,02 casos por 100 mil habitantes.

Esses números colocam o Brasil no grupo de países com nível de incidência baixo/médio de suicídios. No entanto, a incidência apresenta tendência de alta, tendo crescido em 12% de 2010 a 2015. Nota-se ainda grande heterogeneidade ao longo do território brasileiro. Alguns estados registram médias de casos por 100 mil habitantes, o que as tornam razoavelmente elevadas, como Rio Grande do Sul (9,99) e Santa Catarina (8,57), enquanto Pará (4,55), Rio de Janeiro (4,66) e Bahia (5,21) têm incidências significativamente abaixo da média nacional.

A heterogeneidade territorial demarca a relevância dos aspectos socioeconômicos como determinantes do suicídio. Este é considerado um fenômeno psiquiátrico, relacionado a características/patologias individuais, como depressão, esquizofrenia, alcoolismo e outros tipos de dependência de substâncias psicotrópicas, mas, desde o trabalho inaugural de Durkheim, ainda no século XIX, esse é um tema abordado também no contexto de interações sociais.

Segundo Durkheim (2004, p. 167), “existe para cada grupo social uma tendência específica ao suicídio que não é explicada nem pela constituição orgânico-psíquica dos indivíduos nem pela natureza do meio físico”. Em linha com o caminho traçado por Durkheim, autores do campo da economia, notavelmente Hamermesh e Soss (1974), construíram, por sua vez, uma teoria racional do suicídio, centrada na maximização intertemporal da utilidade individual. Ambos os trabalhos teóricos se traduziram em predições a respeito da relação empírica entre o suicídio e as variáveis socioeconômicas.

Durkheim (2004), por exemplo, via uma relação positiva entre taxas de suicídio e divórcio, bem como um efeito inverso das taxas de natalidade. A associação entre essas variáveis seria alicerçada na noção de integração social, fator capaz de desestimular o ímpeto suicida dos indivíduos. Já as suas previsões sobre a relação renda/suicídio apresentavam mais nuances. Para Feltrin e Almeida (2020, p. 276), regiões mais pobres tenderiam a apresentar taxas de suicídio mais baixas porque

os pobres são conformados com sua situação e não possuem expectativas insaciáveis da vida, e, portanto, não têm impulso de se matar devido à alienação; os ricos possuem a ilusão de que são dependentes apenas deles mesmos e, como estão desacostumados a privações, qualquer privação que lhes ocorra parece insuportável.

Durkheim (2004) ressalta, porém, que os *shocks* marginais negativos na renda de um país (em crises econômicas) agravariam a propensão ao suicídio. O modelo de Hamermesh e Soss (1974), por sua vez, prevê uma associação inversamente proporcional entre o suicídio e a renda permanente do indivíduo.

As predições empíricas dos modelos teóricos têm sido sistematicamente testadas, em diferentes contextos/localidades e com um espectro diverso de metodologias estatísticas. Internacionalmente, merecem citação Brainerd (2001), Andrés (2005), Lin (2006), Altinanahtar e Halicioglu (2009) e Yamamura (2010), entre outros, que analisaram variáveis como crescimento econômico, desemprego, desigualdade, taxa de fertilidade, taxa de divórcio etc. No Brasil, grande parte dos estudos empíricos sobre suicídio ainda é de pesquisadores da área de saúde pública, epidemiologia e psicologia (Shikida, Araujo Júnior e Gazzini, 2007). No que tange à análise econômica, em especial, há um interesse recente sobre o tema, sendo pertinente destacar os trabalhos de Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), Fraga, Massuquetti e Godoy (2016) e Feltrin e Almeida (2020).

Apesar disso, de acordo com Chen *et al.* (2012), até aqui, os resultados empíricos ainda apresentam achados contraditórios e com pouca robustez em alguns aspectos. Portanto, continua necessária a construção de análises empíricas sobre a relação entre suicídio e questões relacionadas a aspectos socioeconômicos.

Desse modo, esta pesquisa, de natureza quantitativa, tem como objetivo contribuir tanto para o avanço do conhecimento acadêmico quanto para a implementação de políticas com base em evidências, ao identificar indicadores socioeconômicos capazes de influenciar a ocorrência do suicídio no Brasil. Evidentemente, este trabalho guarda ligações a pesquisas anteriores, em especial àquelas com foco no território brasileiro. Contudo, a metodologia adotada, assim como a escolha das variáveis, teve como motivação a necessidade diante de algumas das limitações da literatura.

Neste trabalho, optou-se pela adoção de um modelo de dados em painéis com dados estaduais. A principal vantagem dos dados em painel é o controle das características das Unidades da Federação (UFs) que não variam ao longo do tempo e são não observáveis (idiossincráticas). Estimções que desconsiderem esses fatores estão sujeitas a vieses pelo efeito de variável omissa. Variáveis omitidas e endogeneidade são dois dos principais problemas enfrentados por pesquisadores quando estes dispõem apenas de dados *cross-sectional*. A endogeneidade possivelmente é uma questão menor na análise dos determinantes do suicídio, pois é improvável que exista simultaneidade na determinação das taxas de suicídio e das variáveis independentes (VIs) – que, por isso, podem ser consideradas exógenas. O viés de variável omissa, por sua vez, gerará resultados comprometidos, pois os fatores estruturais não observados das UFs são *confounders*, correlacionados com as VIs e com o termo de erro do modelo. Esse gênero de limitação metodológica pode ser sinalizado, por exemplo, no artigo de Fraga, Massuquetti e Godoy (2016).

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010) também trabalharam com dados de painel dos estados brasileiros. Este artigo, porém, apresenta algumas características distintas com potencial para contribuir com a literatura. Primeiro, a janela temporal dos dados (2010-2015) é mais recente e engloba um período da história brasileira de grande instabilidade econômica e social. Além disso, durante esses seis anos, registrou-se variação relevante na incidência dos casos de suicídio. Segundo, além de variáveis recorrentes, como o índice de Gini e as taxas de desemprego e de divórcio, foram inclusos, nos modelos desta pesquisa, dois indicadores compostos de desenvolvimento socioeconômico: o IDHM (dimensão educação) e o IVS infraestrutura urbana, ambos elaborados pelo Ipea.

É importante ressaltar que a inferência a respeito dos resultados em Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010) pode ter limitações com origem no método de estimação dos erros-padrão dos coeficientes. Os autores não informam se houve algum tratamento de clusterização dos erros. A omissão da clusterização dos erros pode, em modelos de painel, subestimar a variância dos coeficientes, aumentando o risco de rejeição incorreta da hipótese nula. Neste trabalho, adotaram-se erros-padrão clusterizados e avaliou-se a robustez da inferência com um teste de reamostragem (*wild bootstrap*).

Em relação a Feltrin e Almeida (2020), que estimaram painéis com interceptos diferentes para cada faixa etária da população de Santa Catarina, esta pesquisa avança ao generalizar o estudo a respeito do suicídio em uma amostra nacional. Ademais, inclui na estimação, para além dos efeitos fixos por unidade de observação, *dummies* para cada ponto no tempo (*two-way*), o que permite retirar possíveis vieses provocados por *shocks* temporais que afetem simultaneamente todas as unidades de observação.

Por fim, considerando que a maioria dos estudos sobre suicídio é conduzida em países desenvolvidos (Machado, Rasella e Santos, 2015), este trabalho focaliza a análise no contexto brasileiro, contribuindo com a produção nacional sobre o tema.

Este artigo está estruturado da seguinte maneira. Além desta introdução, existem mais quatro seções: a primeira apresenta os referenciais teórico e empírico acerca do tema; a segunda detalha a metodologia empregada; a terceira expõe a análise de resultados; e, por fim, a quarta apresenta a sugestão de agenda futura e as limitações do estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA: TEORIA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Conforme apresentado na introdução, o suicídio é um tema de saúde pública. Contudo, outras áreas também têm despendido esforços para compreendê-lo. No campo da sociologia, por exemplo, é um tema de estudo clássico, iniciado por Durkheim, ainda em 1897. Este estudioso propôs uma teoria sociológica do suicídio, em *Le suicide*, apresentando uma tendência específica do suicídio para cada grupo social, a qual não se relaciona com o ambiente e os possíveis transtornos psiquiátricos. Suponha, então, englobar também questões sociais, tais como perda de emprego, miséria, ciúmes, amor contrariado e aversão à vida, além de natalidade, casamento e divórcio. Sobre educação e renda, o autor argumenta estarem associadas a um nível elevado de suicídio, por implicar sentimento de mais independência e expectativas em relação ao futuro. Segundo Durkheim (2004), integração social e regulação social, em excesso, são as principais forças sociológicas que impulsionam os suicídios.

Desde Durkheim, segundo os economistas Hamermesh e Soss (1974), sociólogos apresentaram várias outras teorias para explicar padrões em taxa de suicídio em diversas sociedades, despertando também o interesse desses autores e incitando-os a iniciar o estudo pioneiro na área econômica. Afirmam esses estudiosos que as teorias sociológicas podem explicar grande parte da variação nas taxas de suicídio entre grupos étnicos e demográficos, mas as variações nos suicídios por idade e renda só podem ser racionalizadas por uma teoria econômica. Formularam, então, um modelo que racionaliza a decisão de suicidar-se a partir da utilidade individual vitalícia. Segundo os autores, o indivíduo opta por encerrar sua vida quando a soma intertemporal da sua utilidade atinge um valor igual a zero ou abaixo de um patamar mínimo (que pode ser compreendido como um valor de reserva – *reservation value* – para a utilidade vitalícia).

Como informado anteriormente, o modelo de Hamermesh e Soss (1974) tem como resultado predições a respeito da relação do suicídio com a renda permanente e a idade do indivíduo. Para os autores, a relação utilidade vitalícia/consumo/renda e suicídio faz com que uma elevação da renda permanente e da capacidade de consumir do indivíduo eleve sua expectativa de utilidade, em contrapartida reduzindo a intenção de tirar a própria vida. Ou seja, renda e suicídio seriam inversamente proporcionais. Em sentido contrário, a propensão ao suicídio aumentaria com a idade, pois indivíduos mais velhos teriam um menor tempo de vida e, portanto, sua utilidade vitalícia somaria um valor menor, aproximando-se mais facilmente do zero ou do patamar mínimo aceitável.

Além do subsídio teórico, Hamermesh e Soss (1974) também analisaram empiricamente a taxa de suicídio e renda, concluindo que, como o previsto, a taxa de suicídio diminui com o aumento da renda, tanto na seção transversal quanto na série temporal, exceto para as faixas etárias mais jovens. Incluíram o desemprego também como variável no estudo, indicando que, quando esse aumenta, um número maior de pessoas acreditará que as perspectivas futuras diminuirão e, então, cometerão suicídio. Os resultados relacionados à renda, em princípio, divergem das ideias de Durkheim, porém podem ser reconciliados na hipótese de indivíduos em faixas de renda mais elevadas apresentarem valores de reserva maiores para suas utilidades vitalícias (há uma elevação do patamar mínimo aceitável) e que, portanto, estariam mais sujeitos à frustração de suas expectativas provocadas por eventos adversos com impactos na renda permanente (perda de emprego, por exemplo).

Variados modelos teóricos e contribuições empíricas, com análise de variáveis socioeconômicas independentes, foram desencadeados a partir do estudo de Durkheim (2004) e de Hamermesh e Soss (1974). Brainerd (2001), por exemplo, concluiu, por regressão em painel com efeitos fixos, para 22 países com a economia em transição nos anos 1990, haver uma influência positiva entre a instabilidade macroeconômica e o número de suicídios, embora esses sejam insensíveis ao contexto macroeconômico para as pessoas do sexo feminino.

Andrés (2005) mostrou que o crescimento econômico, as taxas de fertilidade, divórcio e desemprego, o consumo de álcool e o índice de Gini têm um impacto significativo nas taxas de suicídio em países europeus, tendo analisado os sexos masculino e feminino.

Lin (2006), por seu turno, utilizando dados em painel para países asiáticos, percebeu que a taxa de suicídio se move de forma positiva e significativa com a taxa de desemprego, e que é relativamente mais alta a taxa de mortalidade por suicídio de homens, idosos e pessoas com níveis mais altos de educação. Entende o autor que ficar desempregado reduz a renda esperada de um indivíduo, além de ocasionar

uma perda de seguro de saúde e aumento de estresse psicossocial, podendo levar ao suicídio. Contrariamente, no estudo, quanto maior a renda, menor a taxa de suicídio.

Altinanahtar e Halicioglu (2009), ao estudar os dados da Turquia, de 1974 a 2007, apresentaram que o maior fator de influência nos suicídios se relaciona ao grau de urbanização. Entendem os autores que a urbanização distorcida está na forma de favelas e cidades as quais foram construídas pelos moradores, que migraram para grandes cidades em busca de melhores perspectivas de emprego, educação e preocupações com saúde e segurança. No entanto, a qualidade de vida e as perspectivas de emprego nessas cidades se mostram menores do que as expectativas, podendo incitar o comportamento suicida.

Yamamura (2010) percebeu que, no Japão, entre outros fatores, como consumo de álcool e casamento, o divórcio mostrou ter significância positiva em relação ao suicídio, com mais impacto entre os homens.

Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011), por meio de painel dinâmico, no período 1957-2009, indicam que, no Japão, a taxa de divórcio é mais significativa para os homens, sendo, para esse sexo, o maior determinante do suicídio. Esses pesquisadores também analisaram taxa de desemprego, renda *per capita* e fertilidade.

No Brasil, Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011) apontam que, entre 1998 e 2002, a pobreza é o fator mais importante para o suicídio. Nesta pesquisa, a educação superior apareceu com sinal positivo, mas não se apresentou significativa estatisticamente.

Shikida, Araujo Júnior e Gazzi (2007), por sua vez, baseando-se no modelo teórico de Hamermesh e Soss, concluíram que: há uma existência de relação entre idade e taxas de suicídio no Brasil; as regiões Sul e Centro-Oeste possuem taxas de suicídio superiores às do Sudeste; e os gastos com saúde apresentam efeito negativo sobre as respectivas taxas.

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), com um modelo de dados em painel, pesquisaram o efeito de variáveis econômicas sobre a taxa de suicídio nos estados brasileiros, no período 1981-2006. Concluíram que todas as variáveis do modelo – taxa de desemprego, índice de Gini, renda média da população, produto *per capita*, taxa de divórcio da população, índice de pobreza e média de crescimento do produto interno bruto (PIB) estadual nos últimos cinco anos – se mostraram estatisticamente significantes, indicando como resultados que as variáveis representativas de renda têm efeito negativo sobre a taxa de suicídio e que há uma relação positiva entre taxas de desemprego e de divórcio e casos de suicídio.

Ceccon *et al.* (2014), ao estudarem a relação do suicídio e trabalho nas metrópoles brasileiras, no período 2002-2010, perceberam que o trabalho, no contexto de precarização, piora a qualidade de vida da população trabalhadora, implicando sofrimento físico e mental e aumentando o risco de suicídio.

Mais recentemente, Fraga, Massuquetti e Godoy (2016) investigaram os determinantes socioeconômicos do suicídio em municípios do Brasil e do estado do Rio Grande do Sul. Os autores estimaram modelos não lineares (regressão de Poisson, binomial negativa e quantílica para dados de contagem) com dados do Censo Demográfico 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do SIM/Datasus e de indicadores socioeconômicos municipais elaborados pela Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan). Nessa amostra de dados transversais, os resultados indicam que a pobreza aumenta o número de mortes nos municípios, enquanto a relação é inversa com a taxa de desemprego. Outro resultado relevante encontrado é o papel da raça (branca e indígena) como determinante significativo dos índices de suicídio nas cidades brasileiras.

Por fim, Feltrin e Almeida (2020), com um modelo de painel Poisson (para dados de contagem), identificaram que, em Santa Catarina, o número de casos de suicídios está negativamente associado às taxas de nascimento e ao crescimento do PIB. Assim como em diversos outros estudos dessa literatura, os autores também encontraram uma relação positiva entre suicídios e divórcios.

O quadro 1 expõe os principais fatores identificados nos trabalhos apresentados e os sinais indicados, de modo a facilitar a escolha das variáveis escolhidas para este estudo.

QUADRO 1

Fatores identificados de estudos empíricos anteriores e sinais indicados

Fonte	Fatores socioeconômicos
Altinanahar e Halicioglu (2009)	Divórcio (+), falências (+), renda <i>per capita</i> (-) e urbanização (+)
Andrés (2005)	Consumo de álcool (+), crescimento econômico (-), desemprego (+), divórcio (+), índice de Gini (+) e taxa de fertilidade (-)
Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011)	Desemprego (+), divórcio (+), fertilidade (+) e renda <i>per capita</i> (-)
Brainerd (2001)	Instabilidade macroeconômica (+)
Ceccon <i>et al.</i> (2014)	Trabalho precário (+)
Feltrin e Almeida (2020)	Casamento (-), nascimentos (-), PIB (-) e divórcio (+)
Fraga, Massuquetti e Godoy (2016)	Pobreza (+), desemprego (-) e porcentagem da população branca/indígena (+)
Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011)	Divórcio (+) e educação superior (+)
Hamermesh e Soss (1974)	Desemprego (+) e renda (-)
Lin (2006)	Alto nível educacional (+), idosos (+), renda (-) e taxa de desemprego (+)
Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Desemprego (+), divórcio (+), índice de Gini (+), PIB (-), pobreza (-) e renda (-)
Neumayer (2003)	Divórcio (+)
Shikida, Araujo Júnior e Gazzzi (2007)	Gastos com saúde (-)
Yamamura (2010)	Casamento (-), consumo de álcool (+) e divórcio (+)

Elaboração dos autores.

3 METODOLOGIA

Esta seção visa apresentar os aspectos metodológicos do estudo, de natureza quantitativa. Primeiramente, serão apresentadas as variáveis em estudo e as fontes de dados, incluindo estatísticas descritivas da variável dependente e das explicativas, bem como a matriz de correlação entre as variáveis. Na sequência, será exposto o modelo econométrico adotado.

3.1 Variáveis em estudo e fonte de dados

Este estudo analisou uma amostra de 27 unidades de observação (26 estados e o Distrito Federal), em seis períodos de tempo, resultando em um micropainel balanceado de 162 observações. A variável dependente é a taxa de suicídio. Os números gerais de suicídio foram obtidos no SIM/Datasus do Ministério da Saúde (MS). A busca se deu por óbitos por residência, ano do óbito e UF, considerando a mortalidade geral (causa CID-BR-10: 109 – lesões autoprovocadas voluntariamente), no período 2010-2015. Para se obter a taxa de suicídio, dividiu-se o número geral de suicídio pela população total (coletada na plataforma do Atlas da Vulnerabilidade Social, desenvolvido pelo Ipea) e multiplicou-se por 100 mil.

Conforme apresentado na seção 2, são variados os fatores que podem prever a ocorrência do suicídio. Esta pesquisa selecionou variáveis explicativas voltadas aos aspectos socioeconômicos, conforme disponibilização dos dados públicos abertos no recorte temporal escolhido. Esses dados foram coletados no Atlas da Vulnerabilidade Social, a saber: i) IVS Infraestrutura Urbana, como variável representante das questões urbanas; ii) IDHM Educação, representando os aspectos educacionais; iii) índice de Gini, como indicativo da desigualdade de renda; e iv) proporção de população acima de 65 anos. A taxa de divórcio, por sua vez, foi elaborada dividindo o quantitativo total de divórcios (obtido no IBGE) pela população total (já coletada no referido atlas) e multiplicando por 100 mil. Por fim, a taxa de desemprego foi estipulada como a subtração do acumulado de desligamentos e admissões anuais, obtidos no Cadastro Geral de Empregados e Desempregados do Ministério do Trabalho e Emprego (Caged/MTE), sua divisão pela população economicamente ativa maior de 18 anos, coletada no referido atlas e, então, multiplicação por cem.

Todos os dados foram obtidos considerando todos os sexos, em conjunto, e separadamente os sexos feminino e masculino, para fins comparativos.

O quadro 2 sintetiza as variáveis do estudo, seu significado, tipo (dependente/explicativa), fonte de coleta, sinal esperado e estudos anteriores que justificaram a sua escolha.

QUADRO 2

Relação das variáveis incluídas nos modelos (fontes dos dados, referências e sinais esperados)

Variável	Significado	Tipo	Fonte de coleta	Sinal esperado	Estudos anteriores
IDHM_educ	Índice sintético da dimensão educação, componente do IDHM, é obtido pela média geométrica do subíndice de frequência de crianças e jovens à escola e do subíndice de escolaridade da população adulta.	Explicativa	IVS/lpea	+	Durkheim (2011); Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011); e Lin (2006).
Índ_Gini	Índice de Gini mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos de acordo com a renda domiciliar <i>per capita</i> .	Explicativa	IVS/lpea	+	Andrés (2005); e Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010).
IVS_infra	IVS Infraestrutura Urbana é indicador de vulnerabilidade social alcançado pela média ponderada de índices normalizados construídos a partir dos seguintes indicadores: i) percentual da população que vive em domicílios urbanos sem serviços de coleta de lixo; ii) percentual de pessoas em domicílios com abastecimentos de água e esgotamento sanitário inadequados; e iii) percentual de pessoas em domicílios vulneráveis à pobreza, que gastam mais de uma hora até o trabalho no total de pessoas ocupadas, vulneráveis e retornam diariamente ao trabalho.	Explicativa	IVS/lpea	-	Altinanahtar e Halicioglu (2009).
Tx_desem	Taxa de desemprego é subtração entre o acumulado de desligamentos e admissões, dividido pela população economicamente ativa (PEA) e multiplicado por cem.	Explicativa	Caged/ MTE; IVS/lpea	+	Andrés (2005); Hamermesh e Soss (1974); Lin (2006); e Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)
Tx_div	Taxa de divórcio é razão entre o quantitativo de divórcio (processos encerrados em primeira instância) e a população maior de 18 anos, multiplicado por 100 mil.	Explicativa	IVS/lpea; IBGE	+	Andrés (2005); Andrés, Halicioglu e Yamamura (2011); Durkheim (2011); Gonçalves, Gonçalves e Oliveira Júnior (2011); Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010); Minoiu e Andrés (2008); Neumayer (2003); e Yamamura (2010)
Pop_65+	Proporção de população acima de 65 anos é razão da população do estado com mais de 65 anos e a população total.	Explicativa	IVS/lpea	+	Hamermesh e Soss (1974)
Tx_suic	Taxa de suicídio é razão entre o quantitativo de pessoas que se suicidaram e a população total, multiplicado por 100 mil.	Dependente	IVS/lpea; SIM	-----	-

Elaboração dos autores.

3.1.1 Análise descritiva da variável dependente

Esta subseção visa apresentar a análise descritiva da variável dependente. A princípio, será apresentada a tabela 1 com os dados estaduais agrupados e, na sequência, os dados discriminados por estado serão expostos nas tabelas de 2 a 4.

A tabela 1 evidencia os dados nacionais sobre a taxa de suicídio no período, indicando os valores médios, máximos e mínimos, o desvio-padrão e o coeficiente de variação para ambos os sexos, masculino e feminino, respectivamente.

TABELA 1
Análise descritiva da taxa de suicídio – Brasil (2010-2015)

Grupo	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
Sexo masculino	8,66	3,41	3,95	17,33	2,95	0,34
Todos os sexos	5,42	5,24	2,48	10,60	1,85	0,34
Sexo feminino	2,30	2,23	0,40	4,96	0,89	0,39

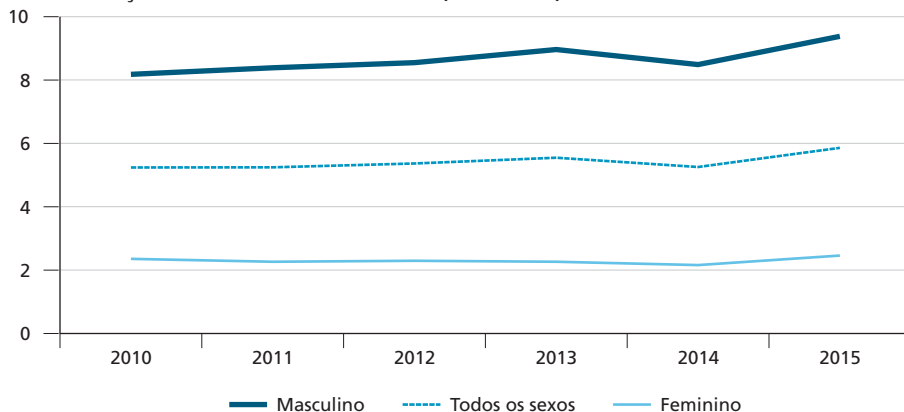
Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

Nota-se que a média da taxa de suicídio dos estados, de ambos os sexos, no período em análise, é de 5,42; e as taxas de suicídio do sexo masculino são, em média, 3,76 vezes maiores do que as do feminino. Esses dados confirmam os resultados de muitos estudos, que apontam que os homens se suicidam mais do que as mulheres (Andrés e Halicioglu, 2010; D’êça Júnior *et al.*, 2019; Durkheim, 2004; Lewis e Sloggett, 1998; Chuang e Huang, 2003).

A tabela 1 indica, também, que a taxa de suicídio para indivíduos do sexo masculino é quase quatro vezes maior do que os do feminino. Essa significativa distinção justifica a análise dos dados por sexo separadamente, bem como agrupados, eis que podem apresentar diferenças de coeficientes e significâncias.

O gráfico 1 ilustra a evolução da taxa de suicídio no Brasil, nos anos em análise, indicando haver um aumento da referida taxa entre o ano inicial e o final. Esse dado corrobora o estudo de D’êça Júnior *et al.* (2019), no qual os autores analisam a tendência de óbito por suicídio nas regiões brasileiras, no período 1996-2015, e concluem que houve um aumento progressivo em todas as regiões do país. Ademais, reforça os achados de Alicandro *et al.* (2019), os quais perceberam que, apesar das tendências de queda em várias áreas do mundo, em alguns países, como no Brasil, as taxas de suicídio aumentaram desde a crise global de 2008.

GRÁFICO 1
Evolução da taxa de suicídio – Brasil (2010-2015)



Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

A tabela 2 mostra que o estado com a maior média é o do Rio Grande do Sul (9,99), seguido de Santa Catarina (8,57) e Mato Grosso do Sul (8,24). A menor média é a do Pará (2,85), acompanhado do Rio de Janeiro (2,95) e da Bahia (3,12). Nota-se que a média do Pará é 3,5 vezes menor do que a do Rio Grande do Sul.

O Rio Grande do Sul, além da maior média, apresenta também a maior taxa (10,60), agora seguido de Roraima (10,22) e de Santa Catarina (9,31). Pará e Rio de Janeiro, além de terem a menor média, também são responsáveis pelas menores taxas (2,48 e 2,66, respectivamente), agora seguido de Alagoas (2,72).

Essa disparidade entre as médias pode indicar a subnotificação da morte por suicídio em alguns estados, conforme apontado anteriormente.

TABELA 2
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – todos os sexos (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	9,99	9,41	10,60	0,42	0,04
SC	8,57	8,04	9,31	0,43	0,05
MS	8,24	7,68	8,79	0,45	0,05
PI	7,40	6,45	8,45	0,66	0,09
RR	7,09	3,00	10,22	2,35	0,33
TO	6,27	5,66	6,52	0,31	0,05
CE	6,24	5,77	6,71	0,36	0,06
GO	6,18	5,25	6,94	0,70	0,11
MG	6,06	5,62	6,53	0,37	0,06
PR	5,80	5,47	6,40	0,34	0,06
AC	5,55	4,84	6,18	0,43	0,08
AM	5,53	4,65	6,65	0,77	0,14
SE	5,50	4,94	6,24	0,50	0,90
MT	5,18	4,43	5,88	0,51	0,10
AP	5,01	2,90	6,88	1,39	0,28
RO	5,00	4,26	6,15	0,65	0,13
SP	4,94	4,76	5,17	0,17	0,04
RN	4,81	4,32	5,35	0,39	0,08
DF	4,67	3,73	5,76	0,67	0,14
PB	4,65	4,00	5,56	0,61	0,13
ES	4,48	4,11	4,80	0,25	0,06
MA	3,47	3,05	4,05	0,38	0,11
AL	3,43	2,72	4,33	0,53	0,15
PE	3,39	3,21	3,63	0,17	0,05
BA	3,12	2,90	3,30	0,16	0,05
RJ	2,95	2,66	3,20	0,26	0,09
PA	2,85	2,48	3,25	0,29	0,10

Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

Na tabela 3, percebe-se que a média de taxa de suicídio dos homens nos estados é de 8,66 no período, maior que a média de ambos os sexos conjuntamente. Para esse sexo, a maior média continua sendo a do Rio Grande do Sul (16,39), de Santa Catarina (13,44) e de Mato Grosso do Sul (13,13). Comparativamente a todos os sexos, a menor média é igualmente a do Pará (4,55), do Rio de Janeiro (4,66) e da Bahia (5,21).

A taxa máxima de suicídio também continua pertencendo ao Rio Grande do Sul (17,33), a Roraima (15,68) e a Santa Catarina (14,73). A mínima, por sua vez, permanece a do Pará (3,95), seguida de Alagoas (4,17) e do Rio de Janeiro (4,18).

TABELA 3
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – sexo masculino (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	16,39	15,53	17,33	0,62	0,38
SC	13,44	12,64	14,73	0,73	0,05
MS	13,13	12,13	13,79	0,74	0,06
PI	11,78	9,81	13,29	1,13	0,10
RR	10,57	5,64	15,68	3,22	0,30
CE	10,33	9,39	11,15	0,63	0,06
TO	9,97	8,14	10,86	0,97	0,10
GO	9,90	8,28	11,13	1,07	0,11
MG	9,67	8,93	10,65	0,63	0,07
PR	9,41	8,75	10,24	0,53	0,06
AC	9,05	8,15	10,83	0,95	0,10
AM	8,87	7,30	10,62	1,22	0,14
SE	8,58	7,53	9,65	0,73	0,09
AP	8,26	4,51	10,82	2,36	0,29
MT	8,14	7,39	9,36	0,72	0,09
SP	8,07	7,71	8,54	0,36	0,04
RN	7,95	6,65	8,98	0,82	0,10
PB	7,70	6,73	8,66	0,80	0,10
RO	7,64	6,35	9,62	1,18	0,15
DF	7,32	6,13	9,03	0,98	0,13
ES	6,69	5,83	7,15	0,50	0,08
MA	5,71	4,83	6,47	0,65	0,11
AL	5,44	4,17	7,45	1,11	0,20
PE	5,42	4,82	5,91	0,43	0,08
BA	5,21	4,93	5,70	0,31	0,06
RJ	4,66	4,18	5,26	0,46	0,10
PA	4,55	3,95	5,18	0,51	0,11

Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

A tabela 4 indica que, nos anos analisados, a média da taxa de suicídio das mulheres nos estados é de 2,3, sendo bem menor do que a dos homens (8,66). Para esse sexo, Rio Grande do Sul (3,99) e Santa Catarina (3,85) continuam apresentando, respectivamente, as maiores médias. Apesar disso, a terceira maior média passa a ser de Roraima (3,57), diferentemente dos demais grupos, que indicaram

Mato Grosso do Sul, aqui em quarto lugar (3,46). Com relação à menor média, Pará e Bahia continuam nas melhores posições (1,13 e 1,14, respectivamente), mas seguido do Maranhão (1,29), não do Rio de Janeiro.

Rio de Janeiro, Roraima e Santa Catarina permanecem com as taxas máximas de suicídio no período, mas agora Roraima se encontra na primeira posição (4,96), prosseguida do Rio Grande do Sul (4,26) e de Santa Catarina (4,23). Curiosamente, Roraima apresentou a segunda maior taxa máxima, conforme visto, e também a taxa mínima (0,40), seguida do Pará (0,87), agora não mais em primeiro lugar, e da Bahia (1,00). Nesse grupo, Rio de Janeiro e Alagoas passaram para a sétima e nona posições, respectivamente.

TABELA 4
Análise descritiva da taxa de suicídio nos estados brasileiros – sexo feminino (2010-2015)

UF	Média	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão	Coefficiente de variação (%)
RS	3,99	3,68	4,26	0,24	0,60
SC	3,85	3,52	4,23	0,26	0,07
RR	3,57	0,40	4,96	1,67	0,47
MS	3,46	3,25	3,89	0,25	0,07
PI	3,25	2,91	3,79	0,33	0,10
TO	2,64	1,99	3,12	0,45	0,17
MG	2,60	2,40	2,79	0,16	0,06
SE	2,60	1,80	3,32	0,60	0,23
GO	2,57	2,04	2,86	0,35	0,13
CE	2,38	2,01	2,71	0,23	0,10
ES	2,37	1,91	2,63	0,27	0,12
PR	2,33	1,99	2,70	0,25	0,11
RO	2,31	1,54	2,86	0,53	0,23
DF	2,25	1,56	2,76	0,46	0,21
AM	2,16	1,50	2,55	0,38	0,18
MT	2,16	1,42	2,69	0,46	0,21
AC	2,04	1,50	2,55	0,48	0,24
SP	2,01	1,91	2,16	0,10	0,05
PB	1,87	1,03	2,74	0,60	0,32
RN	1,86	1,52	2,36	0,34	0,18
AP	1,78	1,06	3,10	0,73	0,41
AL	1,57	1,37	2,04	0,25	0,16
PE	1,53	1,26	1,77	0,20	0,13
RJ	1,44	1,22	1,83	0,21	0,15
MA	1,29	1,06	1,69	0,22	0,17
BA	1,14	1,00	1,30	0,13	0,11
PA	1,13	0,87	1,35	0,20	0,17

Fonte: SIM/Datasus.
Elaboração dos autores.

3.1.2 Análise descritiva das variáveis explicativas

A tabela 5 mostra a análise descritiva das variáveis explicativas, com dados conjuntos dos estados.

TABELA 5
Análise descritiva das variáveis explicativas (2010-2015)

Grupo	Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-padrão
Todos os sexos	IDHM_educ	0,66	0,66	0,52	0,81	0,06
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,42	0,65	0,05
	IVS_infra	0,24	0,22	0,04	0,53	0,10
	Tx_desem	31,94	24,85	12,17	67,78	14,62
	Tx_div	175,50	163,06	63,84	371,16	67,51
	Pop_65+	0,08	0,08	0,03	0,12	0,02
Sexo masculino	IDHM_educ	0,64	0,64	0,49	0,79	0,07
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,41	0,66	0,05
	IVS_infra	0,25	0,23	0,03	0,55	0,10
	Tx_desem	37,59	31,63	17,34	69,98	15,17
	Tx_div	364,84	341,59	123,37	763,81	140,84
	Pop_65+	0,07	0,07	0,02	0,10	0,02
Sexo feminino	IDHM_educ	0,70	0,70	0,56	0,83	0,06
	Índ_Gini	0,52	0,52	0,42	0,64	0,05
	IVS_infra	0,21	0,20	0,01	0,48	0,11
	Tx_desem	24,90	19,34	6,80	65,35	14,42
	Tx_div	340,38	315,91	123,24	774,90	136,71
	Pop_65+	0,08	0,09	0,03	0,14	0,02

Elaboração dos autores.

3.1.3 Matriz de correlação entre as variáveis

A tabela 6 ilustra os coeficientes de correlação entre as variáveis em estudo.

TABELA 6
Matriz de correlação

	Tx_suic	IDHM_educ	Índ_Gini	IVS_infra	Tx_desem	Tx_div	Pop_65+	
Todos os sexos	1,000	0,2809	-0,3439	-0,4742	0,2960	0,1352	0,1352	Tx_suic
		1,000	-0,4638	-0,0223	0,6696	0,3877	0,3877	IDHM_educ
			1,000	0,4978	-0,4346	-0,1359	-0,1359	Índ_Gini
				1,000	-0,0392	-0,0978	-0,0978	IVS_infra
					1,000	0,2513	0,3442	Tx_desem
						1,000	-0,2105	Tx_div
							1,000	Pop_65+
Sexo masculino	1,000	0,2557	-0,3655	-0,4286	0,2185	0,0976	0,2222	Tx_suic
		1,000	-0,4777	-0,0444	0,5707	0,4205	0,2541	IDHM_educ
			1,000	0,5004	-0,3530	-0,1829	-0,4745	Índ_Gini
				1,000	-0,0911	-0,1104	-0,2610	IVS_infra
					1,000	0,2565	-0,0927	Tx_desem
						1,000	0,3281	Tx_div
							1,000	Pop_65+
Sexo feminino	1,000	0,2357	-0,2279	-0,4011	0,3666	0,2486	0,0734	Tx_suic
		1,000	-0,4756	-0,0125	0,6597	0,4281	0,2106	IDHM_educ
			1,000	0,4440	-0,4715	-0,1979	-0,3351	Índ_Gini
				1,000	0,0041	-0,1337	0,0129	IVS_infra
					1,000	0,2255	-0,2226	Tx_desem
						1,000	0,3853	Tx_div
							1,000	Pop_65+

Elaboração dos autores.

Obs.: Coeficientes de correlação, utilizando as observações 1:1 – 27:6. 5% valor crítico (bicaudal) = 0,1543 para $n = 162$.

Percebe-se que os coeficientes de correlação não se apresentam muito distintos entre os grupos. A taxa de suicídio apresenta baixa correlação com as variáveis explicativas, sendo a maior de 0,4742 com o IVS Infraestrutura Urbana, no grupo de todos os sexos; e a maior correlação foi de 0,6696, entre a taxa de desemprego e o IDMH Educação, também no grupo dos sexos em geral. Assim, as correlações não foram muito altas, sugerindo não haver problema grave de colinearidade que possa perturbar os resultados.

3.2 Modelo econométrico

O modelo econométrico escolhido para este estudo, conforme literatura empírica, é baseado em dados em painel, em que a mesma unidade em corte transversal é pesquisada ao longo do tempo. Esse modelo apresenta, portanto, duas dimensões: i) espacial – os estados brasileiros; e ii) temporal – o período 2010–2015.

A vantagem dessa metodologia, segundo Loureiro, Mendonça e Sachsidá (2010), é permitir considerar as características idiossincráticas (heterogeneidade) existentes nos estados. Usando os subscritos i e t para denotar, respectivamente, a UF e o ano da observação, assume-se, então, a equação de base a seguir.

$$Y_{it} = \beta_{1,it} + \beta_{2,i}x_{it} + v_{it} \quad \text{Para, } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

em que Y_{it} é a taxa de suicídio do estado i no período t ; X_{it} , o vetor de variáveis explicativas; e v_{it} , o termo de erro, sendo $v_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it}$. Por sua vez, μ_{it} representa o erro ordinário; α_i é o efeito fixo ou heterogeneidade não observada (invariante no tempo) de cada UF; e γ_t é o efeito fixo comum às UFs, mas que varia entre os pontos no tempo.

Assim, com a decomposição do termo de erro, chega-se à equação a ser estimada:

$$Y_{ij} = \beta_{1,it} + \beta_{2,i}x_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad \text{Para } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T. \quad (2)$$

Os coeficientes β da equação (1) serão preferencialmente estimados por modelos de efeitos fixos *two-way*. É expectável que existam fatores específicos de cada UF capazes de influenciar as taxas de suicídio e, ao mesmo tempo, impactar as variáveis explicativas do modelo. Esses fatores podem ser os mais diversos, como clima, geografia, estrutura social, composição etária etc. Se não controlados no modelo de regressão, essas variáveis, ausentes na base de dados do pesquisador, farão com que o termo de erro esteja correlacionado com os regressores, enviesando os coeficientes estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO/*pooling*) ou por efeitos aleatórios – efeito viés de variável omitida. Porém, caso esses fatores não observados não variem ao longo do tempo, a estimação de modelos de efeitos fixos é capaz de extrair o componente α_i , eliminando essa forma de enviesamento.

O raciocínio é semelhante em relação ao termo γ_t . Podem existir *shocks* que variem ao longo do tempo, mas afetem simultaneamente todas as UFs. Se não controlados, ao impactarem a taxa de suicídio e estarem correlacionados com as VIs, eles também tornarão os resultados inconsistentes. A metodologia de efeito fixo *two-way* é capaz de atuar sobre esse viés ao adicionar no modelo *dummies* específicas para cada unidade de tempo (ano) da amostra. Evidentemente, os coeficientes estimados ainda podem sofrer com outras formas de vieses, por exemplo, aqueles decorrentes da causalidade reversa entre variáveis dependente e explicativas (endogeneidade). Nada leva a crer, no entanto, que a causalidade reversa seja uma questão quando se tem os índices de suicídio como variável dependente, podendo assumir-se que os regressores são, de alguma forma, exógenos ao modelo.

Outra preocupação deste trabalho foi a adoção de um processo de inferência conservador a respeito da significância dos coeficientes estimados. Na literatura brasileira sobre os determinantes do suicídio, baseada em modelos de painéis, não fica explícita a forma como foram estimadas as matrizes de variância-covariância.

Em dados de painéis, os pressupostos de homocedasticidade e da não autocorrelação dos erros são presumivelmente violados. Portanto, a não adoção de erros robustos, de preferência clusterizados, tem como provável consequência a subestimação dos erros-padrão dos coeficientes e, em muitos dos casos, a rejeição incorreta das hipóteses nulas. Por isso, neste artigo, as inferências foram baseadas em estimativas conservadoras, com matrizes de variância-covariância clusterizadas por UF.

Para efeito de análise de sensibilidade do modelo, em cada um dos grupos deste estudo (todos os sexos, sexo masculino e sexo feminino), serão estimados cinco modelos de regressão. Os dois primeiros estarão sujeitos a vieses de fatores fixos não observados, pois serão estimados por MQO simples e efeitos aleatórios. Os restantes terão como estimador o modelo de efeito fixo, sendo que o primeiro deles considera apenas o efeito fixo por UF. O modelo seguinte terá como característica adicional a inclusão da variável “proporção de população acima de 65 anos”, uma forma de controle para possíveis mudanças de composição etária dos estados ao longo do período da amostra. Por fim, a última especificação inclui as *dummies* para os anos da amostra (*two-way*). Este último modelo será considerado a seguir.

4 ANÁLISE DE RESULTADOS

Nesta seção, são demonstrados os resultados estimados para o modelo apresentado, utilizando a metodologia de dados em painel para os estados do Brasil. Englobaram-se os 26 estados e o Distrito Federal, entre 2010 e 2015. Foram analisados três grupos, de modo a ser possível verificar possíveis diferenças quanto à incidência de suicídio, a saber: i) todos os sexos; ii) apenas sexo masculino; e iii) apenas sexo feminino. Como anteriormente informado, a inferência a respeito dos modelos baseia-se em estimativas conservadoras, com matrizes de variância-covariância clusterizadas por UF. Há, no entanto, na literatura econométrica, algum receio quanto ao uso desse tipo de matriz de variância-covariância quando o número de *cluster* é pequeno (menor que trinta), pois as propriedades assintóticas das estimativas podem ser comprometidas. Tendo em conta essa ressalva, os erros-padrão dos modelos foram calculados também por reamostragem (*wild bootstrap*), porém os resultados foram bastante semelhantes aos originais, de forma que estas estimativas não serão relatadas neste artigo.

Para cada grupo, estimaram-se cinco modelos, conforme relatado na seção metodológica, apresentados na tabela 7, a saber: (1) MQO; (2) painel com efeitos aleatórios; (3) painel com efeitos fixos; (4) painel com efeitos fixos e população 65+ como variável de controle; e (5) painel com efeitos fixos *two-way*.

TABELA 7
Resultado dos modelos

Amostra	Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
		MQO	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos 65+	Efeitos fixos two-way	
Todos os sexos	IDHM_educ	5,332 (4,793)	9,039*** (3,121)	9,275** (3,666)	6,207 (3,794)	9,634* (5,448)	
	Índ_Gini	2,703 (4,705)	6,786 (4,495)	7,386 (4,845)	9,724* (5,506)	5,573 (4,726)	
	IVS_infra	-9,212*** (2,569)	-4,755*** (1,68)	-3,938** (1,799)	-4,201** (1,899)	-4,173** (2,016)	
	Tx_div	-,001 (,005)	0,000 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	
	Tx_desem	,024 (,021)	,003 (,013)	-,025 (,015)	-,011 (,017)	,017 (,036)	
	Pop_65+				24,824 (15,586)	25,962 (22,092)	
	Constante	2,031 (4,719)	-3,002 (4,143)				
	Observations	162	162	162	162	162	
	R2	,318	,224	,169	,204	,245	
	EF UF	Não	Não	Sim	Sim	Sim	
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim	
	Homens	IDHM_educ	8,397 (7,802)	11,063*** (4,144)	12,671** (4,622)	8,55* (4,921)	17,614** (8,447)
		Índ_Gini	-4,515 (7,861)	3,104 (5,527)	4,854 (6,01)	7,282 (6,854)	-6,713 (4,669)
		IVS_infra	-11,14** (4,172)	-3,208** (1,422)	-2,274 (1,521)	-2,128 (1,435)	-1,587 (1,462)
Tx_div		-,001 (,004)	,001 (,002)	,001 (,002)	,001 (,002)	0,000 (,002)	
Tx_desem		,012 (,031)	-,007 (,008)	-,015* (,007)	0,000 (,011)	,010 (,016)	
Pop_65+					42,827 (27,925)	58,332 (43,659)	
Constante		8,442 (7,263)	,835 (5,7)				
Observations		162	162	162	162	162	
R2		,251	,140	,146	,194	,275	
EF UF		Não	Não	Sim	Sim	Sim	

(Continua)

(Continuação)

Amostra	Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		MQO	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos 65+	Efeitos fixos two-way
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim
	IDHM_educ	-,452 (2,552)	,252 (2,12)	1,095 (3,059)	-1,578 (3,757)	-2,951 (4,076)
	Índ_Gini	4,162 (3,018)	5,196* (3,136)	5,699* (2,903)	6,92** (3,196)	7,492* (4,195)
	IVS_infra	-4,005*** (1,18)	-2,619* (1,365)	-2,19 (1,637)	-2,364 (1,702)	-2,435 (1,686)
	Tx_div	,001 (,001)	,001* (,001)	,002** (,001)	,002** (,001)	,001** (,001)
	Tx_desem	,028*** (,009)	,02** (,009)	-,017 (,012)	-,015 (,012)	-,008 (,014)
	Mulheres	Pop_65+				16,822** (7,566)
	Constante	,301 (2,761)	-,944 (2,421)			
	Observations	162	162	162	162	162
	R2	,339	,101	,130	,175	,186
	EF UF	Não	Não	Sim	Sim	Sim
	EF Ano	Não	Não	Não	Não	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto clusterizado entre parênteses.

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

Quatro variáveis explicativas (*IDHM_educ*, *Índi_Gini*, *Tx-div* e *IVS_infra*) apresentaram significância de forma diferenciada nos três grupos. As outras duas variáveis (*Tx_desem* e *Pop_65+*) não mostraram significância estatística em nenhuma amostra, razão pela qual não serão interpretadas.

A variável educacional (*IDHM_educ*) apresentou coeficiente positivo, como era esperado, em dois grupos (todos os sexos e sexo masculino), com significância a 10% e a 5%, respectivamente. Assim, quanto maior o nível educacional em dado estado, maior a probabilidade da ocorrência geral e masculina de suicídio. Esse resultado corrobora o estudo de Lin (2006), cuja interpretação é que, para aqueles com um nível educacional mais alto, o trabalho tende a ser mais estressante, levando a um estresse mental e, conseqüentemente, a uma maior taxa de suicídio. Contudo, esse autor não tratou a variável separando-a por sexo. Há estudos nacionais que, diferentemente, apontam que o suicídio está relacionado à baixa escolaridade (Machado, Rasella e Santos, 2015), indicando a necessidade de mais investigações sobre tal aspecto no contexto brasileiro.

De todo modo, apesar dessa falta de consenso, frisa-se que os resultados aqui indicam que a escolaridade maior de homens brasileiros afeta a incidência de suicídio. Embora o suicídio seja um fenômeno complexo, envolvendo uma série de

fatores, pode-se supor que um deles pode estar relacionado à frustração de possuir uma alta escolaridade e mesmo assim não possuir as condições socioeconômicas almeçadas, especialmente pelo provedor de uma família.

A variável representante da desigualdade de renda (*Índ_Gini*) afeta positivamente a taxa de suicídios apenas das mulheres, com significância a 10%. Isso implica que, quanto maior o índice de Gini, maior a incidência de suicídio feminino nos estados brasileiros. Ou seja, quanto menor a desigualdade de renda, menor a taxa de suicídio de mulheres. Loureiro, Mendonça e Sachida (2010), cujo estudo não analisou o sexo em separado, concluíram que o índice de Gini possui sinal positivo para todos os sexos, diferentemente do que foi encontrado aqui. Machado, Rasella e Santos (2015) também constataram que a desigualdade de renda é positivamente associada à taxa de suicídio em ambos os sexos no Brasil. Já os resultados de Andrés (2005), que apenas estudou os sexos masculino e feminino separadamente, indicaram que ambos são significantes, mas o feminino com sinal negativo. Para esse autor, as taxas de suicídio feminino parecem ser mais dependentes da distribuição de renda do que as do masculino. Nessa linha, os achados deste estudo parecem indicar que políticas públicas nacionais que visem melhorar as condições socioeconômicas das mulheres, de modo a reduzir suas desigualdades sociais, tendem a diminuir as taxas de suicídio feminino no país.

A variável de infraestrutura urbana (*IVS_infra*), por sua vez, apresentou efeito negativo sobre a taxa de suicídio, com significância a 5%, apenas na amostra de todos os sexos. Pode-se concluir, então, que, quanto menor a vulnerabilidade social relacionada à oferta de infraestrutura urbana nos estados, maior a taxa geral de suicídio. Não foram encontrados na literatura estudos que analisassem a infraestrutura urbana como possível determinante do comportamento suicida por meio da utilização de dados em painel, mas este resultado pode indicar que a infraestrutura urbana entrou no modelo como *proxy* para a complexidade social ou “modernidade” do território. Segundo Johnson (1965), citado por Feltrin e Almeida (2020, p. 275), “o suicídio nas ‘sociedades’ modernas parece aumentar conforme a integração e a regulação social diminuem”. Para Feltrin e Almeida (2020, p. 275), “as variáveis sociais podem ser interpretadas de duas maneiras: ou como agentes causais direto do comportamento suicida, ou como *proxies* de características sociais gerais que diferem entre grupos”. Nesse entendimento, quanto maior a complexidade social, menor a integração, mais alienação e mais suicídio; ou seja, o IVS não seria, portanto, uma causa, mas um indicador *proxy* dessa causa (complexidade da sociedade).

Por fim, a taxa de divórcio impacta positivamente a taxa de suicídio somente das mulheres, com significância a 5%. Isso implica que, quanto maior a taxa de divórcio, maior a taxa de suicídio de mulheres. Confirmaram-se parcialmente os achados empíricos de: Yamamura (2010), que percebeu efeito positivo para os três grupos; Andrés (2005), cujo divórcio teve coeficiente positivo para homens, mas não para mulheres; e

Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010), que observaram efeito positivo para os sexos em geral. Corroborar-se o estudo de Silva *et al.* (2021), que viúvas ou separadas socialmente possuem mais chances de cometer suicídio. Afinal, considerando o entendimento de Durkheim (2004), de que a sociedade, regulada por normas e convenções, exerce um papel fundamental na construção do indivíduo e que o divórcio é um fato social que influencia o número de suicídios, pode-se supor que o estigma de “mulher separada” ainda parece ser um peso na sociedade brasileira.

O quadro 3 resume esses resultados em uma descrição comparativa com a literatura empírica de suporte adotada, indicando que não foram totalmente corroborados.

QUADRO 3
Comparativo de resultados

	Sinal esperado	Evidências empíricas					Sinal alcançado e resultados		
		Todos	Masculino	Feminino	Fonte	Método	Todos	Masculino	Feminino
IDMH_educ	+	S (+)	N/I	N/I	Lin (2006)	Painel com efeitos fixos	S (+)	S (+)	NS (-)
Índ_Gini	+	N/I	S (+)	S (-)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (-)	S (+)
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
IVS_infra	-	-	-	-	-	-	S (-)	NS (-)	S (-)
Tx_desem	+	N/I	S (+)	S (+)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (+)	SN (-)
		S (+)	S (+)	N/I	Lin (2006)	Painel com efeitos fixos			
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
Pop_65+	-	-	-	-	-	-	NS (+)	NS (+)	NS (+)
Tx_div	+	N/I	S (+)	NS (+)	Andrés (2005)	Painel com efeitos fixos	NS (+)	NS (+)	S (+)
		S (+)	N/I	N/I	Loureiro, Mendonça e Sachsida (2010)	Painel com efeitos fixos			
		S (+)	S (+)	S (+)	Yamamura (2010)	Painel com efeitos fixos			

Elaboração dos autores.

Obs.: + (sinal positivo); - (sinal negativo); N/I (não indicado); NS (não significante estatisticamente); e S (significante estatisticamente).

No quadro 3, percebe-se também que a própria literatura que utilizou a metodologia assumida neste estudo não apresenta consenso em seus achados. Isso parece indicar que a temática do suicídio, no que tange à sua explicação por determinantes socioeconômicos, pode não estar totalmente consolidada, exigindo ainda continuidade de estudos a respeito.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo identificar, por meio da metodologia de análise de dados em painel, alguns indicadores socioeconômicos que pudessem prever, em algum grau, a ocorrência do suicídio no Brasil, com análise separada por sexo, no período 2010-2015.

Embora todos os sinais percebidos das variáveis que se confirmaram estatisticamente significantes tenham sido coerentes com parte da literatura teórica, exceto a taxa de divórcio no grupo masculino, alguns dos resultados deste estudo não se mostraram totalmente convergentes com a literatura empírica brasileira. Destaca-se, em especial, a inexistência de significância, em todos os grupos, para as variáveis *taxa de desemprego e proporção de população acima de 65 anos*. Os resultados da desigualdade também mostraram alguma discordância em relação à literatura empírica de referência no Brasil.

Apesar disso, é necessário ressaltar que a referida literatura empírica, mesmo quando adota a metodologia de dados em painel com efeitos fixos, apresenta algumas limitações, o que pode explicar as diferenças apontadas nesta pesquisa. De qualquer forma, a inexistência de consensos sugere que há a necessidade de mais estudos sob essa vertente socioeconômica para se obter mais convergência de resultados.

Ainda como agenda de estudos futuros, apresentam-se as sugestões a seguir descritas.

- 1) Ampliar o horizonte temporal da pesquisa, como forma de aumentar a amostra.
- 2) Investigar também os dados municipais.
- 3) Incluir outras variáveis socioeconômicas nacionais.
- 4) Analisar os dados separadamente por idade.
- 5) Pesquisar a infraestrutura urbana, utilizando a metodologia de dados em painel.
- 6) Averiguar as seguintes questões provenientes dos resultados desta pesquisa:
 - a) Por que a educação não influencia as mulheres ao suicídio?
 - b) Por que o desemprego não exerce influência ao comportamento suicida?

- c) Por que o divórcio influencia a incidência ao suicídio de forma diferente para homens e mulheres?

Como limitação, apontam-se as bases de dados, que apresentaram entrave para se ampliar o horizonte temporal da pesquisa. Ademais, a ausência de dados discriminados por sexo impossibilitou a inserção de novas variáveis no modelo.

Cabe salientar que este estudo não pretendeu explicar o suicídio, o que seria impossível em razão de suas causas multidisciplinares e complexas. Intentou-se aqui tão somente analisar possíveis relações com alguns aspectos socioeconômicos e suas respectivas magnitudes, em um contexto brasileiro recente.

Por fim, espera-se que o conhecimento gerado neste trabalho incite iniciativas de políticas públicas multidisciplinares que, de fato, atenham-se a estratégias para prevenção da mortalidade por suicídio, de ações educativas para sinais de risco e de iniciativas que diminuam a subnotificação de óbitos por suicídio. Mas, especialmente, intervenções públicas que foquem na proteção do mercado de trabalho, na educação, na inclusão social, na infraestrutura urbana e na diminuição da desigualdade social que, conforme apresentado, tendem a influenciar as taxas de suicídio.

REFERÊNCIAS

- ALICANDRO, G. *et al.* Worldwilde trend in suicide mortality from 1990 to 2015 with a focus on the global recession time frame. **International Journal of Public Health**, v. 64, n. 5, p. 785-795, Mar. 2019.
- ALTINANAHTAR, A.; HALICIOGLU, F. A dynamic econometric model of suicides in Turkey. **Journal of Socio-Economics**, v. 38, n. 6, p. 903-907, Dec. 2009.
- ANDRÉS, A. Income inequality, unemployment, and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. **Applied Economics**, v. 37, n. 4, p. 439-451, 2005.
- ANDRÉS, A. R.; HALICIOGLU, F. Determinants of suicides in Denmark: evidence from time series data. **Health Policy**, v. 98, n. 2-3, p. 263-269, Dec. 2010.
- ANDRÉS, A. R.; HALICIOGLU, F.; YAMAMURA, E. Socio-economic determinants of suicide in Japan. **Journal of Socio-Economics**, v. 40, n. 6, p. 723-731, Dec. 2011.
- BRAINERD, E. Economic reform and mortality in the former Soviet Union: a study of the suicide epidemic in the 1990s. **European Economic Review**, v. 45, n. 4-6, p. 1007-1019, May 2001.
- CECCON, R. F. *et al.* Suicídio e trabalho em metrópoles brasileiras: um estudo ecológico. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 7, p. 2225-2231, jul. 2014.

CHEN, J. *et al.* Socio-economics studies on suicide: a survey. **Journal of Economic Surveys**, v. 26, n. 2, p. 271-306, Apr. 2012.

CHUANG, H.; HUANG, W. Suicide and unemployment: is there a connection? An empirical analysis of suicide rates in Taiwan. **Journal of Socio-Economics**, v. 26, n. 3, p. 277-289, 2003.

DURKHEIM, E. (Org.). **O suicídio**: estudo de sociologia. São Paulo: Martins Fontes, 2004.

D'ÊÇA JÚNIOR, A. *et al.* Mortalidade por suicídio na população brasileira, 1996-2015: qual é a tendência predominante? **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 27, n. 1, p. 20-24, 2019.

FELTRIN, R. J.; ALMEIDA, H. J. F. Determinantes socioeconômicos do suicídio em Santa Catarina: uma análise com dados em painel. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 55, p. 272-294, jul.-set. 2020.

FRAGA, W. S.; MASSUQUETTI, A.; GODOY, M. R. Determinantes Socioeconômicos do suicídio: um estudo para os municípios do Brasil e do Rio Grande do Sul. **Revista Econômica**, v. 18, n. 2, p. 1-37, dez. 2016.

GONÇALVES, L. R.; GONÇALVES, E.; OLIVEIRA JÚNIOR, L. B. Determinantes espaciais e socioeconômicos do suicídio no Brasil: uma abordagem regional. **Nova Economia**, v. 21, n. 2, p. 281-316, maio-ago. 2011.

HAMERMESH, D. S.; SOSS, N. M. An economic theory of suicide. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 83-98, Jan.-Feb. 1974.

LEWIS, G.; SLOGGETT, A. Suicide, deprivation, and unemployment: record linkage study. **British Medical Journal**, v. 317, n. 7168, p. 1283-1286, Nov. 1998.

LIN, S.-J. Unemployment and suicide: panel data analyses. **The Social Science Journal**, v. 43, n. 4, p. 727-732, 2006.

LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C.; SACHSIDA, A. **Os determinantes econômicos do suicídio**: um estudo para o Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, maio 2010. (Texto para Discussão, n. 1487).

MACHADO, D. B.; RASELLA, D.; SANTOS, D. M. Impact of income inequality and other social determinants on suicide rate in Brazil. **Plos One**, v. 10, n. 4, Apr. 2015.

MINOIU, C.; ANDRÉS, A. R. The effect of public spending on suicide: evidence from U.S. State Data. **Journal of Socio-Economics**, v. 37, n. 1, p. 237-261, Feb. 2008.

NEUMAYER, E. Are socioeconomic factors valid determinants of suicide? Controlling for national cultures of suicide with fixed-effects estimation. **Cross-Cultural Research**, v. 37, n. 3, p. 307-329, 2003.

SHIKIDA, C. D.; ARAUJO JÚNIOR, A. F.; GAZZI, R. A. V. Teoria econômica do suicídio: estudo empírico para o Brasil. **Análise Econômica**, v. 25, n. 47, 123-147, set. 2007.

SILVA, I. G. *et al.* Diferenças de gênero na mortalidade do suicídio. **Rev Rene**, v. 22, n. e61520, p. 1-9, 2021.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Suicide worldwide in 2019: global health estimates**. Geneve: WHO, 2019.

YAMAMURA, E. The different impacts of socio-economic factors on suicide between males and females. **Applied Economics Letters**, v. 17, n. 10, p. 1009-1012, 2010.

Data da submissão: 7 nov. 2019.

Primeira decisão editorial em: 22 jan. 2020.

Última versão recebida em: 17 set. 2021.

Aprovação final em: 4 out. 2021.

CONVERGÊNCIA E DETERMINANTES DA VARIAÇÃO DA PROPORÇÃO DE POBREZA NO BRASIL: ESPECIFICIDADES DO PERÍODO 2002-2014¹

Henrique Rogê Batista²

Lucas Vitor de Carvalho Sousa³

Este trabalho visa analisar a dinâmica e os determinantes da variação da pobreza entre 2002 e 2014 no Brasil, período em que o país assistiu a uma considerável redução na proporção da pobreza em todas as Unidades da Federação (UFs). Pela metodologia das cadeias de Markov, verificou-se a possibilidade de convergência da proporção de pobreza das UFs aos níveis observados nos Estados Unidos, o que requer um período demasiadamente elevado: quarenta anos. Isso se deve à heterogeneidade da redução da pobreza entre as UFs. Em suma, os resultados apontaram que a redução da desigualdade se sobrepõe ao aumento da renda para explicar a redução da pobreza, a qual se deu de forma desigual no país. Além disso, a mitigação da pobreza guarda relação com o estágio de desenvolvimento socioeconômico da unidade de observação.

Palavras-chave: pobreza; convergência; elasticidades.

CONVERGENCE AND DETERMINANTS OF VARIATION IN THE PROPORTION OF POVERTY IN BRAZIL: SPECIFICITIES OF THE YEARS 2002-2014

This work aims to analyze the dynamics and determinants of the variation of poverty between 2002 and 2014 in Brazil, a period in which the country saw a considerable reduction in the proportion of poverty in all units of the federation (UFs). Using the Markov Chains methodology, we seek to verify the possibility of converting the proportion of the UFs poverty to the levels observed in the United States, which requires an excessively high period: 40 years. This is due to the heterogeneity of poverty reduction between the UFs. In summary, the results showed that the reduction of inequality overlaps the increase in income to explain the reduction of poverty, which occurred unevenly in the country. In addition, poverty alleviation is related to the socioeconomic development stage of the observation unit.

Keywords: poverty; convergence; elasticities.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art4>

2. Professor adjunto na Faculdade de Economia da Universidade Federal do Mato Grosso (UFMT). *E-mail:* <henriqueroge@hotmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7168397184289089>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-0049-1589>>.

3. Professor adjunto no Departamento de Economia e Análise da Universidade Federal do Amazonas (Ufam). *E-mail:* <lucassousa@ufam.edu.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7263719409030919>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-7273-9312>>.

CONVERGENCIA Y DETERMINANTES DE VARIACIÓN EN LA PROPORCIÓN DE POBREZA EN BRASIL: ESPECIFICIDADES DE LOS AÑOS 2002-2014

Este trabajo tiene como objetivo analizar la dinámica y los determinantes de la variación de la pobreza entre 2002 y 2014 en Brasil, un período en el que el país vio una reducción considerable en la proporción de pobreza en todas las unidades de la federación. Mediante la metodología de las Cadenas de Markov, se verificó la posibilidad de converger la proporción de pobreza de las UF a los niveles observados en los Estados Unidos, lo que requiere un período excesivamente alto: 40 años. Esto se debe a la heterogeneidad de la reducción de la pobreza entre las UFs. En resumen, los resultados mostraron que la reducción de la desigualdad se superpone al aumento de los ingresos para explicar la reducción de la pobreza, que ocurrió de manera desigual en el país. Además, el alivio de la pobreza está relacionado con la etapa de desarrollo socioeconómico de la unidad de observación.

Palabras clave: pobreza; convergencia; elasticidades.

JEL: I3; D6; C23.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza pode ser entendida, de forma geral, como a privação de recursos de um indivíduo, uma família ou um grupo, e sua definição e metodologia de construção de índices compõem um debate longo e antigo, que não é consenso entre os economistas. Trata-se de fenômeno social e econômico que sempre esteve presente nas economias capitalistas (Sachs, 2005). Somente a partir da Primeira Revolução Industrial, com a consequente elevação do número de pobres e mendigos na Inglaterra, a pobreza passou a ser analisada e debatida de modo científico. Entretanto, também é foco de divergência na literatura econômica as políticas e as vias para sua superação (Townsend, 1993).

Embora haja divergências sobre os mecanismos para superação da pobreza, em suma, a finalidade das políticas está voltada para a transição do indivíduo para o *status* de não privação – ou seja, de não pobre. Em parte, a complexidade na elaboração de políticas está associada às especificidades da pobreza; entre estas, seu caráter crônico ou transitório. O estado crônico refere-se a privações por longos períodos e apresenta elevada probabilidade de perpetuação da condição de pobreza pelas gerações subsequentes, diferentemente do caráter transitório, sendo este associado às oscilações da renda (Hulme e Shepherd, 2003). Isto é, ao configurar-se enquanto fenômeno que apresenta sua dinâmica própria e complexa, a pobreza passa a ser dotada de especificidades em que determinados grupos, em diferentes intervalos de tempo, podem abandonar ou permanecer nessa situação de vulnerabilidade.

No caso brasileiro, a pobreza configura-se enquanto um problema social com origens no processo de acumulação de riqueza do país durante a transição para o capitalismo industrial e urbano e, conseqüentemente, deve ser considerada um

elemento estrutural da economia brasileira (Barros *et al.*, 2007; Barros, Henriques e Mendonça, 2000; Rocha, 2000). Cabe destacar que a elevada proporção de pobreza observada é uma condição socioeconômica “inaceitável” do país, pois o Brasil não é essencialmente pobre, mas a desigualdade na distribuição de renda e das oportunidades de inclusão socioeconômica faz com que tenhamos, ainda, um número alto de famílias abaixo da linha de pobreza em termos absolutos (Barros, Henriques e Mendonça, 2000).

Em análise da evolução histórica recente da proporção de pobreza no Brasil,⁴ observa-se trajetória decrescente acentuada nos anos 1970, seguida por um período de modesta oscilação entre 1981 e 1997 (Banco Mundial, 2001). Entre 1980 e 1986, as flutuações econômicas de curto prazo determinaram a dinâmica da pobreza, com tendência declinante pós-1983. Entre 1988 e 1993, a retomada da inflação afetou positivamente a proporção da pobreza quando o declínio observado no período anterior foi substituído por tendência de estabilidade. Com a consolidação do Plano Real e a elevação do rendimento médio do trabalho, obteve-se redução da pobreza absoluta no intervalo 1995-1997, quando seu valor voltou a estabilizar – ou seja, as oscilações positivas e negativas foram sutis. A resistência na redução da pobreza perdurou até o período 2002-2003, quando a trajetória declinante e relativamente expressiva se estendeu até 2013 e 2014, período em que a variação da pobreza novamente apresentou tendência de estabilização nos valores observados em 2014; logo, sem comportamento de alta ou queda relativamente considerável, tomando-se os períodos anteriores (Fahel, Teles e Caminhas, 2016; Fagnani, 2011; Rocha, 2000). As causas da redução da pobreza entre 2002 e 2014 são múltiplas e estão associadas, principalmente, à recuperação econômica do país, que conciliou o aumento da renda com a redução da desigualdade, a valorização do salário mínimo, a geração de empregos formais e as políticas de transferência de renda (Dedeca, 2015). Trata-se de ritmo inédito da mitigação da pobreza desde 1960, quando se dispõe de dados estatísticos (Neri, 2011).

Tendo-se em vista essas considerações, questiona-se se a manutenção do ritmo de redução da pobreza entre 2002 e 2014 permitiria convergir a proporção da pobreza no Brasil para os níveis de países desenvolvidos. Este trabalho reconhece as disparidades entre as UFs brasileiras quanto à proporção de pobreza; trata-se de questão socioeconômica que demanda o levantamento das especificidades regionais, com o objetivo de pensar políticas públicas. A hipótese que norteia este estudo é

4. Sobre a análise histórica da pobreza no Brasil, deve-se destacar dois pontos: i) a ausência de uma linha de pobreza oficial no país; e ii) a heterogeneidade na construção de índices de pobreza na literatura econômica. A consequência direta disso está na cautela em comparar os valores absolutos apresentados em diferentes produções acadêmicas ao longo do tempo das suas respectivas publicações. Por isso, a análise que segue obedece à leitura da tendência da proporção da pobreza observada no país, tomando-se três comportamentos: de alta, queda e estabilidade; sendo esta última fazendo referência às oscilações sutis, tanto de alta quanto de queda, cujo agregado, tomando-se os períodos anteriores, não leva a mudanças significativas do ponto de vista relativo nas proporções de pobreza observadas.

que tal disparidade comprometeria o prazo para a convergência da pobreza do país relativo às observadas em países desenvolvidos.

Portanto, o objetivo principal deste trabalho é analisar a hipótese de convergência da pobreza entre as UFs brasileiras tomando um *benchmark* (referência) e, para isso, utilizará como metodologia as cadeias de Markov. A fim de complementar essa análise e levantar alguns dos elementos explicativos do prazo de convergência, serão abordadas as heterogeneidades da variação da pobreza entre as UFs. Nesse caso, serão estimadas a elasticidade-renda, a elasticidade-desigualdade e algumas das suas interações em relação à pobreza pelos métodos dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e do estimador Arellano-Bover/Blundell-Bond (método dos momentos generalizados para sistema – GMM-sistema). O período abordado situa-se entre 2002 e 2014.

Além desta introdução e das considerações finais, este artigo ainda é composto por outras três seções. A seção 2 abordará brevemente a relação entre renda, desigualdade e pobreza, dando luz à convergência por meio das cadeias de Markov; a seção 3 trata da metodologia; e a seção 4 analisa os resultados encontrados.

2 EFEITO-RENDA E DESIGUALDADE: A CONVERGÊNCIA DA POBREZA ANALISADA POR CADEIAS DE MARKOV

As cadeias de Markov permitem verificar a possibilidade de convergência de determinada variável para recortes de interesse, como países, estados ou municípios. Os estudos empíricos mais comuns analisam a hipótese da convergência de renda – ou seja, se países pobres tendem a alcançar os países mais ricos, de tal forma a reduzir ou até mesmo cessar o hiato existente entre estes. Para isso, utilizam como metodologia comum a regressão linear com corte transversal por meio da análise de β -convergência. No entanto, os avanços teóricos e empíricos registrados nas últimas décadas permitiram que a análise da convergência não apenas se restringisse à convergência de renda, mas também a outras variáveis socioeconômicas, como expectativa de vida, educação, saúde, desigualdade, qualidade ambiental, entre outras (Zanden, 2014), bem como o uso de outras técnicas, como as cadeias de Markov.

Embora muito difundida, há diversas críticas à análise de β -convergência. Por tratar-se de técnica baseada em modelos de regressão de dados em *cross-section*, esta supõe que o coeficiente estimado seja igual para todas as unidades em estudo e que a variável em questão seja estacionária ao longo do tempo. Além disso, Friedman (1992) e Quah (1993) também salientam que esse tipo de modelagem está sujeita à falácia de Galton, em que o coeficiente negativo estimado, necessário para confirmar a hipótese de β -convergência, significa o valor médio da amostra selecionada, não representando de fato a tendência de convergência.

Devido a esses problemas, Quah (1993) sugere o uso de cadeias de Markov para testar a hipótese de convergência. De acordo com Porto Júnior e Ribeiro (2003), a cadeia de Markov é mais eficiente ao examinar a informação disponível, pois considera tanto a dimensão transversal quanto a longitudinal da amostra, enquanto a regressão considera somente a dimensão longitudinal. Além disso, em um processo de Markov não existe dependência temporal. Assim, se o limite da distribuição for unimodal, a hipótese de convergência é confirmada, de tal forma que os países ou as regiões convergem para o mesmo valor médio. Nesse sentido, cadeias de Markov também se mostram úteis no processo de análise da convergência da pobreza.

Compreender a dinâmica da convergência engloba a explicação do período de convergência, caso esta ocorra, ciente do comportamento peculiar da pobreza entre as UFs no recorte temporal selecionado. Embora uma sucessão de elementos esteja relacionada à flutuação do número de pobres em dada sociedade, a metodologia empírica sobre os determinantes da flutuação da pobreza pode dar-se pela variação da renda e da desigualdade de renda. Nesse contexto, o crescimento do produto econômico tem se mostrado relevante, mas não suficiente enquanto variável explicativa. Datt e Ravallion (1991) foram dois dos primeiros autores a testarem empiricamente a estimativa da elasticidade-renda da pobreza, cujo sinal se mostrou positivo. As conclusões deste trabalho reconhecem a efetividade do acréscimo no nível de renda em reduzir a pobreza, conclusões semelhantes às de Adams Junior (2003) e Gafar (1998).

O crescimento, entretanto, é insuficiente em explicar a totalidade da variação da pobreza, dada a possibilidade de beneficiar heterogeneamente os indivíduos de determinada economia. Isso foi observado por evidências empíricas que indicaram, em diferentes amostras, que a mesma taxa de crescimento econômico está associada a diferentes variações na taxa de pobreza (Rocha, 2006b; Son, 2004, Gafar, 1998). Nesse sentido é que se insere o debate em torno da distribuição de renda, em que a magnitude do efeito do crescimento econômico sobre a pobreza passa a estar associada com o nível de desigualdade de renda (Adams Junior, 2004; Kimenyi, 2006; Kakwani e Pernia, 2000).

Tendo isso em vista, Bourguignon (2003) e Ravallion e Chen (1997) constataram que o efeito sobre a redução da pobreza seria maior por meio da combinação de políticas que promovam o crescimento e a redistribuição da renda. Tal constatação parte da relação triangular entre as variáveis crescimento, pobreza e desigualdade de renda. Em consonância com a literatura econômica, Bourguignon (2003), supondo uma distribuição normal da renda em dada sociedade, observou que o crescimento econômico eleva, de forma proporcional, a renda do conjunto

da população, e a redução da desigualdade de renda altera a distribuição da renda relativa a favor da parcela da população de menor renda.

Os efeitos de cada variável sobre a pobreza, que são dados pela elasticidade-renda da pobreza e pela elasticidade-desigualdade da pobreza, variam de acordo com as especificidades socioeconômicas de cada região, de tal forma que políticas voltadas para o crescimento seriam mais eficientes em regiões mais pobres, ao passo que políticas redistributivas seriam mais eficientes em regiões mais ricas e com elevado percentual de concentração de renda (Bourguignon, 2003; Tochetto, 2004, Ravallion e Chen, 1997). Portanto, a variação da pobreza pode ser explicada pelo efeito-renda e pelo efeito-desigualdade, e o módulo do valor da elasticidades-renda e da elasticidade-desigualdade da pobreza determina os efeitos de cada política sobre a variação da pobreza.⁵

3 METODOLOGIA

Com vistas a analisar a convergência da pobreza e decompor os determinantes da sua oscilação no Brasil no período 2002-2014, a metodologia encontra-se estruturada em duas partes: os dados e as variáveis; e os modelos analíticos (cadeia de Markov e elasticidades por meio do estimador GMM-sistema e MQO).

3.1 Dados e variáveis

Para a realização deste trabalho, foram utilizados os microdados provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados são referentes ao período 2002-2014 e abrange as 27 UFs. Todas as variáveis monetárias estão em valores reais de 2013, referente a setembro, segundo o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE.

Tendo-se em vista que o Brasil não possui uma linha oficial de pobreza, para os cálculos e as estimativas, será considerada a linha de pobreza referente à metade do salário mínimo de 2013.⁶ O índice de pobreza utilizado por Foster, Greer e Thorbecke (1984) permite estimar a proporção de pobreza (P_0) a partir da razão

5. Entretanto, como destaca Gaiger (2011), um conjunto de outros elementos também apresenta um papel importante em explicar a variação da pobreza, entre estes: o mercado de trabalho; a valorização do salário mínimo; o crescimento agrícola; e a previdência pública.

6. O critério monetário para definição da privação compreende o *mainstream* das análises sobre a pobreza (Sen, 1993). A renda, enquanto relevante determinante do consumo, tendo-se em vista sua liquidez, permite a posse de outros ativos que compreendem as necessidades básicas do indivíduo em uma sociedade capitalista por meio de troca (Cobo, Athias e Mattos, 2013). Disso advém a adoção do critério monetário, renda, enquanto boa *proxy* na mensuração da carência. Além disso, no Brasil, algumas das políticas direcionadas para superação da situação de privação constroem linhas de pobreza derivadas do salário mínimo, como é o caso do Programa Bolsa Família (PBF). A opção por essa linha de pobreza em detrimento de outras que consideram os diferentes custos de vida existentes entre as UFs, como a de Rocha (2006a), deve-se ao fato de a análise da convergência por meio da metodologia de cadeias de Markov exigir que uma mesma variável seja utilizada ao longo do tempo e por todas as UFs. Ou seja, a metodologia não é compatível com linhas de pobrezas divergentes entre as UFs.

entre o número de indivíduos no domicílio com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza, pela quantidade total de indivíduos do mesmo domicílio. A renda *per capita* ponderada foi obtida por meio da divisão da renda domiciliar total pelo número de indivíduos do mesmo domicílio. A medida de desigualdade utilizada é o índice de Gini,⁷ que permite mensurar o grau de desigualdade na distribuição de renda *per capita* entre os indivíduos.

Como será abordado na subseção 2.2.2, serão geradas cinco variáveis de interação para estimativas, com vistas a captar parte das especificidades do efeito-renda e do efeito-desigualdade sobre a pobreza. A variável de interação I é o inverso do nível inicial de desenvolvimento, resultado da divisão da linha de pobreza da unidade de observação pela renda *per capita* inicial da mesma unidade de observação. A variável de interação II é o produto da renda no período *t* com a desigualdade inicial da unidade de observação. A variável de interação III é produto da renda no período *t* com o inverso do nível inicial de desenvolvimento da unidade de observação. A variável de interação IV é produto da desigualdade no período *t* com a desigualdade inicial da unidade de observação. Por fim, a variável de interação V é produto da desigualdade no período *t* com o inverso do nível inicial de desenvolvimento. Nesses casos, as variáveis de interação fazem referência às elasticidades tomando as UFs. O quadro 1 traz as especificações de tais variáveis, em que o subscrito *i* faz referência à unidade de observação no ano *t*.

QUADRO 1
Especificação das variáveis de interação

Variável	Sigla	Especificação da variável
Variável de interação I	$\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	A incidência da pobreza em relação ao inverso do desenvolvimento inicial da UF.
Variável de interação II	$[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	O efeito da variação da renda sobre a variação da pobreza, dada a desigualdade de renda das UFs no período inicial da amostra.
Variável de interação III	$[Y_{it}] \cdot \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	O efeito da variação da renda sobre a pobreza, tomando-se o nível inicial de desenvolvimento das UFs.
Variável de interação IV	$[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	O efeito da variação da desigualdade de renda sobre a variação da pobreza, dada a desigualdade de renda das UFs no período inicial da amostra.
Variável de interação V	$[Gini_{it}] \cdot \ln \left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}} \right]$	O efeito da variação da desigualdade da renda sobre a pobreza, tomando-se o nível inicial de desenvolvimento das UFs.

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqjX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

7. O índice de Gini foi a variável selecionada para estabelecer comparações entre a distribuição efetiva de uma variável (renda) com a distribuição uniforme que representa a igualdade (curva de Lorenz), a fim de representar a desigualdade de renda entre as pessoas do domicílio rural analisado. Essa variável assume valores no intervalo de 0 (perfeita igualdade) a 1 (concentração máxima).

Definidas as variáveis que irão compor o modelo, a tabela 1 apresenta suas respectivas descrições estatísticas.

TABELA 1
Descrições estatísticas das variáveis de dados em painel (2002 e 2014)

Variável	Sigla	Mínimo	Máximo	Média	Desvio-padrão
Proporção de pobres	P_0	11,889	78,834	46,379	0,360
Renda <i>per capita</i>	Y_{it}	213,492	1324,019	484,781	0,402
Coefficiente de Gini	$Gini_{it}$	0,449	0,640	0,551	0,070
Variável de interação I	$\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	0,2458	1,961	0,909	0,352
Variável de interação II	$[Y_{it}].\ln[G_{i0}]$	96,985	1276,165	309,912	170,052
Variável de interação III	$[Y_{it}].\ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	150,598	1157,971	479,809	283,360
Variável de interação IV	$[Gini_{it}].\ln[G_{i0}]$	0,196	0,394	0,307	0,037
Variável de interação V	$[Gini_{it}].\ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	0,152	1,144	0,487	0,193

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Por hora, cabe ressaltar que, até mesmo se considerando os avanços socioeconômicos positivos no período analisado, a elevada heterogeneidade entre as UFs é, em parte, ilustrada na tabela 1. No Brasil, coexistem UFs com alta proporção de pobreza em detrimento de outras com baixas proporções; isso também vale para a renda e o grau de concentração de renda. As especificidades entre as unidades de observação, que respondem por esses valores da estatística descritiva, serão abordadas na seção 4, que discute os resultados encontrados.

3.2 Modelos analíticos

Como mencionado anteriormente, tendo-se em vista os objetivos traçados, os resultados são obtidos de dois modelos analíticos: a cadeia de Markov, uma metodologia não paramétrica de análise da convergência; e a elasticidade-renda, elasticidade-desigualdade e algumas propostas de variáveis de integração que captam a variação da pobreza por meio dos estimadores de GMM-sistema e MQO.

Nesse sentido, cabe destacar que existem diferentes maneiras de verificar a hipótese da convergência, as mais conhecidas são as técnicas de β -convergência

e σ -convergência.⁸ Neste estudo, optou-se por utilizar a cadeia de Markov, que tem vantagens metodológicas perante as demais técnicas, como estacionariedade da distribuição de probabilidades, propriedade essencial para a análise da convergência. A convergência trata-se da redução de disparidades ao longo do tempo de alguma variável; no caso deste trabalho, a taxa de pobreza. Em outras palavras, pretende-se saber, por meio de cadeias de Markov, se a taxa de pobreza entre os estados brasileiros tende a convergir para uma mesma taxa.

Por sua vez, o cálculo das elasticidades visa observar a constatação de Bourguignon (2003) sobre o decréscimo da pobreza diante da elevação da renda ou da redução da desigualdade de renda. A metodologia consiste, basicamente, em decompor os efeitos-renda e desigualdade sobre a variação da pobreza, de modo a captá-los isoladamente. Para isso, ao analisar-se o efeito-renda, considera-se o efeito-desigualdade constante, e vice-versa (Pernia, 2003).

3.2.1 Cadeias de Markov

Seguindo a aplicação de Alves, Madeira e Sousa (2018) e a definição de Taha (2008), uma cadeia de Markov é um processo estocástico em que a ocorrência de um estado futuro depende apenas do estado imediatamente anterior. Em uma cadeia de Markov com n estados (resultados, classes ou estratos), as probabilidades em um ponto específico do tempo $t = 0, 1, 2, \dots$ são definidas de acordo com a equação (1):

$$P_{ij} = P\{X_t = j | X_{t-1} = i\}, (i, j) = 1, 2, \dots, n; t = 0, 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

em que X é uma variável e p_{ij} é a probabilidade de transição do estado i , em $t-1$, para o estado j em t . Por definição: $\sum_j p_{ij} = 1, i = 1, 2, \dots, n$ e $p_{ij} \geq 0, (i, j) = 1, 2, \dots, n$.

As probabilidades de transição de um estado para outro podem ser apresentadas como uma matriz quadrada $P = [p_{ij}]$, denominada matriz de transição da cadeia de Markov, conforme a equação (2):

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & \dots & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & \dots & p_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{n1} & p_{n2} & p_{n3} & \dots & p_{nn} \end{pmatrix}, \quad (2)$$

em que P define a cadeia de Markov e tem como propriedade que todas as probabilidades de transição (p_{ij})⁹ presentes na matriz sejam estacionárias e independentes ao longo do tempo (Taha, 2008). Isso significa que as probabilidades não se alteram no que concerne ao tempo, mas sim em relação de um estado para outro. Tais

8. Para mais detalhes, ver Barro e Sala-i-Martin (1995) e Sala-i-Martin (1996).

9. Neste estudo, p_{ij} é entendida como a probabilidade de transição de uma UF que estava em um estrato (classe ou estado) de pobreza i em 2002 para o estado j em 2014.

características são fundamentais, uma vez que, para a análise de convergência, é necessário que as séries sejam estacionárias.

Embora uma cadeia possa ter infinitos estados (classes ou estratos) e diferentes ordens, este estudo adotou uma cadeia de Markov discreta, finita e de primeira ordem – ou seja, pretende-se analisar a transição em dois períodos (2002 e 2014), com um número finito de classes de pobreza (A, B, C, D e E). A classe A corresponde às UFs brasileiras consideradas com baixa taxa de pobreza (pobreza menor ou igual a 15%), as classes B (pobreza de 15,01% a 30,00%), C (pobreza de 30,01% a 45,00%) e D (pobreza de 45,01% a 60,00%) são UFs com níveis “intermediários” de pobreza, e a classe E representa as UFs com maior taxa de pobreza (pobreza maior que 60%).

A estacionariedade das probabilidades permite que a matriz de transição possa ser utilizada para descrever o comportamento da taxa de pobreza para qualquer horizonte de tempo, o que possibilita avaliar a dinâmica de longo prazo das classes de pobreza e o equilíbrio no estado estacionário (Quah, 1993). Em uma cadeia de Markov ergódica, as probabilidades de estado no equilíbrio (π_j) são definidas pela equação (3):

$$\pi_j = \lim_{n \rightarrow \infty} a_j^{(n)}, j = 1, 2, \dots, \quad (3)$$

em que $a_j^{(n)}$ são as probabilidades absolutas de estar no estado j após n transições (com $n > 0$). Essas probabilidades são independentes das probabilidades iniciais $\{a_j^{(0)}\}$, e, portanto, a classificação da taxa de pobreza deve convergir para uma classificação estacionária. Essas probabilidades são definidas com base na equação (4), dado $\pi = \pi P$:

$$\sum_j \pi_j = 1. \quad (4)$$

De acordo com a equação (4), se as probabilidades π permanecerem inalteradas depois de uma transição, estas representam a distribuição do estado no equilíbrio (estado estacionário). Por meio das probabilidades no estado estacionário, é possível encontrar também o número esperado de transições antes de os sistemas retornarem para um estado j pela primeira vez. Isso é definido como tempo médio do primeiro retorno ou tempo médio de recorrência, μ_{ij} , e é estimado em uma cadeia de Markov de n estados com base na equação (5) (Taha, 2008):

$$\mu_{ij} = \frac{1}{\pi_j}, j = 1, 2, \dots, n. \quad (5)$$

3.2.2 Dados em painel e MQO

Para captar a redução da pobreza no Brasil, será utilizado o modelo de dados em painel que é caracterizado pelo uso de séries de tempo (*time-series*) com cortes seccionais (*cross-section*), cuja apresentação geral:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^k x_{kit}\beta_{kit} + \epsilon_{it}; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Os subscritos i e t representam, respectivamente, a unidade seccional e o período de tempo. Desse modo, y_{it} é a variável dependente; β_0 é o intercepto específico; β_{kit} é o vetor ($k * 1$) dos parâmetros a serem estimados; x_{kit} são os valores observados das variáveis independentes selecionadas para análise; e ϵ_{it} é o termo de erro.

O caráter dinâmico do modelo de dados em painel, a partir do estimador do GMM, é estruturado a partir da inclusão da variável dependente defasada enquanto variável explicativa do modelo, o que permite melhor ajustamento das relações econômicas dinâmicas das estimativas, além de eliminar o viés de estimação, ao controlar, diante da existência, a correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores presentes das demais variáveis explicativas (Baltagi, 2001; 2005). Em GMM, tomando-se as primeiras diferenças, elimina-se o termo de erro individual (o termo que capta os efeitos aleatórios não observáveis dos indivíduos, fixos no tempo) e a endogeneidade – dada a inclusão da variável dependente defasada.

A autocorrelação dos erros, quando aplicadas as primeiras diferenças, pode ser solucionada pelo uso de variáveis instrumentais, desde que sejam pertinentes para ΔY_{it-1} ,¹⁰ e pela estimação do GMM-sistema. Estimar nesse método, tal como neste trabalho, admite três pressupostos: i) a primeira diferença das variáveis explicativas não é correlacionada com os efeitos fixos; ii) os instrumentos utilizados devem ser válidos; e iii) os erros não devem ter correlação serial de segunda ordem. Dessa forma, é possível gerar resultados com maior precisão (Baltagi, 2005).

Definida a modelagem econométrica, a equação (7) estima a relação de Bourguignon (2003) referente à elasticidade-renda da pobreza e à elasticidade-desigualdade da pobreza:

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \mu_{jit}, \quad (7)$$

em que o subscrito i representa as unidades de observação (UFs) e o subscrito t é o período observado: $t = 2002, 2003, \dots, 2014$. Os parâmetros β , α , γ , δ a serem estimados são, respectivamente, a constante, a elasticidade de dependência temporal da variável pobreza com esta mesma defasada em um período, a elasticidade-renda da pobreza e a elasticidade-desigualdade da pobreza.

10. Ver a estimação em dois estágios por Arellano e Bond (1991) e a proposta de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), para a estimação em GMM-sistema em Baltagi (2005).

A partir dessa definição, a fim de captar aspectos da heterogeneidade da amostra e da complexidade de tratar dos determinantes da variação da pobreza, ainda serão estimados outros três modelos, que são variações da equação (7). Em suma, trata-se da inclusão de variáveis de interação, tal como abordado por Kalwij e Verschoor (2004), Marinho e Araújo (2012) e Batista (2014), que captam as especificidades do efeito-renda e do efeito-desigualdade. A justificativa para considerar tais variáveis, segundo o referencial citado, deve-se ao fato de a variação da pobreza estar relacionada ao contexto inicial da unidade de observação. Ou seja, a elasticidade-renda e a elasticidade-desigualdade da pobreza variam de acordo com o quão desenvolvida é a unidade de observação e a desigualdade de renda no período inicial da amostra.¹¹ Nesse contexto, seja a *proxy* para o inverso do nível inicial de desenvolvimento definida como: $\frac{z_{it}}{Y_{i0}}$, em que z_{it} é a linha de pobreza na unidade de observação i e tempo t e Y_{i0} a renda da unidade de observação no início da amostra, tem-se:

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \theta \Delta \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \mu_{jit}, \quad (8)$$

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \rho \Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}] + \sigma \Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \mu_{jit}, \quad (9)$$

$$\Delta \ln[P_{0,it}] = \beta + \alpha \Delta \ln[P_{0,it-1}] + \gamma \Delta \ln[Y_{it}] + \delta \Delta \ln[Gini_{it}] + \varphi \Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}] + \omega \Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right] + \mu_{jit}. \quad (10)$$

A equação (8) acresce na equação (7) o parâmetro θ que denota a sensibilidade da pobreza ao inverso do nível inicial de desenvolvimento, $\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$. Por sua vez, a equação (9) explora o efeito-renda, ao considerar as variáveis de interação da renda com a desigualdade inicial, $[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, e o inverso do nível de desenvolvimento, $[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$, respectivamente representados, nas estimativas, pelos parâmetros ρ e σ . Por fim, a equação (10) considera o efeito-desigualdade, ao tomar as variáveis de interação da desigualdade com a desigualdade inicial, $[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, e o inverso do nível de desenvolvimento, $[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{z_{it}}{Y_{i0}}\right]$, respectivamente representados pelos parâmetros φ e ω .

Complementarmente às estimativas do modelo, também serão apresentados os testes de sobreidentificação de Hansen, os resultados dos testes de autocorrelação na equação em nível de primeira e segunda ordem de Arellano-Bond.

Por compor a unidade de observação, a estimação em dados em painel não é possível para as unidades de observação, a fim de captar a heterogeneidade do

11. A hipótese é de que, quanto maior a desigualdade inicial, maior seria a efetividade do crescimento em reduzir a pobreza — hipótese de Bourguignon (Marinho e Araújo, 2012). Para demonstração algébrica da inclusão das variáveis de interação, ver Kalwij e Verschoor (2004).

efeito-renda e do efeito-desigualdade sobre a proporção de pobres. Por isso, o estimador utilizado será MQO. Além do estimador, a equação a ser calculada também demanda modificações, posto que, ao estimar em MQO quaisquer das equações (7) a (10), se tem o problema de endogeneidade. Portanto, adotar-se-á o exercício semelhante ao desenvolvido por Adams Junior (2004), Resende (2008) e Simão Filho, Freguglia e Procópio (2010).

A análise longitudinal é dividida em duas partes; na primeira, busca-se mensurar a elasticidade da pobreza em relação à variação da renda *per capita* (equação 11); na segunda, o efeito do crescimento é corrigido pela desigualdade (equação 12). No segundo caso, considerar a desigualdade, é possível captar que, à medida que a desigualdade cresce, o efeito da renda sobre a pobreza tende a reduzir-se, chegando a um efeito nulo quando a desigualdade é suficientemente alta (Ravallion, 1997):

$$\ln[P_{0,i}] = \beta + \zeta \ln[Y_i] + \varepsilon, \quad (11)$$

$$\ln[P_{0,i}] = \beta + \Psi \ln[(1 - Gini_i) \cdot Y_i] + \varepsilon, \quad (12)$$

em que ε é o termo de erro; na equação (11), ζ é a elasticidade de pobreza-crescimento; na equação (12), $Gini_i$ é a desigualdade de renda e Ψ , a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

No período analisado, não houve exceções entre as UFs quanto ao sentido da variação da pobreza e da desigualdade de renda, que se reduziram, e da renda, que se elevou. Em suma, a redução média da pobreza entre as UFs foi de 53,74%, a desigualdade média diminuiu 13,47% e a renda média aumentou 41,66% (apêndice A). Embora se trate de avanço socioeconômico, os valores observados abrem margens para sublinhar a heterogeneidade inerente entre as UFs brasileiras, tanto no que diz respeito aos valores absolutos quanto no que concerne a sua dinâmica no tempo.

Maranhão e Alagoas apresentam os maiores percentuais de indivíduos abaixo da linha de pobreza nos períodos observados; em 2014, a proporção de pobres nessas duas UFs foi de 48,55% e 46,52%, respectivamente. Trata-se de proporção superior à observada em várias outras UFs em 2002, início da análise deste trabalho. Por sua vez, São Paulo e Santa Catarina são as UFs menos pobres, com proporção de pobreza, em 2014, inferior a 10%. Essa discrepância, nesse ano, pode ser observada no desvio-padrão da proporção da pobreza entre as UFs: 12,93.¹²

12. O desvio-padrão da tabela 1 diz respeito ao das variáveis selecionadas entre os indivíduos que compõem a amostra. Por sua vez, o desvio-padrão da seção 3 concerne às UFs.

Outro ponto relevante a ser destacado quanto à proporção da pobreza é seu ritmo de redução entre 2002 e 2014. Em Santa Catarina, UF com menos indivíduos pobres, e Mato Grosso do Sul, essa redução foi superior a 75,00%. Desempenhos menos expressivos foram observados no Acre e no Pará, cuja redução foi de 17,32% e 29,11%, respectivamente.

Quanto à desigualdade da renda, salvo poucas exceções, as UFs mais desiguais no início da amostra permaneceram entre as mais desiguais no final da amostra. Isso também pode ser afirmado para as UFs menos desiguais. Nesse contexto, em 2014, a desigualdade da renda é mais elevada no Acre, 0,543, e no Distrito Federal, 0,577, e menos expressiva em Santa Catarina, 0,416. De 2002 para 2014, Rio de Janeiro e Distrito Federal apresentaram as menores reduções da desigualdade: -6,79% e -3,90%, respectivamente. As maiores reduções foram observadas em Mato Grosso (-20,32%), no Piauí (-19,79%) e no Amapá (-19,42%).

Por fim, a renda média *per capita* apresentou, no período analisado, o maior desvio-padrão entre as UFs. A renda revelou-se mais elevada em Santa Catarina, em São Paulo e no Distrito Federal, mais que o dobro daquela observada onde a renda é menor: Alagoas e Maranhão. O aumento da renda foi relativamente expressivo nas UFs.

Feitas tais observações, a tabela 2 apresenta a correlação entre essas variáveis. Nas UFs, pode-se observar que a proporção da pobreza cresce, em média, quando aumenta o coeficiente de Gini; por sua vez, a correlação negativa com a renda *per capita* indica que a proporção da pobreza decresce, em média, quando se eleva a renda *per capita*. Cabe ainda ressaltar a correlação negativa entre a concentração de renda e a renda *per capita*.

TABELA 2
Correlação das variáveis do modelo (2002 e 2014)

	P_0	Renda <i>per capita</i>	Coefficiente de Gini
P_0	1,000	-	-
Renda <i>per capita</i>	-0,871	1,000	-
Coefficiente de Gini	0,657	-0,440	1,000

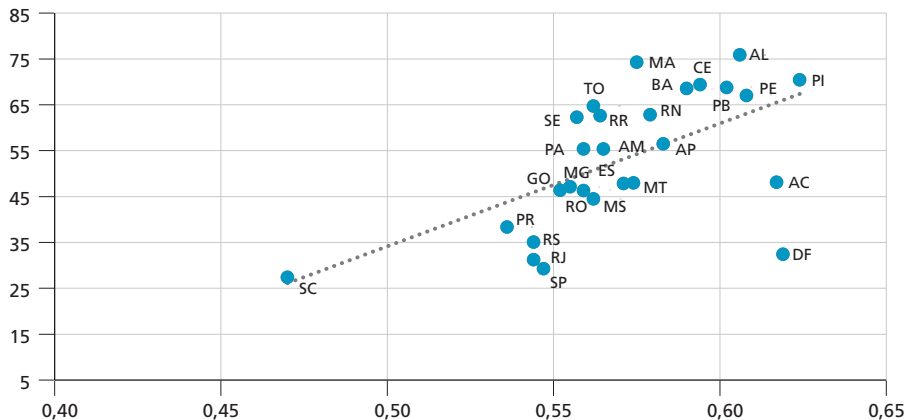
Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.
Elaboração dos autores.

O gráfico 1 ilustra a variação da pobreza em relação à desigualdade de renda e à renda *per capita* no início e no final do período analisado.

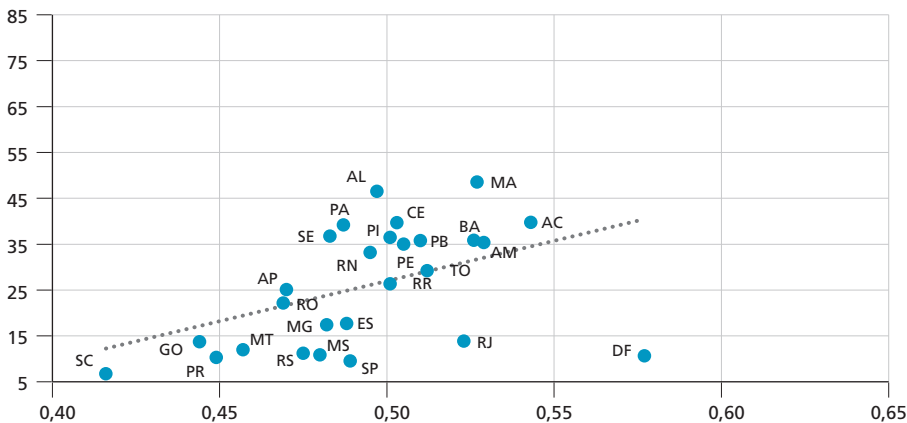
GRÁFICO 1

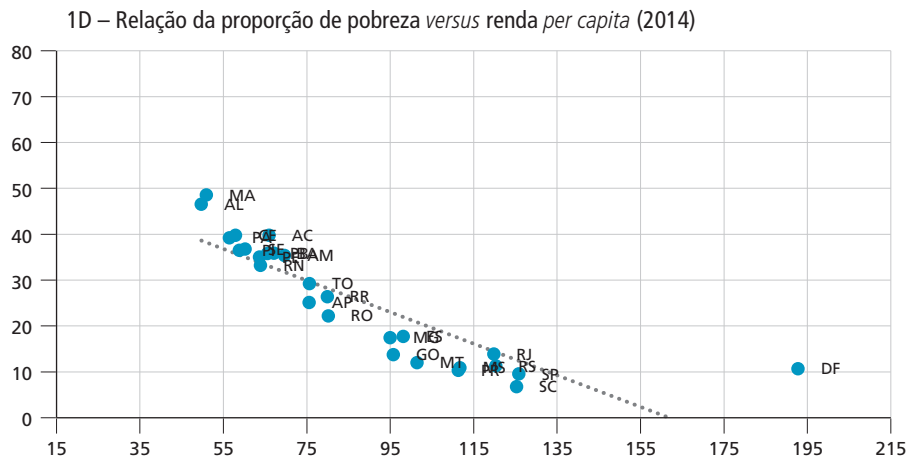
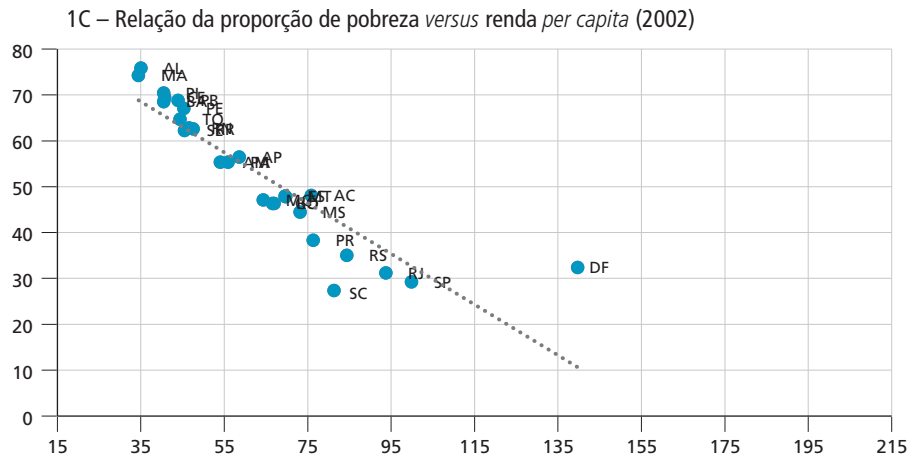
Variação da pobreza em relação à desigualdade de renda e à renda *per capita* (2002 e 2014)

1A – Relação da proporção de pobreza *versus* índice de Gini (2002)



1B – Relação da proporção de pobreza *versus* índice de Gini (2014)





Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

No gráfico 1 (1A e 1B), o deslocamento para baixo e para a esquerda dos pontos indicativos das UFs, entre 2002 e 2014, corrobora o enunciado da redução da pobreza e da desigualdade de renda entre as unidades de observação. As linhas de tendência positivas indicam que a proporção de pobreza é mais elevada nas UFs mais desiguais. Nesse caso, Santa Catarina destaca-se, em ambos os anos, por apresentar a menor concentração de renda e pobreza; a posição do Distrito Federal também é peculiar por coexistir, relativamente, baixa proporção de pobreza e desigualdade alta. Por fim, Maranhão e Alagoas, que possuem a maior proporção de pobres no país, também têm elevada concentração de renda.

Ademais, no gráfico (1C e 1D), a linha de tendência é negativa – ou seja, as UFs com maior renda tendem a ser as com menor proporção de pobreza. De 2002

para 2014, o deslocamento para direita e para baixo dos pontos indicativos das UFs – isto é, elevação da renda e redução da desigualdade – Maranhão, Alagoas e Santa Catarina permanece sendo os extremos da análise: Maranhão e Alagoas têm as menores rendas e as maiores proporções de pobreza, o contrário do observado em Santa Catarina. O Distrito Federal novamente se destoa das demais UFs por apresentar renda maior, mas com proporção de pobreza semelhante às UFs de renda elevada.

Dessa forma, tomando-se comparativos internacionais, o Brasil destaca-se por ter renda desproporcional com o volume de pobreza; a chave para a compreensão dessa peculiaridade está na considerável desigualdade de renda (Barros, Henriques e Mendonça, 2001; Barbosa, Souza e Soares 2020).

4.1 Cadeias de Markov: convergência da taxa de pobreza

Neste estudo, foi utilizada para a análise da hipótese de convergência da taxa de pobreza uma cadeia de Markov discreta, finita e de primeira ordem, pois foi analisada a transição entre dois períodos, com um número finito de classes de pobreza. Não há regra única para definir a amplitude das classes; os critérios normalmente são arbitrários (Porto Júnior e Ribeiro, 2003). Assim, a taxa de pobreza foi dividida em cinco partes, sendo a classe A, a de menor taxa de pobreza, e a E, a de maior nível de pobreza. A tabela 3 mostra as classes determinadas neste trabalho para 2002 e 2014.

TABELA 3
Frequências observadas para as classes de pobreza (2002 e 2014)

Classe	Estrato (%)	2002		2014	
		Frequência absoluta	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta	Frequência relativa (%)
A	≤ 15,00	1	0,035	10	35,71
B	15,01-30,00	2	0,071	6	21,43
C	30,01-45,00	5	0,178	10	35,71
D	45,01-60,00	9	0,321	2	7,14
E	≥ 60,00	11	0,392	0	0,00
Total		28	1,00	28	100,00

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Antes de avaliar a tabela 3, é importante observar que este estudo utilizou como *benchmark* a taxa de pobreza dos Estados Unidos¹³ – ou seja, pretende-se verificar se, no longo prazo, os estados brasileiros tendem a convergir para a

13. A linha de pobreza considerada nos Estados Unidos faz referência às necessidades econômicas baseadas nos padrões de vida. Ver metodologia em Gabe (2015).

taxa de pobreza norte-americana. Por esse motivo, o número total de UFs é 28. A taxa de pobreza norte-americana foi utilizada como referência, pois em 2002 a UF brasileira com menor taxa de pobreza era Santa Catarina, com 27,3%, taxa considerada elevada para os padrões de desenvolvimento. Como a cadeia de Markov exige que em cada classe haja pelo menos um indivíduo, a taxa de pobreza norte-americana, que em 2002 era de 12,1%, foi utilizada como “representante” da classe de pobreza A. Se isso não fosse feito, a classe A significaria taxas de pobreza com valores menores e iguais a 30%, valor considerado alto; isso permitiria que o processo de convergência fosse atingido “facilmente” e não representasse, aos padrões internacionais, patamares de pobreza de países desenvolvidos. É importante destacar também que, embora existam diferentes formas de mensurar a pobreza, inclusive se considerando diferenças nos custos de vida dos estados, a análise da convergência neste estudo analisou exclusivamente o caráter monetário da pobreza, pois, para testar a hipótese da convergência por cadeia de Markov, deve-se considerar apenas uma variável. Ao analisar a tabela, observa-se que, em 2002, a maior parte dos estados brasileiros possuía taxa de pobreza superior a 45%, o que representa mais de 70% dos estados. Por sua vez, em 2014, esse percentual se reduziu para aproximadamente 7%; uma evolução muito significativa, o que inclusive é corroborado pelas análises de Neri (2011) e Dedeca (2015).

Nesse ano, a classe E, com taxa de pobreza maior ou igual a 60%, reduziu significativamente sua representatividade, de 39,29% dos estados para 0,00%; enquanto a classe A, com taxa de pobreza menor ou igual a 15%, aumentou sua representatividade de 3,57% para 35,71%. Os resultados observados para as frequências relativas serviram de base para a construção da matriz de transição (cadeia) de Markov apresentada na tabela 4.

TABELA 4
Matriz de transição de Markov (2002 e 2014)

		Classe em 2014				
		A	B	C	D	E
Classe em 2002	A	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	B	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	C	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	D	0,222	0,444	0,333	0,000	0,000
	E	0,000	0,181	0,636	0,181	0,000

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/klqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.
Elaboração dos autores.

A matriz de transição (tabela 4) consiste em uma matriz de probabilidades, que revela a probabilidade de transição das UFs brasileiras, entre as cinco classes de pobreza, de 2002 para 2014. Observa-se na matriz que há classes absorventes – isto

é, há tendência de permanência da classe de pobreza inicial para o período seguinte ($p_{ij} = 1$) nas classes A, B e C. Ou seja, do total de UFs que estavam nas classes A, B e C em 2002, 100% permaneceram em suas respectivas classes em 2014. Por sua vez, as classes D e E obtiveram o maior número de transições. Por exemplo, das nove UFs que estavam na classe D em 2002, nenhuma permaneceu nesta em 2014, 33,33% evoluíram para classe C, 44,44%, para a classe B e 22,22%, para a classe A. As UFs que estavam na classe E em 2002 também evoluíram para classes superiores (D, C e B). De modo geral, as UFs permaneceram ou evoluíram de classes de um ano para o outro, o que demonstra tendência de evolução positiva para nível de pobreza mais baixo no longo prazo.

Esses resultados, *a priori*, demonstram tendência de convergência das taxas de pobreza. Isto é, UFs mais pobres tenderiam a alcançar as menos pobres – incluindo-se os Estados Unidos no longo prazo. Essa hipótese pode ser verificada por meio de matrizes de transição de Markov de acordo com a tabela 5. Nessa tabela, há informações da distribuição inicial das UFs brasileiras e do *benchmark* (Estados Unidos) entre as diferentes classes, a solução para $n = 1, 2$ e 3 períodos à frente, as probabilidades no estado estacionário por classes de pobreza e o tempo médio de recorrência.

TABELA 5
Distribuição de frequências para diferentes transições de Markov (2002 e 2014)

Classe	Distribuição inicial (2002)	Número de transições			Estado estacionário (π)	Tempo médio de recorrência ($1/\pi$)
		1	2	3		
A	0,035	0,357	0,944	1	1	1
B	0,071	0,214	0,031	0	0	Infinito
C	0,178	0,357	0,023	0	0	Infinito
D	0,321	0,071	0,000	0	0	Infinito
E	0,392	0,000	0,000	0	0	Infinito

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

A tabela 5 mostra evolução significativa da classe A, a classe com menor nível de pobreza. Em 2002, apenas o *benchmark* (Estados Unidos) pertencia a essa classe; por sua vez, no estado estacionário, existe uma probabilidade de 100% de as UFs brasileiras estarem nessa classe de pobreza no longo prazo. Esses resultados revelam uma matriz de transição de longo prazo redutível – isto é, o número inicial de classes foi reduzido a apenas uma, para a classe A. Isso indica haver convergência de pobreza para a classe mais elevada (taxa de pobreza inferior a 15%); ou seja, convergência dos níveis de pobreza das UFs brasileiras para o nível de pobreza norte-americana. Em outras palavras, isso significa que, no longo prazo, as UFs

brasileiras terão um nível de pobreza bem menor. Esse resultado se encontra em consonância com os estudos de análise de convergência de renda, em que países ou regiões mais pobres tendem a alcançar os mais ricos (Barro e Sala-i-Martin, 1995; Sala-i-Martin, 1996). No entanto, o tempo para que a convergência da pobreza para o nível mais baixo ocorra é de pelo menos três períodos, o que equivale a aproximadamente quarenta anos (13×3), *ceteres-paribus*.

4.2 Estimativa em GMM: sistema e MQO

Com relação ao modelo econométrico, os resultados (tabelas 6 e 7) foram estimados por MQO, *within groups*¹⁴ e GMM-sistema. O método de estimação em GMM-sistema considerou $P_{0,it-1}$ como variável predeterminada e os regressores como endógenos. Nas estimativas, também foi utilizada a opção *collapse* do comando *xtabond2* do *software* estatístico Stata, para reduzir a quantidade de instrumentos.

Na tabela 6, *ar1p* e *ar2p* correspondem ao teste de autocorrelação de Arellano-Bond para correlação de primeira ordem para as diferenças dos erros do modelo e ao teste de autocorrelação para correlação de segunda ordem para as diferenças dos erros do modelo, respectivamente. Os valores dos testes referem-se aos *p*-valores concernentes às estatísticas de teste.

As elasticidades estimadas (tabela 6) apresentaram o sinal esperado: positivo para a elasticidade-desigualdade da pobreza e negativo para a elasticidade-renda da pobreza; além disso, foram significativas estatisticamente no nível de 1%. Os testes R^2 apontam o elevado poder explicativo das variáveis independentes do modelo. Nesse sentido, os resultados corroboram a literatura abordada em que a mitigação da pobreza pode ser resultado tanto do aumento da renda *per capita*, mantendo a desigualdade de renda, quanto da redução da desigualdade, conservando a renda *per capita* constante. Consequentemente, com vistas à redução do número de pessoas na situação de pobreza, melhores resultados seriam obtidos a partir da combinação de elevação da renda com redução da desigualdade.

Feitas tais considerações, em GMM-sistema, os parâmetros da elasticidade-renda da pobreza e da desigualdade da pobreza indicam que o decréscimo de 10% na concentração de renda – ou elevação de 10% na renda *per capita* – levaria ao decréscimo de 9,87% ou 1,91% da proporção da pobreza, respectivamente.

14. Para o método *within groups*, o teste Hausman apontou a viabilidade do modelo de efeito fixo e os coeficientes estimados são robustos e na forma *log-log*. As estimativas em MQO e *within groups* são apresentadas por dois motivos: primeiro, para análise de sinal das variáveis explicativas do modelo, a fim de corroborar os sinais esperados de acordo com a literatura econômica e se condizentes com os sinais em GMM-sistema; segundo, a fim de ilustrar que as elasticidades estimadas para a variável defasada $\ln[P_{k,it-1}]$ se encontram entre os coeficientes estimados dessa mesma variável pelos métodos MQO e *withingroups*. Satisfeito esse segundo critério, o método do GMM-sistema permite reduzir o problema do viés de estimação, dada a inclusão da variável dependente defasada de um período e a presença dos efeitos fixos não observáveis entre as variáveis explicativas (Baltagi, 2005).

Com a significância estatística da variável proporção da pobreza defasada, $P_{0,it-1}$, em GMM-sistema, e o fato de seu valor encontrar-se entre os coeficientes estimados para essa variável defasada pelos métodos MQO e *within groups*, a estimação em GMM-sistema assegura a redução do viés de estimação, dada a inclusão da variável dependente defasada e da presença dos efeitos fixos não observáveis entre as variáveis explicativas. Além disso, a presença da variável defasada confirma a hipótese de existência da persistência da proporção da pobreza – ou seja, a proporção da pobreza presente tende a afetar a proporção da pobreza futura, dado que um aumento de 10% na proporção de pobres no período $t-1$ tende a elevar em 8,15% a proporção da pobreza no período seguinte t .

TABELA 6
Proporção de pobres: elasticidade pobreza-renda e pobreza-desigualdade (2002 e 2014)

	MQO Empilhado (1)	Efeitos fixos (2)	GMM-sistema (3)
$\ln[P_{0,it-1}]$	0,821*** (0,025)	0,798*** (0,043)	0,815*** (0,049)
$\ln[Y_{it}]$	-0,221*** (0,020)	-0,227*** (0,028)	-0,191*** (0,0296)
$\ln[Gini_{it}]$	0,605*** (0,080)	0,719*** (0,141)	0,987*** (0,198)
Constante	2,354*** (0,229)	2,551*** (0,321)	2,432*** (0,387)
Número de observações	270	270	270
Número de grupos	-	27	27
Número de instrumento	-	-	39
R^2	0,975	-	-
$R^2_{ajustado}$	0,975	-	-
R^2_w	-	0,940	-
R^2_b	-	0,997	-
R^2_o	-	0,975	-
	F(3, 266) = 3520,200 Prob> F = 0,000	F(3, 266) = 3520,20 Prob> F = 0,0000	F(3, 26) = 786,410 Prob> F = 0,000
(ar1p)	-	-	0,003
(ar2p)	-	-	0,142
Teste de Hansen	-	-	0,853

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/kLqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

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

Na quarta estimativa, segunda coluna da tabela 7, a correlação positiva e estatisticamente significativa da variável $\ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$ indica que, quanto maior o inverso do desenvolvimento inicial entre as UFs, maior será a incidência da pobreza ao longo da amostra. Note-se que essa conclusão está estruturada sob a relação entre pobreza e renda domiciliar *per capita* inicial.

Pela quinta estimativa, tomando-se o efeito isolado da renda sobre a pobreza (negativo e estatisticamente significativo), o termo de interação entre a renda e o índice inicial de concentração, $\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, apresenta sinal negativo. Logo, quando a desigualdade de renda inicial é elevada, o acréscimo da renda apresenta efeito maior sobre a mitigação da proporção de pobreza. Quanto à interação entre a renda e o inverso do desenvolvimento, $\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$, o sinal positivo indica que o efeito do aumento da renda sobre a pobreza é menor quando o nível inicial de desenvolvimento é baixo.

Na sexta estimativa, ciente de que o efeito isolado da desigualdade sobre a pobreza apresenta sinal positivo, a variável de interação da desigualdade com o inverso do desenvolvimento, $\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln \left[\frac{z_{it}}{y_{i0}} \right]$, não apresentou significância estatística. Por sua vez, a interação da desigualdade com a desigualdade inicial, $\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$, apresenta sinal negativo e estatisticamente significativo – ou seja, o efeito-desigualdade tende a ser menos efetivo sobre a redução da pobreza entre as UFs que apresentaram menor desigualdade de renda no início da amostra.

Os testes do modelo dinâmico GMM-sistema (tabelas 6 e 7) indicam que, por Arellano e Bond, se pode rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem e aceita-se a existência de autocorrelação de segunda ordem dos resíduos; os valores-*p* do teste Hansen permitem admitir as hipóteses de que os instrumentos utilizados na estimação dos modelos de elasticidade GMM-sistema são válidos.

Os resultados encontrados corroboram Barros, Henriques e Mendonça (2001), que reconhecem na redução da desigualdade o efeito maior sobre a redução da pobreza se comparado com o efeito-renda. Isso pode ser constatado pelos módulos dos valores das elasticidades-renda *per capita* da pobreza e da desigualdade da pobreza. Os resultados são desdobramentos do contexto socioeconômico brasileiro, que combina produto econômico relativamente elevado, mas mal distribuído; disso decorre a coexistência de bolsões de pobreza e renda gerada relativamente elevada, tomando-se referências internacionais (Barros, Henriques e Mendonça, 2001; Barbosa, Souza e Soares, 2020).

TABELA 7

Proporção de pobres: elasticidade-renda-pobreza, elasticidade-desigualdade-pobreza e variáveis de interações (2002 e 2014)

	GMM-sistema (4)	GMM-sistema (5)	GMM-sistema (6)
$\ln[P_{0,it-1}]$	0,8673*** (0,199)	1,002*** (0,122)	0,6805*** (0,141)
$\ln[Y_{it}]$	-0,390** (0,190)	-0,306* (0,183)	-0,390*** (0,117)
$\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	-	-0,412** (0,169)	-
$\Delta \ln[Y_{it}] \cdot \ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	-	0,0445** (0,021)	-
$\ln[Gini_{it}]$	1,088* (0,621)	2,350*** (0,803)	1,983** (0,779)
$\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln[G_{i0}]$	-	-	-0,478*** (0,146)
$\Delta \ln[Gini_{it}] \cdot \ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	-	-	1,334 (1,118)
$\ln\left[\frac{Z_{it}}{Y_{i0}}\right]$	0,437** (0,208)	-	-
Constante	3,561** (2,013)	1,891* (1,129)	4,362*** (1,284)
Números de observações	270	270	270
Números de grupos	27	27	27
Números de instrumento	19	23	-
	F(4, 26) = 219,16 Prob > F = 0,000	F(5, 26) = 178,96 Prob > F = 0,000	F(5, 26) = 224,11 Prob > F = 0,000
(ar1p)	0,003	0,022	0,007
(ar2p)	0,168	0,374	0,112
Teste de Hansen	0,125	0,207	0,223

Fonte: Microdados da PNAD/IBGE (2002 e 2014). Disponível em: <<https://is.gd/klqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos.

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

Entre as unidades de observação (apêndice A), os resultados obtidos são con-
dizentes com a literatura abordada: i) há o efeito negativo do aumento da renda *per*
capita sobre a pobreza; e ii) à medida que a desigualdade se eleva, o decréscimo da
proporção de pobreza torna-se menos sensível ao aumento da renda. Essa segunda
observação foi a formalizada por Ravallion (1997) e apresentada neste trabalho
como sendo a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade. Isso justifica os valores
absolutos menores do efeito-renda sobre a proporção de pobreza quanto tomada
a desigualdade na regressão.

Entre as grandes regiões brasileiras, o Norte e o Nordeste foram os que apresentaram, na média, as menores elasticidades do efeito-renda e do efeito-renda corrigido pela desigualdade, inferior a $-0,44$. Em contrapartida, nas regiões Centro-Oeste e Sul, os módulos das elasticidades-renda foram maiores: superior a $1,00$ para o efeito-renda e maior que $0,9$ para o efeito-renda corrigido pela desigualdade.

Os resultados são mais díspares quando tomadas as unidades de observação. O desvio-padrão das elasticidades-renda foi de $0,264$; quando considerado o efeito-desigualdade, o desvio-padrão foi de $0,234$. O efeito-renda foi menor no Maranhão, em Alagoas, no Pará e em Sergipe, em módulo, inferior a $0,45$. Por sua vez, as relações mostraram-se elásticas para São Paulo, Paraná e Santa Catarina, que apresentaram as maiores elasticidades.

Quando tomada a elasticidade-renda corrigida pela desigualdade, Acre, Maranhão e Alagoas passam a apresentar as menores elasticidades, em módulo, inferior a $0,4$. Entre as elasticidades mais elevadas, somente em Santa Catarina o módulo da elasticidade foi superior à unidade; o efeito-renda também mostrou ter maior incidência em São Paulo, no Paraná e em Mato Grosso do Sul.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou a hipótese de convergência da pobreza dos estados brasileiros por meio de cadeias de Markov. Os resultados mostraram que há tendência de convergência da pobreza para apenas um nível no longo prazo, o nível de pobreza mais baixo e equivalente ao percentual observado nos Estados Unidos. Esse resultado foi consequência da redução da participação das UFs em classes de pobreza mais elevadas e, também, em decorrência das políticas públicas de distribuição de renda verificadas nos últimos anos.

Embora as UFs brasileiras converjam para o padrão de pobreza mais baixo, o tempo para que isso ocorra é relativamente alto, cerca de quarenta anos, considerando-se o período analisado de crescimento e mantendo-se as demais variáveis constantes. Dessa forma, esperar décadas para atingir o nível mais baixo de pobreza pode não ser socialmente aceitável, o que demanda por ampliação de políticas públicas voltadas para o combate à pobreza e redução de desigualdades. Somente assim, as UFs brasileiras convergirão mais rapidamente para um padrão de pobreza mais baixo.

Uma solução possível para atingir essa convergência mais rapidamente seria a ampliação de políticas públicas já implementadas e consideradas bem-sucedidas, como o PBF. A ampliação desse programa de forma equânime entre as UFs, no sentido de atender a mais famílias, com aumento dos valores repassados por família, reduziria a taxa de pobreza das UFs e as discrepâncias entre estas. Isso tanto é verdade que, dadas as estimativas, tendo-se em vista o valor do módulo das

elasticidades, pode-se afirmar que políticas voltadas para a redução da desigualdade de renda tendem a ser mais eficientes para a redução da pobreza, ciente de que o efeito-renda e o efeito-desigualdade estão condicionados às especificidades das unidades de observação e podem ser pensados conjuntamente.

Cabe ainda ressaltar que as UFs com elevado nível inicial de desenvolvimento e/ou alta desigualdade inicial apresentam condições mais propícias para o aumento da renda, com vistas à redução da pobreza. Isso também se pode afirmar para as regiões com alta desigualdade de renda inicial, cujas políticas de mitigação da desigualdade tendem a ser mais efetivas. Por fim, dada a constatação da persistência da pobreza, o esforço em sustentar o decréscimo da pobreza é relativamente relevante, uma vez que sua variação no período t tende a influenciar positivamente no $t+1$.

Nesse sentido, este trabalho, no âmbito das políticas públicas, contribui em levantar as características socioeconômicas e as elasticidades no sentido de subsidiar e diagnosticar a abrangência do efeito da intervenção via renda e desigualdade na pobreza, dadas as especificidades regionais brasileiras. A variação do indicador da pobreza, enquanto conceito abstrato, em recorte específico do tempo como aqui abordado, ao atingir um interesse programático, configura-se como um arcabouço de informações para a ação de políticas públicas direcionadas – ou seja, torna-se um guia político governamental.

REFERÊNCIAS

ADAMS JUNIOR, R. H. **Economic growth, inequality, and poverty: findings from a new data set**. Washington: World Bank, 2003. (Policy Research Working Paper, n. 2972).

_____. Economic growth, inequality, and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.

ALVES, F. F.; MADEIRA, S. A.; SOUSA, L. V. de C. Eficiência e convergência da inovação: um estudo do progresso tecnológico para países desenvolvidos e em desenvolvimento. **Análise Econômica**, v. 36, n. 70, p. 121-148, 2018.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and na application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

BALTAGI, B. H. (Ed.). **Econometrics analysis of panel data**. West Sussex: John Wiley & Sons, 2001.

_____. (Ed.). **Econometrics analysis of panel data**. 3rd ed. West Sussex: John Wiley & Sons, 2005.

BANCO MUNDIAL. **O combate à pobreza no Brasil**: relatório sobre pobreza, com ênfase nas políticas voltadas para a redução da pobreza urbana. Brasília: Banco Mundial, 2001. (Relatório, n. 20475-BR).

BARBOSA, R. J.; SOUZA, P. H. G. F.; SOARES, S. S. D. **Distribuição de renda nos anos 2010**: uma década perdida para desigualdade e pobreza. Rio de Janeiro: Ipea, nov. 2020. (Texto para Discussão, n. 2610). Disponível em: <<https://bit.ly/3x0kkrr>>.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. X. (Ed.). **Economic growth**. New York: McGraw&Hill, 1995.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

_____. **A estabilidade inaceitável**: desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, jun. 2001. (Texto para Discussão, n. 800). Disponível em: <<https://bit.ly/3MB1U7b>>.

BARROS, R. P. *et al.* **A importância da queda recente da desigualdade na redução da pobreza**. Rio de Janeiro: Ipea, jan. 2007. (Texto para Discussão, n. 1256).

BATISTA, H. R. **Ensaio sobre a redução da pobreza rural no Brasil**: contexto histórico, definições e estimativas. 2014. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2014.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. *In*: EICHER, T. S.; TURNOVSKY, S. J. (Ed.). **Inequality and growth**: theory and policy implications. Cambridge, United States: The MIT Press, 2003.

COBO, B.; ATHIAS, L.; MATTOS, G. G. Multidimensional poverty in Brazil through fundamental social rights compliance: an analytic proposal. *In*: IARIW-IBGE CONFERENCE ON INCOME, WEALTH AND WELL-BEING IN LATIN AMERICA, 2013, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: I.A.R.I.W.; IBGE, 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3gdSQZY>>. Acesso em: 20 abr. 2019.

DATT, G.; RAVALLION, M. **Growth and redistribution components of changes in poverty measures**: a decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s. Washington: World Bank, 1991. (LSMS Working Papers, n. 83).

DEDECCA, C. S. **A redução da desigualdade e seus desafios**. Brasília: Ipea, jan. 2015. (Texto para Discussão, n. 2031).

FAGNANI, E. **Notas sobre o desenvolvimento social recente no Brasil**. Campinas: IE/Unicamp, nov. 2011. (Texto para Discussão, n. 198).

FAHEL, M.; TELES, L. R.; CAMINHAS, D. A. Para além da renda: uma análise da pobreza multidimensional no Brasil. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 31, n. 92, p. 1-21, 2016.

FOSTER, J.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, n. 3, p. 761-768, 1984.

FRIEDMAN, M. Do old fallacies ever die? **Journal of Economic Literature**, v. 30, n. 4, p. 2129-2132, 1992.

GABE, T. **Poverty in the United States**: 2013. Washington: CRS Reports, 2015.

GAFAR, J. Growth, inequality and poverty in selected Caribbean and Latin America countries, with emphasis on Guyana. **Journal of Latin America Studies**, v. 30, n. 3, p. 591-617, 1998.

GAIGER, F. Tema 1: as políticas de transferência de renda e a pobreza rural. *In*: MIRANDA, C.; TIBURCIO, B. (Org.). **Pobreza rural**: concepções, determinantes e proposições para a construção de uma agenda de políticas públicas – V Fórum Internacional de Desenvolvimento Territorial. Brasília: IICA, mar. 2011. p. 94-95.

HULME, D.; SHEPHERD, A. Conceptualizing chronic poverty. **World Development**, v. 31, n. 3, p. 403-423, 2003.

KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is pro-poor growth? **Asian Development Review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.

KALWIJ, A.; VERSCHOOR, A. **How good is growth for the poor?** The role of initial income distribution in regional diversity in poverty trends. Tilburg: Tilburg University, 2004. (CentER Discussion Paper, n. 2004-115).

KIMENYI, M. S. **Economic reforms and pro-poor growth**: lessons for Africa and other developing regions and economies in transition. Storrs: UConn, 2006. (Working Paper, n. 2).

MARINHO, E. L.; ARAÚJO, J. A. **Crescimento econômico e concentração de renda**: seus efeitos na pobreza no Brasil. Niterói: BNDES; Anpec, 2012. (Working Paper, n. 24).

NERI, M. C. (Coord.). **Desigualdade de renda na década**. Rio de Janeiro: CPS/FGV, 2011.

PERNIA, E. M. **Pro-poor growth**: what is it and how is it important? Manila: Asian Development Bank, 2003. (ERD Policy Brief Series, n. 17).

PORTO JÚNIOR, S. da S.; RIBEIRO, E. P. Dinâmica espacial da renda *per capita* e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil; uma análise markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 3, p. 405-420, 2003.

QUAH, D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. **The Scandinavian Journal of Economics**, v. 95, n. 4, p. 427-443, 1993.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

RAVALLION, M.; CHEN, S. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1997.

RESENDE, G. M. O crescimento econômico dos municípios mineiros tem sido pró-pobre? Uma análise para o período 1991-2000. **Nova Economia**, v. 18, n. 1, p. 119-154, 2008.

ROCHA, S. **Pobreza e desigualdade no Brasil**: o esgotamento dos efeitos distributivos do Plano Real. Rio de Janeiro: Ipea, abr. 2000. (Texto para Discussão, n. 721).

_____. (Org.). **Pobreza no Brasil**: afinal de que se trata? 3. ed. Rio de Janeiro: FGV, 2006a.

_____. Pobreza e indigência no Brasil: algumas evidências empíricas com base na PNAD 2004. **Nova Economia**, v. 16, n. 2, p. 265-299, 2006b.

SACHS, J. (Ed.). **O fim da pobreza**: como acabar com a pobreza mundial nos próximos vinte anos. São Paulo: Companhia das Letras, 2005.

SALA-I-MARTIN, X. X. The classical approach to convergence analysis. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1996.

SEN, A. K. Capability and well-being. *In*: NUSSBAUM, M. C.; SEN, A. K. (Ed.). **The quality of life**. Oxford: Clarendon Press, 1993. p. 30-53.

SIMÃO FILHO, J.; FREGUGLIA, R. da S.; PROCÓPIO, I. **Pobreza e desigualdade de renda nas cidades médias brasileiras**. Juiz de Fora: UFJF, 2010. (Texto para Discussão, n. 006/2010).

SON, H. H. A note on pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 82, n. 3, p. 307-314, 2004.

TAHA, H. A. (Ed.). **Pesquisa operacional**. 8. ed. São Paulo: Pearson, 2008.

TOCHETTO, D. G. *et al.* Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise exploratória. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** Niterói: Anpec, 2004.

TOWNSEND, P. (Ed.). **The international analysis of poverty**. Hertfordshire: Harvester Wheatsheaf, 1993.

ZANDEN, J. L. van. *et al.* (Ed.). **How was life?** Global well-being since 1820. Paris: OECD Publishing, 2014.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Estatística descritiva e elasticidade-renda: mínimos quadrados ordinários (2002 e 2014)

Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda		Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade		$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\% Y$
	Elasticidade	Constante	Elasticidade	Constante			
RO	-0,738*** (0,077)	8,274*** (0,479) R2 = 0,891 F = 91,16	-0,643*** (0,067)	7,225*** (,368) R2 = 0,9016 F(1, 10) = 91,65	-52,04	-16,10	19,69
AC	-0,475*** (0,067)	6,864*** (0,406) R2 = 0,834 F(1, 10) = 50,57	-0,399*** (0,064)	6,059*** (0,335) R2 = 0,7945 F(1, 10) = 38,66	-17,32	-11,99	10,01
AM	-0,451*** (0,052)	6,663*** (0,312) R2 = 0,881 F(1, 10) = 74,01	-,424*** (-,0423)	6,179*** (0,278) R2 = 0,8632 F(1, 10) = 63,10	-36,15	-6,37	28,85
RR	-0,559*** (0,059)	7,281*** (0,355) R2 = 0,901 F(1, 10) = 91,26	-0,523*** (0,052)	6,654*** (0,275) R2 = 0,910 F(1, 10) = 101,33	-57,90	-11,24	68,04
PA	-0,444*** (0,059)	6,640*** (0,350) R2 = 0,848 F(1, 10) = 55,83	-0,408*** (0,056)	6,126*** (0,292) R2 = 0,839 F(1, 10) = 52,12	-29,11	-12,973	31,52
AP	-0,590*** (0,101)	7,457*** (0,609) R2 = 0,7747 F(1, 10) = 34,39	-0,536*** (0,081)	6,733*** (0,433) R2 = 0,8126 F(1, 10) = 43,36	-55,497	-19,42	29,03

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\% Y$
	TO	-0,571*** (0,045)	-0,526*** (0,043)	-54,806	-8,804	70,33
		7,356*** (0,276)	6,679*** (0,229)			
		R2 = 0,9404 F(1, 10) = 157,71	R2 = 0,937 F(1, 10) = 148,55			
	MA	-0,344*** (0,040)	-0,335*** (0,032)	-34,628	-8,274	47,68
		6,147*** (0,226)	5,822*** (0,154)			
		R2 = 0,882 F(1, 10) = 74,95	R2 = 0,919 F(1, 10) = 112,69			
	PI	-0,502*** (0,058)	-0,416*** (0,047)	-48,167	-19,794	45,43
		7,023*** (0,338)	6,169*** (0,237)			
		R2 = 0,8826 F(1, 10) = 75,17	R2 = 0,885 F(1, 10) = 77,33			
	CE	-0,478*** (0,040)	-0,417*** (0,036)	-42,753	-15,24	42,16
		6,869*** (0,234)	6,183*** (0,180)			
		R2 = 0,934 F(1, 10) = 140,97	R2 = 0,931 F(1, 10) = 135,85			
	RN	-0,521*** (0,067)	-0,478*** (0,052)	-47,081	-14,642	37,34
		7,102*** (0,403)	6,459*** (0,269)			
		R2 = 0,843 F(1, 10) = 60,07	R2 = 0,895 F(1, 10) = 84,96			
	PB	-0,498*** (0,057)	-0,438*** (0,043)	-47,998	-15,256	49,31
		7,011*** (0,337)	6,291*** (0,221)			
		R2 = 0,885 F(1, 10) = 77,07	R2 = 0,9110 F(1, 10) = 102,35			
	PE	-0,574*** (0,053)	-0,467*** (0,045)	-47,776	-17,024	40,60
		7,425*** (0,314)	6,417*** (0,230)			
		R2 = 0,921 F(1, 10) = 115,93	R2 = 0,914 F(1, 10) = 105,97			
	AL	-0,413*** (0,045)	-0,345*** (0,033)	-38,708	-17,979	42,05
		6,546*** (0,257)	5,872*** (0,163)			

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\%$ Y
SE	-0,447*** (0,054)	R2 = 0,8937 F(1, 10) = 84,10 6,663*** (0,323)	-0,426*** (0,041)	R2 = 0,914 F(1, 10) = 106,54 6,197*** (0,212)	-40,882	32,46
	-0,465*** (0,045)	R2 = 0,8729 F(1, 10) = 68,67 6,797*** (0,267)	-0,433*** (0,043)	R2 = 0,916 F(1, 10) = 108,96 6,254*** (0,219)	-47,702	65,74
MG	-0,853*** (0,057)	R2 = 0,914 F(1, 10) = 105,61 8,920*** (0,358)	-0,757*** (0,053)	R2 = 0,910 F(1, 10) = 101,11 7,762*** (0,298)	-63,026	47,53
	-0,878*** (0,058)	R2 = 0,958 F(1, 10) = 226,70 9,124*** (0,371)	-0,757*** (0,053)	R2 = 0,953 F(1, 10) = 202,91 7,795*** (0,299)	-62,87	40,65
RJ	-0,784*** (0,098)	R2 = 0,9577 F(1, 10) = 226,45 8,462*** (0,651)	-0,736*** (0,088)	R2 = 0,953 F(1, 10) = 203,66 7,574*** (0,517)	-55,403	27,80
	-1,120*** (0,072)	R2 = 0,864 F(1, 10) = 63,61 10,494*** (0,482)	-0,988*** (0,072)	R2 = 0,874 F(1, 10) = 69,37 8,916*** (0,431)	-67,358	25,99
PR	-1,128*** (0,092)	R2 = 0,960 F(1, 10) = 239,52 10,576*** (0,599)	-0,967*** (0,073)	R2 = 0,949 F(1, 10) = 185,63 8,845*** (0,425)	-73,015	45,76
		R2 = 0,937 F(1, 10) = 150,76		R2 = 0,946 F(1, 10) = 175,29		

(Continua)

(Continuação)	Unidades da Federação (UFs)	Elasticidade-renda	Elasticidade-renda corrigida pela desigualdade	$\Delta\% P_0$	$\Delta\%$ Gini	$\Delta\% Y$	
SC	-1,134*** (0,090)	10,314*** (0,598) R2 = 0,9404 F(1, 10) = 157,74	-1,051*** (0,076)	9,127*** (0,460) R2 = 0,949 F(1, 10) = 188,69	-75,257	-11,399	54,11
RS	-0,986*** (0,065)	9,658*** (0,428)	-0,866*** (0,063)	8,264*** (0,371)	-67,846	-12,759	42,51
MS	-1,070*** (0,101)	R2 = 0,9582 F(1, 10) = 228,97	-0,967*** (0,086)	R2 = 0,949 F(1, 10) = 187,01	-75,487	-14,623	52,63
MT	-0,994*** (0,102)	10,283*** (0,650)	-0,893*** (0,084)	8,904*** (0,490)	-74,952	-20,322	45,81
GO	-1,000*** (0,082)	R2 = 0,9182 F(1, 10) = 112,25	-0,871*** (0,065)	R2 = 0,927 F(1, 10) = 126,04	-70,353	-19,63	43,74
DF	-0,965*** (0,091)	9,798*** (0,652)	-0,879*** (0,075)	8,503*** (0,476)	-66,979	-6,79	37,98
		R2 = 0,9040 F(1, 10) = 94,17		R2 = 0,918 F(1, 10) = 111,59			
		9,803*** (0,526)		8,364*** (0,369)			
		R2 = 0,936 F(1, 10) = 145,65		R2 = 0,947 F(1, 10) = 178,10			
		9,980*** (0,646)		8,556*** (0,457)			
		R2 = 0,917 F(1, 10) = 111,14		R2 = 0,933 F(1, 10) = 138,64			

Fonte: Microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – PNAD/IBGE (2002-2014). Disponível em: <<https://s.fis.gd/klqoJX>>. Acesso em: 2 ago. 2016. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Renda em centenas de reais. $\Delta\%$ refere-se à variação percentual do valor observado entre 2002 e 2014. Os valores entre parênteses são os erros-padrão robustos. 2. Significância: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Data da submissão em: 27 abr. 2020.

Primeira decisão editorial em: 29 mar. 2021.

Última versão recebida em: 6 maio 2021.

Aprovação final em: 17 jun. 2021.

REDUÇÃO DE CUSTOS DE TRANSPORTES SOBRE A PRODUÇÃO DE SOJA: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL PARA AS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS¹

Raquel Pereira Pontes²

Márcio Nora Babosa³

Cicero Zanetti de Lima⁴

Ian Michael Trotter⁵

Gabrielito Rauter Menezes⁶

O propósito deste artigo foi avaliar os impactos da redução do custo de transporte para o setor de soja nas regiões brasileiras. Para atingir o objetivo proposto, foram simulados uma melhoria no sistema de transportes nas regiões brasileiras sobre o setor de soja e os impactos nos principais blocos comerciais, utilizando-se o modelo Projeto de Análise de Equilíbrio Geral da Economia Brasileira (PAEG). Os resultados mostraram que há diferentes efeitos no setor do grão da soja e em indicadores econômicos para cada Grande Região brasileira; as regiões Sul e Centro-Oeste prevaleceram nos ganhos de produção e exportação do grão da soja. Os resultados, no geral, foram coerentes com a literatura, mostrando que uma redução no custo de transporte levaria a melhores resultados para o Brasil; no entanto, os estudos averiguados não consideraram a desigualdade entre as regiões brasileiras, sendo esta inovação um importante diferencial deste trabalho.

Palavras-chave: soja; custo de transporte; equilíbrio geral computável.

TRANSPORTATION COST REDUCTION ON SOYBEAN PRODUCTION: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM APPLICATION FOR THE BRAZILIAN REGIONS

The purpose of this paper was to evaluate the impacts of transportation cost reduction for soybean sector in Brazilian regions. To achieve the proposed objective, an improvement in the transportation system in the Brazilian regions on the soy sector and the impacts on the main trading blocks was simulated, using the General Equilibrium Analysis Project of the Brazilian Economy (PAEG). The results showed that there are different effects on the soybean sector and on economic indicators for each large Brazilian region; the South and Midwest regions prevailed in soybean grain production and export gains. The results, in general, were consistent with the literature, showing that a reduction in transportation costs would lead to better results for Brazil, however the studies found did not consider inequality between Brazilian regions, being an important differential of this work.

Keywords: soy; transport cost; computable general equilibrium.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art5>

2. Professora na Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). *E-mail:* <raquel_sjn@hotmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/2856412633961408>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-1398-725X>>.

3. Professor temporário na Universidade Federal do Rio Grande (Furg). *E-mail:* <marcio_nb@hotmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/4964588205208638>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0003-0621-0706>>.

4. Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). *E-mail:* <cicero.lima@fgv.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/1600299048540789>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-9700-5435>>.

5. Professor na UFV. *E-mail:* <ian.trotter@ufv.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/2975809553524266>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-7508-4462>>.

6. Professor adjunto na Universidade Federal de Pelotas (UFPel). *E-mail:* <gabrielitorm@gmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/7693830866855994>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-7649-5132>>.

REDUCCIÓN DE LOS COSTOS DE TRANSPORTE EN LA PRODUCCIÓN DE SOJA: UNA APLICACIÓN DE BALANCE GENERAL COMPUTABLE PARA GRANDES REGIONES BRASILEÑAS

El propósito de este artículo fue evaluar los impactos de la reducción de los costos de transporte para el sector de la soja en las regiones brasileñas. Para lograr el objetivo propuesto, se simuló una mejora en el sistema de transporte en las regiones brasileñas en el sector de la soja y los impactos en los principales bloques comerciales, utilizando el modelo Proyecto para el Análisis del Balance General de la Economía Brasileña (PAEG). Los resultados mostraron que existen diferentes efectos en el sector de la soja y en los indicadores económicos de cada región brasileña importante; Las regiones del sur y medio oeste prevalecieron en la producción y las ganancias de exportación de la soja. Los resultados, en general, fueron consistentes con la literatura, mostrando que una reducción en el costo de transporte conduciría a mejores resultados para Brasil, sin embargo, los estudios investigados no consideraron la desigualdad entre las regiones brasileñas, siendo un diferencial importante de este trabajo.

Palabras clave: soja; costo de transporte; equilibrio general computable.

JEL: O13; R40; C68.

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é avaliar os impactos da redução do custo de transporte para o setor de soja nas regiões brasileiras, por via de uma hipótese de melhoria produtiva em seus modais de transporte. Para isso, foi simulada uma alteração na condição de lucro zero da produção observada de cada setor da economia, com a utilização do modelo Projeto de Análise de Equilíbrio Geral da Economia Brasileira (PAEG), fazendo-se com que os setores necessitassem menos do insumo *transporte*.

As decisões de autoridades sobre política de transporte, geralmente, se dão por análise de custo-benefício, feita, frequentemente, sobre o tempo de viagem resultante, não se considerando bem as externalidades, ou sendo estas averiguadas *ad hoc*. Além disso, o diagnóstico é feito observando-se um equilíbrio parcial, não se avaliando esses impactos em outros setores da economia. Com os modelos de equilíbrio geral, é possível examinar como uma mudança exógena nos parâmetros afeta toda a economia, com todos os seus setores, por meio da resolução simultânea de equações, podendo-se averiguar as externalidades entre os setores e as regiões (Robson e Dixit, 2015).

Nesse sentido, encontram-se, na literatura, muitos estudos que empregaram a metodologia de equilíbrio geral computável (EGC) para averiguar as implicações de uma estrutura mais favorável no setor do transporte. Por exemplo, Bröcker (1998) avaliou o impacto da redução do custo de transporte, desenvolvendo um modelo de equilíbrio geral espacial (*spatial computable general equilibrium* – SCGE) para as regiões da Europa, com custos tipo *iceberg*. Kilkenny (1998) fez uma análise comparativa entre a redução do custo de transporte e o desenvolvimento rural, por meio

de um modelo de EGC, encontrando uma relação negativa, ou seja, a redução no custo de transporte favoreceria o desenvolvimento rural apenas se este custo tivesse sido alto antes. Kim, Hewings e Hong (2004) fizeram uma investigação, utilizando o método de equilíbrio geral computável multirregional, de uma rede de transporte integrada, sobre a proposta de rodovias em toda a Coreia, e averiguaram os efeitos do transporte, tendo como hipótese que melhores ligações entre as regiões iriam gerar maior produtividade para elas. Outros estudos internacionais destacam-se nessa área, como os seguintes: Conrad e Heng (2002), Bröcker, Korzhenevych e Schürmann (2010), Bröcke e Mercenier (2011), Chen *et al.* (2016), Kim, Hewings e Amir (2017), Shahraki e Bachmann (2018) e Chen (2019).

Em nível nacional, Almeida (2003) também empregou um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para análise da política de transportes em Minas Gerais, observando que melhores condições no setor de transporte geram um maior bem-estar e melhor desempenho econômico. Por intermédio de um modelo de equilíbrio geral inter-regional com modelo de transporte espacial, Araújo (2006) averiguou os efeitos do projeto da duplicação das rodovias BR-116 e BR-153, encontrando como resultados ganhos de fluxo de comércio para regiões mais dinâmicas e perdas para áreas do Nordeste. Domingues, Magalhães e Faria (2009) observou, usando um modelo de EGC, os efeitos de dois projetos vinculados ao Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), verificando-se aumento do nível de emprego e da atividade econômica. Haddad *et al.* (2010) analisaram os custos portuários e seus efeitos regionais, utilizando um modelo de equilíbrio geral computável espacial, com uma integração da rede de transportes, simulando cenários de eficiência portuária dentro do Brasil. Os autores observaram que os custos portuários acabam se tornando uma barreira comercial adicional. Destacam-se, nesse contexto, outros estudos sobre avaliação de política de transportes no Brasil, a exemplo dos trabalhos de Almeida (2004), Haddad (2006), Haddad e Hewings (2007), Haddad *et al.* (2007), Almeida e Guilhoto (2007), Almeida, Haddad e Hewings (2010), Torres (2013), Gonçalves (2018), e Asai, Piacenti e Gurgel (2020).

Na literatura referente a transportes, grãos e método de EGC, há alguns trabalhos como o de Costa, Rosson e Costa (2007), no qual foram investigados os efeitos de uma redução no custo de transporte no complexo internacional da soja, mediante uma redução na taxa de exportação da soja no Brasil, fazendo-se uso do modelo *global trade analysis* (GTAP), na versão 6, com base no cenário econômico mundial de 2001. Por seu turno, Tardelli (2013), em seus estudos, utiliza um cenário próximo ao proposto por Costa, Rosson e Costa (2007), mas analisando a redução do custo de transporte brasileiro, com uma mudança positiva de 25% na tecnologia do transporte marítimo, pois este choque afetaria vários setores, permitindo que houvesse substituição entre os produtos. Tardelli usou o modelo GTAP, na versão 8, com cenário da economia mundial de 2007.

A infraestrutura de transportes é de extrema importância para o escoamento da produção de soja no Brasil, constituindo-se em base para a melhoria da competitividade brasileira no âmbito internacional. Alguns estudiosos – entre os quais se destacam Anciães *et al.* (1980), Caixeta Filho *et al.* (1998), Correa e Ramos (2010), Coeli (2004) e Afonso (2006) – demonstraram que os modais hidroviários e ferroviários seriam mais eficientes para o transporte de cargas, principalmente de longa distância, por apresentarem menores custos com maior eficiência energética.⁷ Contudo, conforme os dados sobre a movimentação anual de transporte de cargas de maio de 2018, da Confederação Nacional do Transporte (CNT), o setor aquaviário e o ferroviário participavam com apenas 13,6% e 20,7% dos modais, respectivamente, enquanto o rodoviário foi o setor mais utilizado, representando 61,1% (CNT, 2018).

A partir do ano de 2007, o setor de transporte brasileiro experimenta a retomada dos investimentos e planejamentos para melhoria e ampliação de sua infraestrutura. O marco foi o lançamento do Plano Nacional de Logística e Transportes (PNLT), no ano referido, com uma visão de planejamento de longo prazo. Também em 2007 foi estabelecido o PAC, com estímulo ao investimento privado e aumento do investimento público. Em 2012, é lançado o Plano de Investimentos em Logística (PIL), visando ampliar os investimentos nos modais de transporte com um planejamento integrado (Fabiano, 2013).

Com essas políticas, observou-se, no período de 2003 a 2010, um crescimento significativo em investimentos na infraestrutura de transportes, com uma média anual de R\$ 6,49 bilhões, de 2003 a 2007, e de R\$ 13,76 bilhões, de 2008 a 2010. De 2011 a 2013, esse crescimento manteve-se estabilizado, com uma média anual de R\$ 14,82 bilhões. O período de 2003 a 2013 contou com um investimento total de R\$ 118,2 bilhões no setor (Campos-Neto, 2014). O planejamento de médio prazo do governo brasileiro, de 2004 a 2007, apresentado no Plano Plurianual (PPA) desse período, também foi relevante para o setor de transporte; empregou-se o conceito de “corredores de integração”, havendo nove corredores de desenvolvimento, com investimento total para o setor de quase R\$ 24 bilhões. No PPA 2008-2011, 1,6% do dispêndio do período foi destinado para o transporte, contabilizando um total de, aproximadamente, R\$ 55 bilhões. Um aumento significativo foi visto no PPA 2012-2015, no qual os investimentos no setor de transporte foram de R\$ 126,9 bilhões. Por sua vez, para o PPA 2016-2019, a previsão de investimento foi de R\$ 117,40 bilhões, constatando o aumento do investimento, ao longo desses anos, no setor de transporte (Campos-Neto, 2016). De acordo com a CNT (2021), foram investidos R\$ 129,8 bilhões,

7. Eficiência energética expressa em megajoules por tonelada-quilômetro, de acordo com análise de Anciães *et al.* (1980).

de 2016 a 2019, no setor de transportes brasileiro, sendo 47% em rodovias, 21% no segmento aquaviário, 18% em ferrovias e 12% em aeroportos.

No tocante à soja, esta foi introduzida no Brasil em 1882, no estado da Bahia, e a produção em escala comercial iniciou-se no estado do Rio Grande do Sul, a partir de 1941. Na década de 1970, houve uma expressiva expansão da produção e da exportação de soja, devido às altas cotações no mercado internacional, tornando-se o país o segundo maior produtor de soja no mundo (Bonato e Bonato, 1987).⁸ Na safra de 2017/2018, a produção brasileira chegou a, aproximadamente, 115 milhões de toneladas (USDA, 2018). No ano de 2013, o Brasil se tornou o maior exportador de soja no mercado internacional, com uma expectativa de manter a liderança até 2028. Apesar de os Estados Unidos terem sido os maiores produtores de soja no mundo durante muito tempo, em razão da grande demanda internacional da soja, sua competitividade nas exportações, com relação à América do Sul, diminui (USDA, 2018).⁹

A infraestrutura do transporte no Brasil tem grande importância, pois o país possui uma vasta área territorial, com grandes distâncias entre o produtor rural e os portos brasileiros. Com uma extensão superior a 8,5 milhões de quilômetros quadrados, o país conta, atualmente, com uma malha rodoviária de 1.735.607 km de extensão total, com 35 portos organizados¹⁰ e 156 terminais de uso privado (CNT, 2018). Devido a estas dimensões, este estudo visa analisar o efeito do impacto no custo do transporte brasileiro para cada uma das cinco Grandes Regiões brasileiras, dado que o custo para transportar a soja até o porto é desigual nas distintas regiões. Para isso, será utilizado o modelo de equilíbrio geral computável PAEG, em razão de este modelo ser multirregional, sendo o Brasil dividido em cinco regiões.

Assim, este trabalho é inovador, no sentido de buscar analisar o efeito do choque da redução do custo de transporte para diferentes localidades brasileiras, ou seja, além de observar as externalidades causadas em outros países (principalmente potências mundiais na produção de soja), também procura averiguar o efeito do mesmo choque nas cinco regiões brasileiras. Isso em razão da hipótese de que algumas regiões podem ser mais beneficiadas do que outras com uma política de nível nacional. Além disso, o estudo tem como base o cenário mundial de 2011, uma versão mais recente desses dados.

A partir desta introdução, serão explicitadas as características da soja nos mercados brasileiro e mundial. Na seção seguinte, os dados e os procedimentos

8. Disponível em: <<https://bit.ly/3Tlj7ie>> Acesso em: 11 set. 2018.

9. Disponível em: <<https://bit.ly/3Tlj7ie>> Acesso em: 11 set. 2018.

10. Principais portos de exportação do grão da soja, em ordem decrescente do total de volume exportado em 2019: Santos (São Paulo), Rio Grande (Rio Grande do Sul), Paranaguá (Paraná), São Luís (Maranhão) e São Francisco do Sul (Santa Catarina). Esses terminais portuários contabilizam 82% do total exportado de soja do Brasil (USDA, 2020).

metodológicos serão expostos. Consecutivamente, os resultados serão descritos e discutidos. Por fim, serão apresentadas as considerações finais.

2 SOJA NO BRASIL E NO MUNDO

2.1 Produção de soja

A produção mundial de soja aumentou significativamente nas últimas décadas. A crescente demanda de alguns países, entre eles a China, fez com que o grão de soja se tornasse uma *commodity* de enorme relevância internacional, o que gerou grande competitividade entre os países produtores. O Brasil é atualmente o maior produtor mundial do grão da soja, seguindo-se os Estados Unidos (que fora o primeiro produtor mundial durante longo período), conforme a tabela 1. Saliente-se que, por muito tempo (desde a década de 1970 até 2018/2019), o Brasil ocupou a segunda posição. Argentina, China, Índia, Paraguai e Canadá estão entre os maiores produtores de soja no mundo, atrás do Brasil e dos Estados Unidos.

Nos Estados Unidos, a região do Heartland é a maior produtora. Esta localidade possui solos ricos em nutrientes, favorecendo a produção do grão. Por seu turno, na Argentina, terceira maior produtora de soja em grão, há uma grande produção na região dos Pampas, principalmente em uma área mais próxima dos portos, denominada Heartland do Norte (USDA, 2016).

O Brasil é o maior exportador do grão de soja no mundo, desde 2013, com uma exportação de 85 milhões de toneladas na safra de 2020/2021, seguido por Estados Unidos, com 60,691 milhões de toneladas; Argentina, com 7 milhões de toneladas; Paraguai, com 6,3 milhões de toneladas; e Canadá, com 4,2 milhões de toneladas. Os maiores importadores mundiais são China (2020/2021 – 100 milhões de toneladas); União Europeia¹¹ (2020/2021 – 15,4 milhões de toneladas); México (2020/2021 – 6,2 milhões de toneladas) e Japão (2020/2021 – 6,2 milhões de toneladas) (USDA, 2021a). Os países que mais importaram grão de soja do Brasil, de 2017 a 2019, foram China, Espanha, Tailândia, Holanda e Irã (USDA, 2020).

11. Os maiores importadores do grão de soja, na União Europeia, são: Alemanha, Espanha, Holanda e Itália.

TABELA 1
Produção do grão de soja por países maiores produtores mundiais
 (Em 1 mil toneladas)

País	Produção de soja, por safras									
	2011/2012	2012/2013	2013/2014	2014/2015	2015/2016	2016/2017	2017/2018	2018/2019	2019/2020	2020/2021 ¹
Estados Unidos	84.291	82.791	91.389	106.878	106.934	116.920	119.518	120.520	96.670	112.550
Brasil	66.500	82.000	86.700	97.200	99.000	114.600	119.500	119.700	126.000	133.000
Argentina	40.100	49.300	53.400	61.400	56.500	55.000	37.800	55.300	48.800	48.000
China	14.485	13.050	11.950	12.150	11.800	12.900	14.200	15.970	18.100	19.600
Índia	11.940	12.186	9.477	8.711	7.380	10.990	8.350	10.930	9.300	10.500
Paraguai	4.043	8.202	8.190	8.100	8.800	10.340	10.000	8.510	9.900	10.250
Canadá	4.467	5.086	5.359	6.049	6.235	6.600	7.720	7.420	6.150	6.350

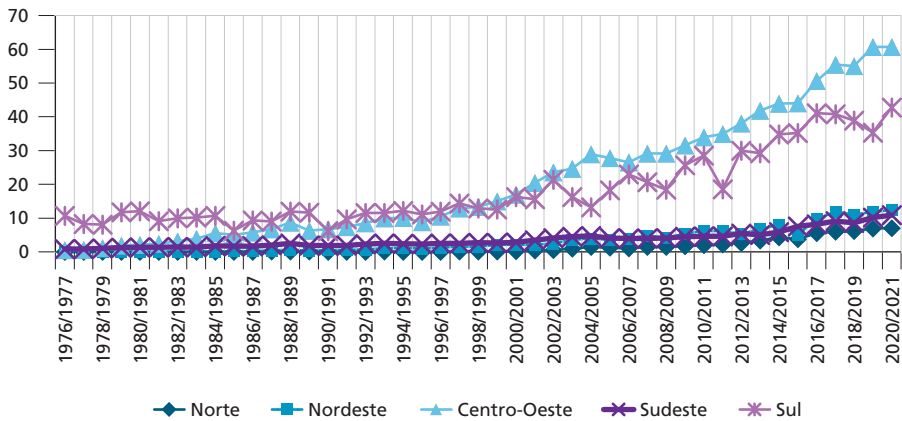
Fonte: USDA (2021b).

Nota: ¹ Produção prevista.

Atualmente, no Brasil, a soja é a cultura com maior produção, correspondente a 52% do total da produção de grãos do país na safra 2020/2021¹² (Conab, 2021a). A produção se expandiu, principalmente, para a região Centro-Oeste, conforme mostra o gráfico 1, sendo esta a região que mais produz no país atualmente; em segundo lugar vem a região Sul, a qual também tem produção significativa na série histórica. Conforme aponta a USDA (2016), a produção brasileira do grão da soja está se expandindo atualmente também para a região denominada Matopiba (iniciais dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia), por causa de menores custos de terra, acesso ao transporte e infraestrutura portuária.

12. Estimativa de janeiro de 2021.

GRÁFICO 1
Produção de soja por regiões brasileiras (1976-2021)
 (Em 1 mil toneladas)



Fonte: Conab (2021b).

Elaboração dos autores.

Obs.: A safra 2020/2021 é uma estimativa da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab).

Na região Centro-Oeste, a produção do estado de Mato Grosso se destaca. De acordo com Bonato e Bonato (1987), a produção neste estado começou nos anos 1950, com emigrantes que vieram da região Sul. A partir dos anos 1970, grandes investimentos empresariais foram realizados na região, os quais contribuíram para que a produção evoluísse rapidamente. Ainda segundo os autores, no Rio Grande do Sul e em São Paulo, os primeiros registros de produção de soja datam de 1901, nas cidades de Dom Pedrito e Campos Novos, respectivamente. As primeiras estatísticas oficiais são de 1941 (do Rio Grande do Sul), e de 1945 (de São Paulo). Em nível internacional, o Brasil foi visto como produtor a partir de 1949. O estado de Mato Grosso é o maior produtor de soja da região Centro-Oeste, com uma previsão de, aproximadamente, 35 milhões de toneladas para a safra 2020/2021; na região Sul, o estado do Paraná se destaca, com uma estimativa de 20,5 milhões de toneladas do grão da soja para a safra 2020/2021 (tabela 2).

TABELA 2
Produção do grão da soja dos estados das regiões Centro-Oeste e Sul
 (Em 1 mil toneladas)

Centro-Oeste	2015/2016	2017/2018	2020/2021 ¹	Sul	2015/2016	2017/2018	2020/2021 ¹
Mato Grosso	26.030,7	32.306,1	35.425,4	Paraná	16.844,5	19.170,5	20.496,3
Mato Grosso do Sul	7.241,4	9.600,5	11.494,2	Santa Catarina	2.135,2	2.305,9	2.383,9
Goiás	10.249,5	11.785,7	13.431,4	Rio Grande do Sul	16.201,4	17.150,3	19.861,1
Distrito Federal	231,0	253,1	292,0				
Total	43.752,6	53.945,4	60.643,0	Total	35.181,1	38.626,7	42.741,3

Fonte: Conab (2021b).

Elaboração dos autores.

Nota: A safra 2020-2021 é uma estimativa da Conab.

É importante salientar que a região do Matopiba, considerada a nova fronteira agrícola do Brasil, vem realmente demonstrando um crescimento na produção da soja. De acordo com dados da Conab, esta região tem uma previsão de 16 milhões de toneladas do grão da soja para a safra de 2020/2021, tornando novas rotas de transporte muito importantes para a comercialização deste produto no país (Conab, 2021b).

2.2 Custo do transporte do grão da soja para exportação

Segundo Schnepf, Dohlman e Bolling (2001), muitos fatores afetam a competitividade internacional, como a dotação de recursos, as condições agroclimáticas, as políticas macroeconômicas, as políticas setoriais, a infraestrutura e as instituições de apoio. Assim, para o ganho de competitividade, é necessário que o produtor consiga ter um menor custo de produção, de transporte e de comercialização. Um dos principais problemas para um maior crescimento da produção da soja em grãos no Brasil e uma importante diferença de competitividade, principalmente em relação ao seu maior competidor no mercado mundial de oleaginosas, os Estados Unidos, é o custo de transporte. A tabela 3 apresenta dados de custos do transporte e a proporção da produção total escoada nos principais corredores de escoamento da produção de soja no Brasil.

TABELA 3
Custo do transporte até o porto para exportação
(Em US\$ por tonelada)

Origem	Porto de destino	Distância (milhas)	Prod. total em 2019 (%)	Transporte	Custo (US\$/tonelada)			
					2011	2015	2017	
Brasil								
Corredor/rota								
Corredor Sul – Rio Grande								
Noroeste RS (Cruz Alta)	Rio Grande	288	11,3	C	37,54	26,37	30,72	25,06
Corredor Sudeste – Santos								
Norte MT (Sorriso)	Santos	1.190	3,0	C	123,31	86,04	92,95	79,28
Sul GO (Rio Verde)	Santos	587	4,8	C	63,92	39,82	44,22	37,34
Sudeste MT (Primavera do Leste)	Santos	901	2,4	C	95,82	58,82	63,63	53,56
Corredor Sul – Paranaguá								
Norte MT (Sorriso)	Paranaguá	1.262	2,9	C	117,90	85,68	89,41	75,78
Norte Central PR (Londrina)	Paranaguá	268	3,2	C	39,54	24,07	29,29	22,64
Sudeste MS (Maracaju)	Paranaguá	612	2,2	C	64,59	43,27	49,65	
Corredor Norte – Tapajós								
Norte MT (Sorriso)	Itaituba	672	5,4	C	-	41,70	59,65	46,64
Norte MT (Sorriso)	Santarém	876	4,1	C	-	58,12	55,08	52,04
Corredor Nordeste – São Luís								
Sul MA (Balsas)	São Luís	482	2,1	C	-	36,15	37,69	32,99
Sudoeste PI (Bom Jesus)	São Luís	606	2,6	C	-	43,04	44,44	39,34
Leste TO (Campos Lindos)	São Luís	842	1,6	C	-	56,78	61,69	50,55
Corredor Norte – Eixo Leste								
Sudeste PA (Paragominas)	Barcarena	249	1,5	C	-	19,82	25,00	20,12

(Continua)

(Continuação)	Origem	Porto de destino	Distância (milhas)	Prod. total em 2019 (%)	Transporte	Custo (US\$/tonelada)
					Por caminhão e trem	
					Corredor Sudeste – Santos	
	Norte MT (Sorriso)	Santos			C	27,62
	Norte MT (Sorriso)	Santos			T	39,98
	Norte MT (Sorriso)	Santos			Total (C+T)	67,60
					Por caminhão e barcaça	
					Corredor Norte – Tapajós	
	Norte MT (Sorriso)	Barcarena			C	46,64
	Norte MT (Sorriso)	Barcarena			B	18,85
	Norte MT (Sorriso)	Barcarena			Total (C+B)	65,49
					Estados Unidos	
	Minneapolis, Minnesota	U.S. Golf			C	10,10
	Minneapolis, Minnesota	U.S. Golf			T	47,96
	Minneapolis, Minnesota	U.S. Golf			B	21,99
	Minneapolis, Minnesota – total				54,17	81,24
	Davenport, Iowa	U.S. Golf			C	10,10
	Davenport, Iowa	U.S. Golf			T	32,13
	Davenport, Iowa	U.S. Golf			B	20,43
	Davenport, Iowa – total				48,23	62,66

Fonte: USDA (2016; 2017; 2018; 2020).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Transporte: C – caminhão; T – trilha; B – barcaça.

2. Milha terrestre.

3. RS – Rio Grande do Sul; MT – Mato Grosso; GO – Goiás; PR – Paraná; PI – Piauí; MA – Maranhão; PA – Pará; TO – Tocantins.

4. A proporção de produção escoada demonstrada na tabela está discriminada por rota, e não por modal rodoviário.

5. As rotas demonstradas são as apresentadas pela USDA.

Evidencia-se, na tabela 3, que os custos de transportes no Brasil, em sua maioria, diminuíram de 2011 a 2019, mas aumentaram de 2015 a 2017, principalmente o custo do Norte de Mato Grosso (município de Sorriso) para Itaituba-PA, com um aumento de 43%, de 2015 a 2017. Isso já demonstra a preocupação do Brasil em diminuir seus custos de transporte, buscando-se outros portos, com outras rotas, cujos custos são mais baixos, o que se verifica também no Norte de Mato Grosso. Observe-se que os custos de transporte americano cresceram de 2011 a 2017, diminuindo um pouco no ano de 2019.

As regiões analisadas dos Estados Unidos são os estados que mais produzem no país, com uma distância de aproximadamente 1 mil milhas¹³ até o porto, aproximadamente a mesma da rota do norte de Mato Grosso para Santos ou Paranaguá. Quando essas rotas (até o porto) são comparadas, observa-se que os custos de transporte são menores nos Estados Unidos quando se parte de Davenport, mas os custos são maiores naquele país em comparação ao Brasil, quando se averiguam os custos de transportes que partem de Minneapolis.

No ano de 2019, as tarifas de caminhão variaram, em razão da depreciação do real ante o dólar americano e da conclusão do projeto de pavimentação da rodovia BR163, que liga a rota de norte de Mato Grosso a Itaituba, no estado do Pará. Apesar das quedas das tarifas para caminhões, as tarifas marítimas para China e Alemanha aumentaram, em função dos preços mais altos dos combustíveis (USDA, 2020).

No que se refere aos gargalos e aos avanços no transporte brasileiro, que têm impacto nos custos do transporte de soja, averiguou-se que, no ano de 2018, foi promulgada a Política Nacional de Lei de Tarifas Mínimas de Frete, para que os caminhoneiros terminassem uma greve nacional da categoria. A lei permite que a Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT) estabeleça uma tarifa mínima de frete, que garanta a viagem de ida e volta. Em 2020, houve uma atualização dessa lei, com a inclusão de novas diretrizes, como a incorporação da diária do caminhoneiro no cálculo da tarifa mínima. A constitucionalidade da lei é questionada desde 2018, por organizações que a ela se opõem. No entanto, as audiências no Supremo Tribunal Federal (STF) foram suspensas em virtude da pandemia da covid-19. Outros avanços e problemas podem ser examinados dentro dos corredores de exportação da soja.

De acordo com Brasil (2017), identificam-se nove corredores logísticos estratégicos para o escoamento da produção de soja, a saber: Corredor Logístico Norte – Eixo Madeira; Corredor Logístico Norte – Eixo Tapajós; Corredor Logístico Norte – Eixo Tocantins; Corredor Logístico Nordeste – Eixo São Luís; Corredor Logístico Nordeste – Eixo Salvador; Corredor Logístico Sudeste –

13. A unidade de milha utilizada neste trabalho é a milha terrestre.

Eixo Vitória; Corredor Logístico Sudeste – Eixo Santos; Corredor Logístico Sul – Eixo Paranaguá; e Corredor Logístico Sul – Eixo Rio Grande.

No corredor Norte – Eixos Madeira, Tapajós e Tocantins, são principalmente utilizados, para o escoamento da produção de grãos, os seguintes modais: hidrovias do Rio Madeira, do Rio Amazonas e do Rio Tapajós; as rodovias BR-364, BR-163, BR-155 e BR-135; as ferrovias Norte-Sul – Tramo Norte e Estrada de Ferro Carajás; e cinco complexos portuários – Itacoatiara, Santarém, Belém-Barcarena, Santana e São Luís. Em 2017, este corredor foi responsável pelo escoamento de 7 milhões de toneladas de soja (56% do volume total transportado no corredor) e de 5 milhões de toneladas de farelo de soja (40% do total transportado no corredor) (Brasil, 2017).

A BR-364 interliga o noroeste de Mato Grosso e o município de Porto Velho-RO, e vem sendo duplicada em vários trechos. Em 2020, as obras de duplicação chegaram a 85% de conclusão do trajeto entre Cuiabá-MT e Rondonópolis-MT (210 km). A BR-135 apresenta alto índice de congestionamento no trecho próximo à chegada no Porto de São Luís-MA (Brasil, 2017). Na BR-155, o trecho que necessitava de recuperação, especificamente de Xinguara-PA a Eldorado dos Carajás-PA, foi recuperado em 2020 (DNIT, 2020). Um outro gargalo que vem sendo resolvido é um trecho de 190 km não pavimentado na BR-158. O trecho vai contornar uma área de terra indígena, devido a uma recomendação da Fundação Nacional do Índio (Funai). Este projeto é importante por se tratar de um eixo da logística de transporte do estado de Mato Grosso para o escoamento da safra de grãos, e atualmente o projeto se encontra em processo para a obtenção da Licença de Instalação (Brasil, 2019a).¹⁴

Um importante eixo para o escoamento da produção de soja do Centro-Oeste do Brasil é a BR-163 (Cuiabá-Santarém), que foi criada na década de 1970, dentro dos projetos do Plano de Integração Nacional (Alencar, 2005; Bernardes, 2000). Apesar de a linha da rodovia ter sido concluída ainda na década de 1970, não foi completado o seu asfaltamento, faltando 993 km, que atravessam o sudoeste do Pará. A rodovia só voltou a receber atenção governamental no ano de 1991, quando partes da estrada foram destinadas à licitação de empreiteiras. No entanto, as obras ficaram paralisadas até 1997.

No ano 2000, com o crescimento da produção de soja na região, a rodovia se tornou uma possível rota de menor custo, gerando o interesse para a sua pavimentação. Todavia, a liberação das obras é agravada pela situação fundiária indefinida e por questões ambientais. Em 2005, foi decidido que a responsabilidade pela pavimentação competiria ao setor privado (Alencar, 2005).

14. Disponível em: <<https://bit.ly/3RE3x5R>>. Acesso em: 1º mar. 2021.

Por meio da BR-163, é possível exportar a soja pelos portos de Santarém-PA e de Itaituba-PA/Miritituba, importante alternativa, dada a saturação dos portos de Santos e de Paranaguá; no entanto, a rodovia precisa ter condições para o tráfego (Huertas, 2009; Gavriloff, 2005). Com a rodovia asfaltada, o percurso da viagem será menor, possibilitando a redução do custo do frete. Já com essa perspectiva, portos privados foram construídos em Santarém-PA (além do porto público existente) por grandes empresas do ramo de alimentação, como o Terminal Fluvial de Granéis Sólidos de Santarém da Cargill, criado em 2002, que visa escoar a produção de grãos.

A pavimentação da área não asfaltada começou a ser realizada em 2007. No primeiro semestre de 2016, faltavam ser concluídos 192 km entre as cidades de Sorriso-MT e Santarém-PA (Oliveira Neto e Nogueira, 2017). O atual governo foi responsável pela pavimentação dos últimos 51 km, no município de Novo Progresso-PA, concluída em fevereiro de 2020 (Conclusão..., 2020). Desde o fim da obra, o preço do frete caiu 35%, e observou-se um aumento do fluxo de grãos na rodovia. No entanto, há relatos de deterioração da estrada e da necessidade de duplicação, bem como de ferrovias (Asfaltada..., 2020). Diante disso, o governo anunciou leilão para privatizar a operação na rodovia (USDA, 2020).

A hidrovia do Madeira, localizada no Norte do Brasil, é a principal referência hidrográfica de escoamento de grãos pela região, utilizada maiormente para escoar a produção de Rondônia e de Mato Grosso. Há outros potenciais corredores hidroviários nas regiões Norte e Nordeste do país, como os corredores Tapajós-Teles-Pires e Tocantins-Araguaia, que, no entanto, necessitam de investimentos para obras de eclusas, dragagens e derrocamentos (CNT, 2015).

No que se refere ao modal ferroviário, em dezembro de 2020 foi aprovado, pelo Ministério da Infraestrutura, o projeto de duplicação da Estrada de Ferro Carajás, com uma extensão de 580 km (Brasil, 2018). Um outro projeto importante para o corredor Norte é o Ferrogrão (EF-170), um novo corredor ferroviário, a ser consolidado, de exportação do Arco Norte,¹⁵ com uma extensão de 933 km, que liga a região produtora de grãos do Centro-Oeste ao Porto de Miritituba, no estado do Pará. O projeto tem como objetivo aliviar o tráfego na BR-163, reduzindo-se assim a emissão de carbono, e está à frente da crescente demanda por uma infraestrutura integrada de transportes de carga. Atualmente, o projeto encontra-se em avaliação pelo Tribunal de Contas da União (TCU), e o governo planeja anunciar o leilão para o segundo semestre (Brasil, 2021a).¹⁶

15. Expressão utilizada para denominar os portos das regiões Norte e Nordeste do Brasil.

16. Disponível em: <<https://bit.ly/3Bg6oMt>>. Acesso em: 15 fev. 2021.

O corredor Nordeste – Eixos São Luís e Salvador possui cinco rodovias: BR-235, BR-135, BR-330, BR-230 e BR-242, com dois complexos portuários – São Luís e Salvador –, movimentando 5 milhões de toneladas de soja (73% do volume total do corredor) e 1 milhão de toneladas de farelo de soja (Brasil, 2017).

Um projeto prioritário do atual governo, no corredor Nordeste, é a Ferrovia da Integração Oeste-Leste (FIOL) (EF-334), que liga os municípios de Ilhéus-BA e Figueirópolis-TO, com extensão de 1.527 km. A obra está dividida em três trechos, tendo o primeiro trecho 537 km, com 74% das obras executadas; o segundo, com 485 km e 36% das obras concluídas; e o último trecho, com 505 km, está em fase de estudos e projetos. Esta ferrovia é importante para o escoamento de grãos do Oeste baiano. Ademais, existe a possibilidade de uma futura integração com a Ferrovia Norte-Sul (Brasil, 2021c).¹⁷

Os gargalos no corredor Nordeste são: o alto índice de congestionamentos perto do Porto de São Luís; a necessidade de construção de novos berços no Porto do Itaqui (em São Luís-MA); e de melhorias das vias internas de circulação do Porto de Salvador-BA e trechos não pavimentados na BR-135, no estado da Bahia (Brasil, 2017).

No corredor Sudeste – Eixos Vitória e Santos, são utilizadas várias rodovias, como a BR-163, BR-364, BR-163, BR-267, BR-365, BR-153, BR-262, BR-158, BR-050, BR-060, BR-452, BR-373 e BR-456; cinco ferrovias – Ferrovia América Latina Malha Norte, Ferrovia América Latina Paulista, MRS Logística, Ferrovia Centro Atlântica e Ferrovia Estrada de Ferro Vitória a Minas; uma hidrovia, a Tietê-Paraná; e dois complexos portuários, Santos e Vitória. O corredor transportou, em 2017, um pouco menos de 17 milhões de toneladas de soja e 5 milhões de toneladas de farelo de soja.

Um projeto de infraestrutura, para a facilitação da exportação de produtos agrícolas, que está como prioridades do atual governo brasileiro, é a Ferrovia Norte-Sul (EF-151). A Ferrovia Norte-Sul integra quatro estados – Tocantins, Goiás, Minas Gerais e São Paulo –, com acesso ao Porto do Itaqui, em São Luís-MA, e ao Porto Sul de Santos, com extensão de 1.537 km, e visa contribuir para a redução do custo de transportes de carga do país. O primeiro trecho, entre Porto Nacional-TO e Anápolis-GO, com 855 km de extensão, já está em operação. O segundo trecho, compreendido entre Ouro Verde de Goiás-GO e Estrela d'Oeste-SP, com 682 km, já tem 95% das obras realizadas. Em julho de 2020, foi assinado o contrato de concessão para esse segundo trecho, para exploração do serviço público de cargas

17. Disponível em: <<https://bit.ly/3RFhgJ2>>. Acesso em: 16 fev. 2021.

em modelo vertical (manutenção e ampliação da infraestrutura, e operações de transporte) (Brasil, 2021b).¹⁸

Com relação ao modal ferroviário, outro projeto esperado é a continuação da Ferronorte. Atualmente, a Ferronorte possui dois trechos, que ligam os municípios de Santa Fé do Sul-SP a Rondonópolis-MT, com um total de 764 km de ferrovia. A continuação do projeto busca conectar o sul de Mato Grosso ao norte do mesmo estado. No trecho que vai de Rondonópolis-MT a Cuiabá-MT, está sendo efetivado o projeto, e os outros trechos estão em estudo.

Um outro investimento importante para os corredores do Sudeste e do Norte é o investimento do governo federal, em torno de R\$ 550 milhões, em melhoramentos no canal de navegação da hidrovia do rio Tocantins, devido a sua importância como rota de escoamento de soja e minerais. A obra estava prevista para começar em início de 2021 (Brasil, 2019b).¹⁹

No corredor estratégico Sul – Eixos Paranaguá e Rio Grande, há várias rodovias, como a BR-163, BR-364, BR-267, BR-376, BR-277, BR-467, BR-487, BR-466, BR-373, BR-158, BR-392, BR-153, BR-386, BR-116 e BR-471; duas ferrovias, a Ferrovia América Latina Malha Sul e a Estrada de Ferro Paraná-Oeste; uma hidrovia, a Hidrovia do Sul; e três complexos portuários – Paranaguá, São Francisco e Rio Grande. Neste corredor, foram movimentadas um pouco menos de 25 milhões de toneladas de soja e 8 milhões de toneladas de farelo de soja (Brasil, 2017).

Em 2020, o Departamento Nacional de Infraestrutura de Transportes (DNIT) realizou obras de manutenção na BR-267 no estado de Mato Grosso do Sul, no trecho perto de Nova Alvorada do Sul, que requeria sinalização e acostamento (Brasil, 2017; DNIT realiza..., 2020). Na BR-376/PR e BR-277/PR, há trecho com lentidão no tráfego. Nas BRs 386/RS e 116/RS, há uma grande utilização das rodovias, chegando quase a sua capacidade máxima (Brasil, 2017).

Nas regiões Sul e Sudeste, os projetos de investimentos referem-se a vias de transporte já existentes (Lima, Faveret Filho e Paula, 2000). Isso se deve ao investimento inicial maior nestas regiões, dado o nível de produção superior dessas áreas. Atualmente, têm-se observado novos investimentos, principalmente nas regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste do Brasil, ou seja, nos corredores Norte, Nordeste e Sudeste.

18. Disponível em: <<https://bit.ly/3wYht21>>. Acesso em: 15 fev. 2021.

19. Disponível em: <<https://bit.ly/3KQqzjz>>. Acesso em: 18 fev. 2021.

3 METODOLOGIA

Os modelos de EGC têm sido vastamente utilizados para avaliar os impactos de choques externos ou de políticas econômicas sobre a estrutura da economia ou a distribuição de bem-estar, nos países desenvolvidos e naqueles em desenvolvimento, determinando-se, assim, o grau de ajustamento estrutural aos choques, bem como a relevância das políticas implementadas.

A base teórica dos modelos de EGC está fundamentada no modelo walrasiano de economia competitiva, no qual existem dois tipos de agentes: produtores e consumidores. Os produtores comercializam bens a partir de uma tecnologia, dada por uma função de produção com rendimentos constantes de escala, o que significa que, no equilíbrio, o lucro das firmas é nulo. Para a produção, são demandados distintos fatores de produção, de forma a ser minimizado seu custo. Por sua vez, os consumidores, dotados de uma restrição orçamentária e de um conjunto de preferências, demandam bens e serviços, com a finalidade de maximizar a sua função de utilidade. As funções de preferências são contínuas e homogêneas de grau zero em relação aos preços, ou seja, somente os preços relativos podem ser determinados (Mas-Colell, Whinston e Green, 1995). Este estudo emprega a metodologia de EGC, com uso do modelo PAEG, explanado na próxima subseção.

3.1 O modelo PAEG

O modelo PAEG é um modelo de equilíbrio geral computável, estático, multirregional e multissetorial, desenvolvido na mesma plataforma do modelo GTA-PinGAMS (Rutherford e Paltsev, 2000; Rutherford, 2005). O PAEG considera o Brasil em cinco Grandes Regiões – Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste –, conectadas à base de dados do Global Trade Analysis Project (GTAP) (Hertel, 1997). A versão utilizada neste artigo carrega a base de dados de 2011 do GTAP v9.0 (Aguiar, Narayanan e McDougall, 2016). A base de dados compreende 65 setores econômicos e 140 países/regiões do mundo. O modelo é escrito em *mathematical programming system for general equilibrium* (MPSGE) (Rutherford, 1999) e resolvido por meio de um problema de complementariedade mista em *general algebraic modeling system* (GAMS) (Brooke *et al.*, 2003).

A base de dados contém fluxos bilaterais de comércio entre nações e regiões, bem como a estrutura de custo setorial e pagamento de impostos e tributos. As identidades contábeis do modelo são extraídas das matrizes de contabilidade social de cada região. Em equilíbrio, a base de dados precisa atender a duas condições: oferta igual à demanda; e renda líquida dos agentes igual à despesa líquida. O modelo opera em competição perfeita, com as pressuposições de retorno constante de escala e custo de produção igual ao valor de produção, condições estas aplicadas aos setores produtivos e atividades (Cardoso e Teixeira, 2013).

3.2 Dados e agregação

A base de dados do GTAP é agregada em nove regiões, além das cinco Grandes Regiões brasileiras, a saber: Estados Unidos, União Europeia, China, Argentina, Japão, México, Espanha, Itália e Resto do Mundo. A agregação regional considera os países e regiões com maiores participações no mercado de soja em nível mundial. Em relação aos setores, estes são agregados em dezenove grandes segmentos, conforme o quadro 1. O setor de soja e outras oleaginosas (osd) é utilizado para atender aos objetivos da pesquisa, assim como em Costa, Rosson e Costa (2007) e Tardelli (2013). O quadro 1 apresenta a agregação regional e os setores do modelo.

QUADRO 1
Agregação dos setores e regiões do modelo PAEG

Setores		Regiões	
1. Arroz	(pdr)	1. Brasil – Região Norte	NOR
2. Milho e outros cereais	(gro)	2. Brasil – Região Nordeste	NDE
3. Soja e outras oleaginosas	(osd)	3. Brasil – Região Centro-Oeste	COE
4. Cana-de-açúcar, beterraba, indústria do açúcar	(cb)	4. Brasil – Região Sudeste	SDE
5. Carnes e animais vivos	(oap)	5. Brasil – Região Sul	SUL
6. Leite e derivados	(rmk)	<i>Players</i>	
7. Outros produtos agropecuários	(agr)	Produtores e exportadores mundiais	
8. Produtos alimentares	(foo)	6. Estados Unidos	EUA
9. Indústria têxtil	(tex)	7. Argentina	ARG
10. Vestuário e calçados	(wap)	Importadores mundiais e do Brasil	
11. Madeira e mobiliário	(lum)	8. China	CHN
12. Papel, celulose e indústria gráfica	(ppp)	9. Restante da Europa	EU
13. Químicos, indústria da borracha e de plásticos	(crp)	10. Japão	JPN
14. Manufaturados	(man)	11. México	MEC
15. Eletricidade, gás, distribuição de água	(siu)	12. Espanha	ESP
16. Construção	(cns)	13. Itália	ITA
17. Comércio	(trd)	Restante do mundo	
18. Transporte	(otp)	14. Resto do Mundo	ROW
19. Serviços e administração pública	(adm)		

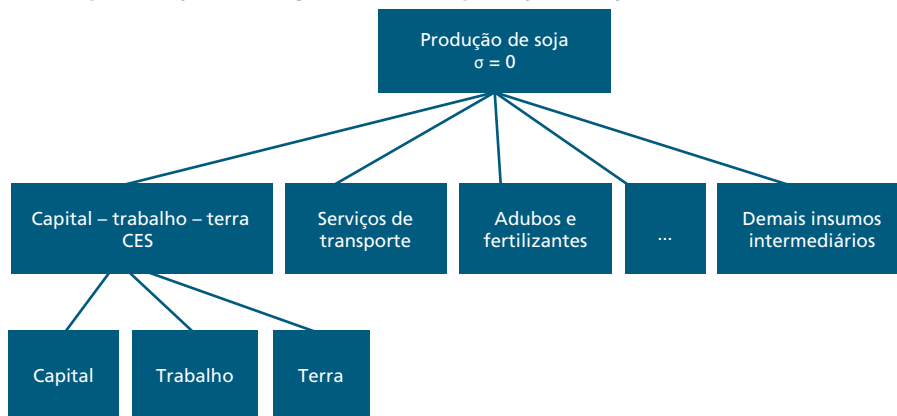
Fonte: Modelo PAEG.
Elaboração dos autores.

3.3 Representação tecnológica

As identidades contábeis presentes na base de dados do modelo PAEG determinam as condições de equilíbrio do modelo: condição de lucro zero, equilíbrio de mercado e equilíbrio da renda. Contudo, essas condições e identidades não caracterizam o comportamento dos agentes no modelo. A tecnologia de produção no modelo

PAEG é representada por funções aninhadas de elasticidade de substituição constante (*constant elasticity of substitution* – CES). As estruturas aninhadas dão maior flexibilidade na substituição dos insumos intermediários, em virtude do grau de desagregação setorial e conhecimento das elasticidades de substituição das diversas *commodities* do modelo.

FIGURA 1
Representação tecnológica do setor de produção de soja



Fonte: Modelo PAEG.

Elaboração dos autores.

Obs.: A árvore tecnológica combina capital, trabalho e terra (fatores primários) sob uma função CES, formando uma cesta agregada chamada *capital-trabalho-terra*. No topo da árvore tecnológica, os insumos intermediários são combinados por uma função Leontief ($\sigma = 0$) com a cesta agregada *capital-trabalho-terra*, formando assim a produção setorial. A denominação regional foi omitida para facilitar o entendimento. A representação tecnológica apresentada é igual para as r regiões do modelo.

A figura 1 traz a representação tecnológica do setor de produção de soja. Os fatores primários de produção, capital, trabalho (não qualificado e qualificado) e terra são combinados por função CES sob elasticidade de substituição *esubva*, que é específica para cada setor j e região r do modelo. Os demais insumos intermediários, com origem na região ou importados, são combinados por uma elasticidade de substituição *esubd* para cada *commodity* i . Assume-se a hipótese de agregação de Armigton entre os bens domésticos e importados; ou seja, um bem importado por uma região é um substituto imperfeito do mesmo bem, com origem em outras regiões. No nível mais alto da representação tecnológica, todos os insumos intermediários e a cesta agregada de capital, trabalho e terra são combinados por uma função Leontief ($\sigma = 0$).

Alterações tecnológicas podem entrar no modelo PAEG por meio de dois canais: primeiro, uma mudança exógena na produtividade total dos fatores de produção; e, segundo, diferentes técnicas ou tecnologias, na substituição dos insumos intermediários e fatores primários nas funções de produção setoriais, que são

induzidas por mudanças nos preços relativos. Para atendimento aos objetivos do trabalho, opta-se pelo primeiro canal de introdução tecnológica, ou seja, mantém-se a representação tecnológica original do modelo PAEG, alterando-se somente a condição de lucro zero setorial, à medida que os ganhos de infraestrutura de transporte permitem um menor consumo intermediário de serviços de transporte para fazer face ao mercado doméstico e às exportações.

3.4 Solução e condições de equilíbrio

A seguir, são apresentadas as condições de equilíbrio definidas no modelo PAEG sob solução de complementariedade mista (Mathiesen, 1985; Rutherford, 1999). Todas as equações de equilíbrio do modelo podem ser verificadas em Teixeira, Pereira e Gurgel (2013). As condições a seguir regem o comportamento dessas equações. Seria demasiadamente extensa a apresentação de tais equações; portanto, desde que essas condições sejam satisfeitas, o modelo atinge uma solução estável de equilíbrio. Desse modo, três desigualdades devem ser atendidas: condições de lucro zero, equilíbrio de mercado e equilíbrio da renda. Um conjunto de três variáveis não negativas está envolvido: os níveis de preço, quantidade e renda.

3.4.1 Condição de lucro zero

A condição de lucro zero exige que qualquer atividade com produção positiva deve obter lucro econômico zero, ou seja, o valor dos insumos deve ser igual ou maior do que o valor dos produtos. O nível de atividade y , sob retornos constantes à escala, é a variável associada a esta condição. Se $y > 0$, então o lucro econômico é zero, ou o lucro econômico é negativo e $y = 0$. Para todos os setores da economia, temos:

$$lucro \geq 0, y \geq 0, produto^T(-lucro) = 0. \quad (1)^{20}$$

3.4.2 Equilíbrio de mercado

A condição de equilíbrio de mercado exige um equilíbrio entre oferta e demanda para qualquer bem com preço positivo. Para qualquer bem em excesso de oferta, deve-se ter um preço igual a zero. O vetor de preço p inclui os preços dos bens finais, bens intermediários e fatores de produção, além de ser a variável associada a esta condição. A seguinte condição deve ser satisfeita para todos os bens e fatores de produção:

$$oferta - demanda \geq 0, p \geq 0, p^T(oferta - demanda) = 0. \quad (2)$$

20. O símbolo T representa o vetor transposto.

3.4.3 Equilíbrio da renda

A condição de equilíbrio da renda exige que, para cada agente, incluindo o governo, o valor da renda deve ser igual ao valor da dotação de fatores e das receitas provenientes da arrecadação de impostos e tributos:

$$renda_total = dotação_inicial + receita_dos_impostos \quad (3)$$

O fechamento do modelo considera que a oferta total de cada fator de produção não se altera, mas tais fatores são móveis entre setores, dentro de uma região, e com mobilidade imperfeita²¹ entre as regiões brasileiras. O fator terra é específico aos setores agropecuários, enquanto recursos naturais são específicos a setores de extração de recursos minerais e energia. Não há desemprego no modelo, portanto, os preços dos fatores são flexíveis. Pelo lado da demanda, investimentos e fluxos de capitais são mantidos fixos, bem como o saldo do balanço de pagamentos. Dessa forma, mudanças na taxa real de câmbio devem ocorrer para acomodar alterações nos fluxos de exportações e importações após os choques. O consumo do governo poderá se alterar com mudanças nos preços dos bens, assim como a receita oriunda dos impostos estará sujeita a mudanças no nível de atividade e no consumo.

3.5 Cenário analisado

O cenário analisado nesta pesquisa tem como objetivo verificar os impactos de uma redução nos custos de transporte e os efeitos sobre a competitividade da soja brasileira. Também são considerados os efeitos de transbordamento sobre os demais setores da economia e os ganhos de bem-estar entre as cinco Grandes Regiões brasileiras, além das demais regiões do modelo. O objetivo é elucidar como possíveis tendências futuras de investimentos podem impactar o aumento de competitividade do setor de soja brasileiro, promovendo-se, assim, uma adequada e eficiente alocação dos recursos.

O cenário considera uma redução de 25% nos custos associados ao consumo intermediário do setor de transporte. A redução nos custos representa a melhoria na infraestrutura dos modais de transporte existentes nas Grandes Regiões do país. A redução impacta diretamente todos os setores da economia, uma vez que a melhor infraestrutura beneficia todas as atividades econômicas, e não somente a produção de soja. O cenário justifica-se diante das reduções de custo analisadas no setor de transporte brasileiro, conforme apresentado na tabela 3. Entre os anos de 2011 e 2019, o custo de transporte até o porto de exportação diminuiu, em média, 38%. Por sua vez, para os trajetos com dados apenas a partir de 2015, em comparação com os custos de 2019, observou-se uma queda, em média, de 10%. Assim, uma redução de 25% é uma aproximação razoável e, de certa forma,

21. A mobilidade imperfeita de fatores entre as regiões brasileiras permite esse movimento até que o retorno nominal de fatores se iguale entre as regiões.

conservadora. Ademais, as simulações propostas se aproximam das análises realizadas por Costa *et al.* (2007) e Tardelli (2013), destacando, entretanto que estes usam o modelo GTAP para avaliar o efeito de melhorias no setor de escoação de soja sem a representação da heterogeneidade espacial brasileira.

4 RESULTADOS

Partindo de um estado de equilíbrio, em modelos de equilíbrio geral, os choques provocam um “desequilíbrio” por meio de uma variação exógena em determinada variável (ou determinadas variáveis). Para o modelo atingir um novo equilíbrio, é preciso que ocorram mudanças em variáveis endógenas. Nessa perspectiva, serão exploradas, em mais detalhes, algumas dessas variações.

Analisando-se o efeito de uma mudança na variável exógena *transporte*, com uma redução de 25% no custo do transporte interno, para todos os setores nas cinco regiões brasileiras, averiguou-se que os resultados são favoráveis a uma maior produção do grão de soja nas regiões Sul (2,77%) e Centro-Oeste (1,20%), como se observa na tabela 4. Essas duas regiões são as que mais produzem soja, sendo favorecidas com uma redução no custo de transporte, pois elas têm vantagem comparativa na produção do grão em relação às outras regiões brasileiras.

TABELA 4

Produção de soja nas regiões brasileiras, Estados Unidos e Argentina
(Em %)

Setor/regiões	NOR	NDE	COE	SDE	SUL	USA	ARG
Soja	-0,696	-1,292	1,204	-0,384	2,774	-0,046	0,002

Fonte: Valores resultantes das simulações.

A produção de soja diminui nas regiões Nordeste (-1,29%), Norte (-0,70) e Sudeste (-0,38%). A produção também cai nos Estados Unidos, maior competidor internacional do Brasil na produção de soja mundial, em pouco menos de 0,05%.

Os resultados obtidos na simulação de Tardelli (2013) evidenciaram um aumento, na produção brasileira de soja, de 4,16%. Contudo, na análise do autor, não é possível definir qual região está se beneficiando mais nessa política. Devido às diferenças culturais, ambientais, econômicas e tecnológicas da produção agrícola entre as regiões, uma política que seja favorável em nível nacional pode gerar desiguais resultados entre elas, como evidenciam os resultados constantes da tabela 4.

Uma política de redução de custo de transportes também afeta o preço dos fatores de produção e a realocação dos fatores produtivos da economia entre as regiões brasileiras, através da mobilidade imperfeita simulada neste cenário. A tabela 5 demonstra a mudança nos preços dos fatores de produção.

TABELA 5
Mudança percentual nos preços dos fatores de produção

Fatores de produção/regiões	NOR	NDE	COE	SDE	SUL
Trabalho não qualificado	0,280	0,408	0,326	0,749	0,604
Trabalho qualificado	0,798	0,927	0,845	1,27	1,124
Capital	0,548	0,676	0,594	1,018	0,873
Terra	-6,454	-0,209	2,516	4,649	16,265
Recursos naturais	-3,393	1,111	1,558	2,497	0,743

Fonte: Valores resultantes das simulações.

Evidencia-se, na tabela 5, que o preço da terra aumenta, principalmente, nas regiões Sul, Sudeste e Nordeste em, respectivamente, 16,26%, 4,65% e 2,52%, devido ao maior uso de terra nessas regiões, após a redução do custo de transporte. As regiões Sul e Sudeste também têm mudança percentual positiva nos outros preços de fatores de produção, sobretudo no trabalho qualificado (0,84%) e em recursos naturais (1,56%), no Centro-Oeste; e trabalho qualificado (1,12%) e capital (0,87%), no Sul. A tabela 6 apresenta a realocação dos fatores primários nas regiões brasileiras, antes e após o choque.

TABELA 6
Realocação dos fatores primários nas regiões brasileiras
 (Em US\$ 1 bilhão)

		NOR	NDE	COE	SDE	SUL
Trabalho não qualificado	Inicial	7,400906	25,32655	15,13397	92,78807	26,24781
	Final	7,146486	25,14411	15,03849	93,25857	26,30966
	Mudança	-0,25442	-0,18244	-0,09548	0,470496	0,061849
Trabalho qualificado	Inicial	16,31325	41,63357	32,24762	230,1181	62,08182
	Final	15,68732	41,18914	31,95035	231,4529	62,11471
	Mudança	-0,62593	-0,44444	-0,29727	1,334736	0,032896
Capital	Inicial	51,16493	100,9747	68,88581	354,0753	106,5046
	Final	49,39582	100,1769	68,43391	356,531	107,0678
	Mudança	-1,76912	-0,79783	-0,4519	2,455688	0,563153

Fonte: Valores resultantes das simulações.

As regiões Sudeste e Sul são as que mais se beneficiam com a realocação dos fatores de produção, principalmente em capital (US\$ 2,45 bilhões e US\$ 0,56 bilhão, respectivamente). Pelo fato de o setor de transporte interno brasileiro ser um bem de consumo intermediário de diversos setores, as regiões Sudeste e Sul conseguem se beneficiar mais que as outras, dado que a região Sudeste possui muitas indústrias de manufaturados e é a maior produtora de cana-de-açúcar no Brasil, e a região Sul

é grande produtora de outros itens agrícolas. Com a redução do custo de transporte, o Sul, por exemplo, aumenta a produção de arroz (3,15%), grãos de cereais (2,88%), produtos animais (2,65%), leite (3,19%) e outros produtos agrícolas (3,18%). O Sudeste, por sua vez, produz mais cana-de-açúcar (3,25%), produtos químicos, de plástico e de borracha (3,94%), papel e produtos de papel (2,04%).

Os próximos resultados a serem destacados são a exportação e a importação da soja pelas regiões brasileiras e principais países exportadores e importadores desta *commodity*, dada a sua relevância no mercado internacional.

TABELA 7
Exportação e importação de soja
(Em %)

Região	Exportação	Importação
Norte	0,003	-2,455
Nordeste	-2,053	0,663
Centro-Oeste	1,615	0,103
Sudeste	-0,43	1,402
Sul	3,131	0,584
Maiores importadores mundiais		
China	-0,099	0,128
Restante da Europa	-0,162	0,095
Espanha	-0,152	0,356
Itália	-0,148	0,269
México	-0,041	0,008
Japão	-	0,013
Maiores exportadores mundiais		
Estados Unidos	-0,136	-0,012
Argentina	-0,236	0,114
Resto do Mundo (ROW)	-0,128	0,074

Fonte: Valores resultantes das simulações.

No que concerne às exportações e importações, o Sul e o Sudeste conseguem exportar mais soja com a redução do custo do transporte interno no país – de 3,13% e 1,61%, respectivamente –, proporcionando vantagens em termos de comércio mundial, advindas de ganhos de competitividade. Entretanto, Nordeste e Sudeste têm queda nas exportações. Países exportadores mundiais apresentam redução na exportação – por exemplo, Estados Unidos (-0,14%) e Argentina (-0,24%) –, por efeito da perda de competitividade, com o menor custo do Brasil no mercado internacional. No caso dos países importadores, como China, Japão,

México, Espanha, Itália e o Restante da Europa, estes aumentaram as suas importações de soja, principalmente Espanha, Itália e China, com incremento, na devida ordem, de 0,36%, 0,27% e 0,13%. O Resto do Mundo também tem aumento na importação de soja (de 0,07%) e queda nas exportações do grão (de -0,13%).

Outro resultado importante, a partir do qual se pode analisar o ganho (ou perda) de competitividade do Brasil, no mercado internacional, é se há mudança nos preços das *commodities*, como demonstrado na tabela 8.

TABELA 8
Varição nos preços das *commodities*
 (Em %)

Setor/regiões	NOR	NDE	COE	SDE	SUL
Soja	-1,05	-0,386	-1,44	-0,366	-1,56

Fonte: Valores resultantes das simulações.

Percebe-se que, com a redução do custo do transporte no Brasil, a variação percentual no preço real das *commodities* de soja diminui para todas as regiões brasileiras, com maior destaque para o Sul e o Centro-Oeste, com uma queda percentual no preço de 1,56% e 1,44%, respectivamente. Os resultados da tabela 8 confirmam o ganho de competitividade para o país, que poderia comercializar a mercadoria por um custo mais baixo.

Ademais, as variáveis macroeconômicas selecionadas para as simulações são apresentadas na tabela 9 e dizem respeito ao produto interno bruto (PIB) e ao bem-estar econômico das regiões brasileiras.

TABELA 9
PIB e bem-estar nas regiões brasileiras
 (Em %)

Variáveis/regiões	NOR	NDE	COE	SDE	SUL	Brasil
PIB	-3,237	-0,352	-0,286	1,634	1,166	0,84
Bem-estar	-3,909	-0,032	0,073	2,354	1,879	1,38

Fonte: Valores resultantes das simulações.

Os resultados indicam que uma redução no custo de transportes traz um maior ganho do PIB para as regiões Sudeste e Sul – de 1,63% e 1,17%, respectivamente. Contudo, observa-se uma queda muito grande do PIB na região Norte, de 3,24%. Essa região, talvez por ter menor vantagem comparativa na produção de produtos agrícolas e manufaturados, tem menor produção nesses bens e uma realocação negativa dos fatores primários de produção na região. O PIB também fica menor para o Centro-Oeste e o Nordeste. A região Centro-Oeste, apesar de ser

grande produtora de soja, não obteve ganhos de produção na maioria dos setores analisados, tendo a produção aumentado apenas em relação a soja (1,20%), grãos cereais (0,35%), cana-de-açúcar (0,27%) e outros produtos agrícolas (0,41%). Da mesma forma, o ganho de bem-estar é melhor para as regiões Sudeste (de 2,35%) e Sul (de 1,88%). O Centro-Oeste também tem aumento no bem-estar, de 0,07%. As regiões Norte e Nordeste registram quedas no bem-estar, de 3,90% e 0,03%. O Brasil tem aumento do PIB (de 0,84%) e aumento do bem-estar (de 1,38%).

Comparando-se os resultados, percebe-se que Costa, Rosson e Costa (2007), os quais analisaram cenários com redução da taxa de exportação nos portos brasileiros, observaram aumento das exportações do grão de soja para os principais países importadores (51,2% na China) e o Resto do Mundo (62,3%), além do acréscimo de 0,17% no PIB brasileiro, mas com perda de utilidade *per capita*, devido ao aumento de preço local do grão de soja. Tardelli (2013), por seu turno, observou um aumento de 4,16% da produção de soja no Brasil, crescimento também nas exportações (4,85% nas exportações para a China), e, acompanhando os resultados, aumento na demanda por fatores de produção para a soja no Brasil. Dessa maneira, averigua-se que os resultados deste trabalho vão na mesma direção que os resultados obtidos por Costa, Rosson e Costa (2007) e Tardelli (2013), principalmente no que concerne ao aumento da produção de soja e da exportação; no entanto, em uma análise regional, esse efeito é observado especialmente nas regiões Sul e Centro-Oeste.

Desse modo, é lícito confirmar que uma política pública pode ser favorável, quando averiguado o efeito do choque da redução de custo do transporte em nível nacional, mas pode gerar diferentes efeitos entre as distintas regiões. As regiões brasileiras possuem diversas vantagens comparativas na produção de soja. Nesse sentido, é importante analisar os resultados em nível regional, para se determinar a melhor tomada de decisão.

Destaca-se a importância da análise da sensibilidade dos parâmetros para a averiguação dos resultados, devido às hipóteses que são afirmadas nos parâmetros, quando o modelo de equilíbrio geral é utilizado. Assim, esta análise trata de simulações que alteram determinado parâmetro em um mesmo cenário. De acordo com Burfisher (2011), esse procedimento serve como um teste de robustez dos resultados encontrados nas simulações.

Um dos parâmetros mais importantes para a análise é a elasticidade de substituição entre domésticos e importados (*esubd* no PAEG). Assim, foi realizado um teste, alterando-se os valores desse parâmetro para o setor de transporte no cenário proposto neste trabalho, de uma redução de custo no setor, conforme mostrado na tabela 10, sobre os resultados de exportação total das regiões brasileiras, dos Estados Unidos e da Argentina.

TABELA 10
Análise de sensibilidade nos parâmetros *esubd* em relação às exportações das regiões brasileiras, dos Estados Unidos e da Argentina

	NOR	NDE	COE	SDE	SUL	USA	ARG
<i>Esubd</i>	0,003	-2,053	1,615	-0,43	3,131	-0,136	-0,236
<i>Esubd</i> * 1,5	0,011	-2,034	1,613	-0,439	3,126	-0,134	-0,235
<i>Esubd</i> * 0,5	-0,006	-2,073	1,617	-0,421	3,137	-0,137	-0,237

Fonte: Valores resultantes das simulações.

Fica evidenciado, na tabela 10, que os resultados não variaram muito quando a elasticidade de substituição foi alterada, assim como os sinais também não se alteram entre as simulações.²² Esses resultados demonstram que o modelo está bem ajustado, mesmo sendo um modelo em que valores são atribuídos para alguns parâmetros, comprovando-se, dessa forma, a robustez dos resultados encontrados.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A demanda de soja cresce em nível mundial, e as competições internacionais se tornam mais acirradas. Dessa maneira, países que são grandes produtores de soja, a exemplo de Brasil e Estados Unidos, visam obter maior eficiência nas suas produções e comercializações, assim como na redução de custos desses processos, a fim de alcançarem maior participação no mercado mundial.

No Brasil, país de grande extensão territorial e com infraestruturas ainda atrasadas e precárias nos modais de transporte, os custos do transporte se tornaram uma das mais importantes despesas na comercialização do grão de soja. Assim, este estudo teve como propósito analisar o efeito de uma redução dos custos do transporte no Brasil sobre o setor da soja, bem como explorar a propagação deste efeito nas cinco macrorregiões brasileiras, visando contribuir com a literatura sobre o debate relacionado ao custo de transporte e à produção alimentar.

O cenário proposto, neste trabalho, é semelhante ao encontrado na literatura, com um choque de redução do custo do setor de transporte em 25% para todas as regiões brasileiras, tendo sido considerado o cenário mundial de 2011, utilizando-se cinco fatores primários de produção, e com mobilidade imperfeita entre as regiões brasileiras.

Os resultados mostraram que a produção de soja aumenta nas regiões Centro-Oeste e Sul, localidades com maior vantagem comparativa na produção deste grão. Destaca-se, também, que há uma realocação dos fatores – nesse caso,

22. A região Norte teve alteração de sinal, devido ao seu valor inicial (sem alteração na elasticidade de substituição *esubd*) ser muito baixo.

capital e trabalho –, que se deslocam principalmente para as regiões Sudeste e Sul, por estas se favorecerem mais com a redução do custo de transporte.

A exportação de soja aumenta, especialmente para as regiões Sul e Centro-Oeste. Quanto a países competidores do Brasil no mercado internacional neste setor, como Estados Unidos e Argentina, estes apresentam queda nas suas exportações de soja, evidenciando uma maior participação do Brasil no mercado internacional. Salvo os Estados Unidos, todos os outros países averiguados na análise aumentam a importação do grão de soja.

Com relação ao PIB, as regiões Sul e Sudeste obtêm resultados positivos. No que tange ao ganho de bem-estar, Sul, Sudeste e Centro-Oeste se beneficiam com a redução do custo do transporte. Por último, foi realizado o teste de sensibilidade, devido às hipóteses afirmadas no modelo, o que evidencia a robustez dos resultados encontrados.

O estudo demonstrou que os resultados melhoram em nível nacional, como observado na literatura, dado que a produção e a exportação crescem no Sul e no Centro-Oeste. Contudo, a principal contribuição deste trabalho é observar que os resultados mudam conforme a região brasileira averiguada, sendo fundamental que os tomadores de decisões políticas possam analisar as melhores formas de política a serem implementadas localmente. Este estudo buscou analisar uma situação em que os custos de transportes fossem reduzidos, podendo afetar todos os setores econômicos, e não somente o setor da soja. Este choque evidenciou os benefícios que as regiões brasileiras poderiam ter, como o aumento no PIB e do bem-estar, principalmente as regiões com maior vantagem comparativa na produção de determinados bens e/ou com melhor ambiente de negócios. Conclui-se também que a redução de custo de transporte no Brasil é relevante para o escoamento dos grãos produzidos no país, tornando-o mais competitivo no mercado internacional de soja.

Como sugestão para trabalhos futuros, seria importante analisar diferentes cenários para essas regiões, assim como alterar as percentagens de redução de custo, visto que, no momento, uma alta redução nos custos de transportes seria um tanto dificultosa para o governo.

REFERÊNCIAS

AFONSO, H. C. A. da G. **Análise dos custos de transporte da soja brasileira**. 2006. 138 f. Dissertação (Mestrado) – Instituto Militar de Engenharia, Rio de Janeiro, 2006.

AGUIAR, A.; NARAYANAN, B.; MCDUGALL, R. An overview of the GTAP 9 data base. **Journal of Global Economic Analysis**, v. 1, n. 1, p. 181-208, June 2016.

ALENCAR, A. **Estudo de caso: a rodovia BR-163 e o desafio da sustentabilidade.** Relatório do projeto. [s.l.]: Mapas, 2005. 22 p.

ALMEIDA, E. S. **Um modelo de equilíbrio geral aplicado espacial para planejamento e análise de políticas de transporte.** 2003. Tese (Doutorado) – Núcleo de Economia Regional e Urbana, Universidade de São Paulo, 2003.

_____. A duplicação da rodovia Fernão Dias: uma análise de equilíbrio geral. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 32., 2004, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Anpec, 2004.

ALMEIDA, E. S.; GUILHOTO, J. J. M. O custo de transporte como barreira ao comércio na integração econômica: o caso do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 38, n. 2, p. 224-243, abr.-jun. 2007.

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. Transport-regional equity issue revisited. **Regional Studies**, v. 44, n. 10, p. 1387-1400, 2010.

ANCIÃES, A. W. da F. *et al.* (Coord.). **Avaliação tecnológica do álcool etílico.** 2. ed. Brasília: CNPq, 1980. 514 p.

ARAÚJO, M. P. **Infraestrutura de transporte e desenvolvimento regional: uma abordagem de equilíbrio geral inter-regional.** 2006. 115 f. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

ASAI, G.; PIACENTI, C. A.; GURGEL, A. C. Impactos no comportamento do frete: uma aplicação de equilíbrio geral computável para os produtos agropecuários do Brasil. **Revista Eletrônica de Negócios Internacionais – Internext**, v. 15, n. 3, p. 17-33, set.-dez. 2020.

ASFALTADA, estrada da soja impulsiona exportação, mas permanece precária. **Portos e Navios**, 1 mar. 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3QmK7AO>>. Acesso em: 15 fev. 2021.

BERNARDES, J. A. Técnica, trabalho e espaço: as incisivas mudanças em curso no processo produtivo. *In: CASTRO, I. E.; MIRANDA, M.; EGLER, C. A. G. (Org.). Redescobrimo o Brasil: 500 anos depois.* Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 2000. p. 277-289.

BONATO, E. R.; BONATO, A. L. V. (Org.). **A soja no Brasil: história e estatística.** Londrina: Embrapa, 1987.

BRASIL. Ministério dos Transportes, Portos e Aviação Civil. **Corredores logísticos estratégicos: complexo soja e milho – versão 1.2.** Brasília: MTPA, 2017. v. 1, 171 p.

_____. Portaria nº 2.485, de 14 de agosto de 2018. Credencia municípios a receberem incentivo financeiro referente a Laboratório Regional de Prótese Dentária (LRPD). **Diário Oficial da União**, Brasília, n. 159, p. 42, 17 ago. 2018.

BRÖCKER, J. Operational spatial computable general equilibrium modeling. **The Annals of Regional Science**, v. 32, p. 367-387, Aug. 1998.

BRÖCKER, J.; KORZHENEVYCH, A.; SCHÜRMAN, C. Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects. **Transportation Research Part B: Methodological**, v. 44, n. 7, p. 795-811, Aug. 2010.

BRÖCKER, J.; MERCENIER, J. General equilibrium models for transportation economics. In: de PALMA, A. (Ed.). **A handbook of transport economics**. Cheltenham: Edward Elgar, 2011. p. 21-45.

BROOKE, A., *et al.* (Ed.). **GAMS: a user's a guide**. Washington: GAMS Development Corporation, 1998.

BURFISHER, M. E. (Ed.). **Introduction to computable general equilibrium models**. 1st ed. New York: Cambridge University Press, 2011.

CAIXETA FILHO, J. V. (Org.) *et al.* Competitividade no *agribusiness*: a questão do transporte em um contexto logístico. In: FARINA, E. M. Q.; ZYLBERSZTAIN, D. (Org.). **Competitividade no agribusiness brasileiro**. São Paulo: FEA/FIA; Pensa/USP, 1998.

CAMPOS-NETO, C. A. da S. **Investimento na infraestrutura de transportes: avaliação do período 2002-2013 e perspectivas para 2014-2016**. Brasília: Ipea, 2014. (Texto para Discussão, n. 2014).

_____. **Planos e programas dos setores de transporte e energia elétrica no Brasil pós-2003**. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2016. (Texto para Discussão, 2227).

CARDOSO, D. F.; TEIXEIRA, E, C. A contribuição da política agrícola para o desenvolvimento do agronegócio nas macrorregiões brasileiras. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 11, n. 1, p. 39-72, 2013.

CHEN, Z. Measuring the regional economic impacts of high-speed rail using a dynamic SCGE model: the case of China. **European Planning Studies**, v. 27, n. 3, p. 483-512, Jan. 2019.

CHEN, Z. *et al.* The impact of high-speed rail investment on economic and environmental change in China: a dynamic CGE analysis. **Transportation Research Part A: Policy and Practice**, v. 92, p. 232-245, Oct. 2016.

CNT – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DOS TRANSPORTES. **Entraves logísticos ao escoamento de soja e milho**. Brasília: CNT, 2015. 155 p.

_____. **Boletim estatístico CNT – maio 2018**. Brasília: CNT, maio 2018. Disponível em: <<https://bit.ly/3RGGxTs>>. Acesso em: 10 set. 2018.

_____. **Conjuntura do transporte – investimentos**. Brasília: CNT, fev. 2021. Disponível em: <<https://bit.ly/3BdFWD4>>. Acesso em: 5 jun. 2021.

COELI, C. C. de M. **Análise da demanda por transporte ferroviário: o caso do transporte de grãos e farelo de soja na Ferronorte**. 2004. 136 f. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2004.

CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Acompanhamento da safra brasileira de grãos 2020/2021**. Brasília: Conab, 2021a. v. 8, n. 4. 85 p.

_____. **Séries históricas**. Brasília: Conab, 2021b. Disponível em: <<https://bit.ly/3TKMnFa>>. Acesso em: 14 jan. 2021.

CONCLUSÃO da BR-163 até Miritituba (PA) será entregue nesta sexta-feira. **Gov.br**, 2020. Disponível em: <<https://bit.ly/3V3CR0q>>. Acesso em: 15 fev. 2021.

CONRAD, K.; HENG, S. Financing road infrastructure by savings in congestion costs: A CGE analysis. **The Annals of Regional Science**, v. 36, n. 1, p. 107-122, 2002.

CORREA, V. H. C.; RAMOS, P. A precariedade do transporte rodoviário brasileiro para o escoamento da produção de soja do Centro-Oeste: situação e perspectivas. **Revista de Economia e Sociologia Rural – RESR**, Piracicaba, v. 48, n. 2, p. 447-472, abr.-jun. 2010.

COSTA, R. F.; ROSSON, C. P.; COSTA, E. Decreasing Brasil's transportation costs through improvement in infrastructure. A general equilibrium analysis on the soybean complex world market. **Journal of Food Distribution Research**, v. 38, p. 28-35, 2007.

DNIT – DEPARTAMENTO NACIONAL INFRAESTRUTURA E TRANSPORTE. **Edital 0071/20-02**. Brasília: DNIT, jan. 2020. Disponível: <<https://bit.ly/3RGGDdp>>. Acesso: 1 mar. 2021.

DNIT REALIZA obras de manutenção no estado de Mato Grosso do Sul. **Gov.br**, 22 maio 2020.

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**, Brasília, v. 39, n. 1, p. 121-158, abr. 2009.

FABIANO, M. L. A. A importância do investimento e do planejamento em infraestrutura de transportes. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 11, n. 3, p. 10-27, set.-dez. 2013.

GAVRILOFF, A. De sangue e de soja, um asfalto sobre corpos. *In*: TORRES, M. (Org.). **Amazônia revelada: os descaminhos ao longo da BR-163**. Brasília: CNPq, 2005. p. 13-17.

GONÇALVES, R. da R. **Avaliação de impactos econômicos de melhorias em transporte no Rio Grande do Sul: uma abordagem com equilíbrio geral dinâmico**. 2018. 166 f. Tese (Doutorado) – Escola de Negócios, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2018.

HADDAD, E. A. Transporte, eficiência e desigualdade regional: avaliação com um modelo CGE para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 3, p. 413-448, dez. 2006.

HADDAD, E. A. *et al.* Assessing the economic impacts of transportation infrastructure policies in Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, 2007, Recife. **Anais...** Recife: ABER, 2007.

_____. Regional effects of port infrastructure: a spatial CGE application to Brazil. **International Regional Science Review**, v. 33, n. 3, p. 239-263, May 2010.

HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. Analytically important transportation links: a field of influence approach to CGE models. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Campinas, v. 8, n. 1, p. 63-84, 2007.

HERTEL, T. W. (Ed.). **Global trade analysis: Modeling and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

HUERTAS, D. M. (Org.). **Da fachada atlântica à imensidão amazônica: fronteira agrícola e integração territorial**. São Paulo, Annablume, 2009. 344 p.

KILKENNY, M. Transport costs and rural development. **Journal of Regional Science**, v. 38, n. 2, p. 293-312, May 1998.

KIM, E.; HEWINGS, G. J. D.; AMIR, H. Economic evaluation of transportation projects: an application of financial computable general equilibrium model. **Research in Transportation Economics**, v. 61, p. 44-55, Mar. 2017.

KIM, E.; HEWINGS, G. J. D.; HONG, C. An application of an integrated transport network–multiregional CGE model: a framework for the economic analysis of highway projects. **Economic Systems Research**, v. 16, n. 3, p. 235-258, Feb. 2004.

LIMA, E. T.; FAVERET FILHO, P. de S. C.; PAULA, S. R. L. de. Logística para os agronegócios brasileiros: o que é realmente necessário? **BNDES Setorial**, n. 12, p. 161-174, set. 2000.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. (Ed.). **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

OLIVEIRA NETO, T.; NOGUEIRA, R. J. B. Alguns apontamentos das práticas espaciais ao longo da BR-163 (Santarém-Cuiabá). **Revista Geonorte**, v. 8, n. 28, p. 31-50, 2017.

ROBSON, E.; DIXIT, V. **A review of computable general equilibrium modelling for transport appraisal**. In: CONFERENCE OF AUSTRALIAN INSTITUTES OF TRANSPORT RESEARCH, 2015, Melbourne. **Proceedings...** Melbourne: University of Melbourne, Feb. 2015.

RUTHERFORD, T. F. Applied general equilibrium modeling with MPSGE as a GAMS subsystem: an overview of the modeling framework and syntax. **Computational Economics**, v. 14, n. 1-2, p. 1-46, Oct. 1999.

_____. GTAP6inGAMS: the dataset and static model. In: APPLIED GENERAL EQUILIBRIUM MODELING FOR TRADE POLICY ANALYSIS IN RUSSIA AND THE CIS, 2005, Moscow. **Proceedings...** Moscow: The World Bank, 2005. Disponível em: <<https://bit.ly/3BccdcL>>.

RUTHERFORD, T. F., PALTSEV, S. V. **GTAPinGAMS and GTAP-EG**: global datasets for economic research and illustrative models. Boulder: University of Colorado, Sept. 2000. (Working Paper). Disponível em: <<https://bit.ly/3wZro7Q>>.

SCHNEPF, R. D.; DOHLMAN, E. N.; BOLLING, C. **Agriculture in Brazil and Argentina**: developments and prospects for major field crops. Washington: USDA, Nov. 2001. (Agriculture and Trade Report, n. 01-3).

SHAHRAKI, S. H.; BACHMANN, C. Designing computable general equilibrium models for transportation applications. **Transport Reviews**, v. 38, n. 6, p. 737-764, Jan. 2018.

TARDELLI, B. L. S. **O escoamento de soja para exportação**: uma análise de integração espacial de mercados e dos impactos da redução dos custos de transporte. 2013. 60 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.

TEIXEIRA, E. C.; PEREIRA, M. W. G.; GURGEL, A. C. (Org). **A estrutura do PAEG**. Campo Grande: Life Editora, 2013. 200 p.

TORRES, C. E. da G. Planejamento do transporte rodoviário em Minas Gerais: uma análise de equilíbrio geral computável incorporando o custo dos acidentes

para as rodovias BR-381, BR-262 e BR-116. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 40, p. 183-218, jan.-jun. 2013.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Soybean transportation guide**: Brazil 2015. Washington: USDA, June 2016.

_____. **Soybean transportation guide**: Brazil 2016. Washington: USDA, May 2017.

_____. **Soybean transportation guide**: Brazil 2017. Washington: USDA, Sept. 2018.

_____. **Soybean transportation guide**: Brazil 2019. Washington: USDA, Aug. 2020.

_____. **Oilseeds**: world markets and trade. Washington: USDA, Jan. 2021a.

_____. **World agricultural production**. Washington: USDA, Jan. 2021b. (Circular Series, n. WAP 1-21).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CONAB – COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Acompanhamento da safra brasileira de grãos 2017/2018**. Brasília: Conab, 2018a. v. 5, n. 12. 154 p.

GURGEL, A. C.; PEREIRA, M. W. G.; TEIXEIRA, E. C. **A estrutura do PAEG**. Viçosa: DER/UFV, dez. 2014. (Technical Paper, n. 1).

PORTOS do Brasil movimentam 98,6% das exportações em 2015. **Gov.br**, 13 jan. 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3Bjdq2Q>>. Acesso em: 3 mar. 2017.

SAKAMOTO, H. *et al.* CGE analysis of transportation cost and regional economy: East Asia and Northern Kyushu. **Regional Science Inquiry Journal**, v. 4, n. 1, p. 121-140, June 2012.

SOJA em números. **Embrapa**, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/3Bfd9y0>> Acesso em: 3 mar. 2017.

USDA – UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Soybean transportation guide**: Brazil datasets. Washington: USDA, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/3BgPMUM>>. Acesso em: 13 mar. 2017.

Data da submissão em: 6 jun. 2020.

Primeira decisão editorial em: 22 abr. 2021.

Última versão recebida em: 18 abr. 2022.

Aprovação final em: 22 abr. 2022.

REVISANDO O DESENVOLVIMENTO EM EDUCAÇÃO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: UMA NOVA PROPOSTA DE MENSURAÇÃO¹

Diogo Brito Sobreira²

Gabriel Alves de Sampaio Morais³

Cícero Silveira Braga⁴

Lorena Vieira Costa⁵

O capital humano é considerado um dos principais fatores para o desenvolvimento humano e econômico. Neste sentido, diversos países buscam, por meio de uma série de indicadores, averiguar continuamente a realidade educacional de seus habitantes. No Brasil, o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal-Educação (IDHM-Educação) e o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal-Educação (IFDM-Educação) são dois dos principais indicadores utilizados para este propósito. Este estudo tem como objetivo propor um novo índice capaz de explicar o desenvolvimento humano em educação para os municípios brasileiros, por meio da técnica de análise fatorial e incluindo importantes dimensões educacionais, as quais não são consideradas nos índices supracitados. Os resultados permitiram realizar análises mais acuradas das especificidades da rede de ensino dos municípios. O desenvolvimento humano em educação dos municípios do Brasil, medido pelo índice aqui proposto, apresenta resultados estatisticamente menores em comparação ao IDHM e IFDM e, portanto, conclui-se que esses dois indicadores podem não estar refletindo toda a realidade e complexidade do sistema educacional brasileiro ao desconsiderar importantes indicadores.

Palavras-chave: IDHM; educação; análise fatorial.

REVIEWING EDUCATION DEVELOPMENT IN BRAZIL: A NEW MEASUREMENT PROPOSAL

Human capital is considered one of the main factors for human and economic development. In this sense, several countries seek, through a series of indicators, to continuously investigate the educational reality of their inhabitants. In Brazil, for example, the Municipal Human Development Index-Education (IDHM-Education) and the Municipal Development Firjan Index-Education (IFDM-Educational) are two of the main indicators used for this purpose. The present study aims to propose a new index to explain human development in education for the Brazilian municipalities through the technique of factor analysis, including important educational dimensions that are not considered in the aforementioned indexes. The results allowed to accurately analyze specificities of municipal

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art6>

2. Pós-doutorando na Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail*: <diogobsobreira@gmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/3280720633645199>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-6840-754X>>.

3. Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV). *E-mail*: <gabriel_morais@yahoo.com.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/8039532149537492>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-6436-6314>>.

4. Doutor em economia aplicada pela UFV. *E-mail*: <ciceroaugustosb@gmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/6558494584220482>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-7035-4926>>.

5. Professora do Departamento de Economia Rural da UFV. *E-mail*: <lorena.costa@ufv.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/4459571064066337>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-0293-9842>>.

teaching system. Our index presents results relatively lower results compared to IDHM and IFDM. Therefore, we conclude that these indicators may not properly reflect the reality and complexity of Brazilian educational system, when ignore important indicators.

Keywords: IDHM; education; factor analysis.

REVISIÓN DEL DESARROLLO EN EDUCACIÓN DE LOS MUNICIPIOS BRASILEÑOS: UNA NUEVA PROPUESTA DE MEDICIÓN

El capital humano es considerado como uno de los principales factores para el desarrollo humano y económico. En este sentido, diversos países buscan, por medio de una serie de indicadores, continuamente averiguar el estatus educacional de sus habitantes. En Brasil, el índice de Desarrollo Humano Municipal-Educación (IDHM-Educación) y el índice Firjan de Desarrollo Municipal-Educación (IFDM-Educación) son dos de los principales indicadores utilizados para este propósito. Este estudio tiene como objetivo proponer un nuevo índice capaz de explicar el desarrollo humano en educación para los municipios brasileiros por medio de la técnica de análisis factorial e incluyendo importantes dimensiones educacionales, las cuales no son consideradas en los índices comúnmente utilizados. Los resultados permitieron realizar análisis más precisos de las especificidades de la red educativa municipal. El desarrollo humano en educación de los municipios brasileiros, medido por el índice propuesto, presenta resultados generales relativamente menores en comparación al IDHM y IFDM y, por lo tanto, se concluye que esos dos indicadores pueden no estar reflejando toda la realidad y complejidad del sistema educacional de Brasil al desconsiderar importantes indicadores.

Palabras claves: IDHM; educación; análisis factorial.

JEL: I25; J24; O15; C13.

1 INTRODUÇÃO

Especialmente após as contribuições de Schultz (1973), Becker (1964) e Mincer (1958), a importância da educação é debatida na literatura econômica. A hipótese central, nestes estudos, é a de que o investimento em capital humano seria capaz de propiciar benefícios à produtividade dos indivíduos, sendo associada ao crescimento econômico dos países em modelos de crescimento.⁶ Entendendo que o capital humano é representado pelo nível de educação de uma sociedade, que se relaciona direta ou indiretamente ao crescimento econômico de uma região, bem como por dimensionar seus benefícios para a sua população. A educação, portanto, é vista também como um dinamizador de externalidades positivas para a sociedade, por desenvolver mais consciência ao indivíduo, seja de caráter política, ética, moral seja social, minimizando assim fatores de risco à população e proporcionando mais bem-estar coletivo, como destacam Viana e Lima (2010). Esta relação positiva entre educação e desenvolvimento serviria de embasamento para formular e promover políticas voltadas à melhoria dos indicadores educacionais, principalmente nos países em desenvolvimento (Glewwe, 2002).

6. Por meio do modelo de Solow ou modelos de crescimento endógeno. Para mais informações, ver Lucas Junior (1988), Romer (1990) e Mankiw, Romer e Weil (1992).

Imperativo a essa questão, está a forma com que se avalia e mensura o desempenho educacional. Indicadores educacionais, neste sentido, são utilizados como importante dimensão do desenvolvimento dos países. O Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), por exemplo, desenvolveu, nos anos 1990, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH-Global) como uma medida multidimensional para mensurar o desenvolvimento dos países. Três importantes dimensões são consideradas no IDH: longevidade, educação e renda. Desse modo, o IDH-Global tem estimulado a discussão sobre o que significa o desenvolvimento humano de uma população, fazendo com que os países busquem a mensuração desse indicador para níveis subnacionais, adequando suas particularidades. Neste sentido, em 1998, o Brasil desenvolveu o IDH Municipal (IDHM), composto por três dimensões semelhantes ao IDH-Global desagregado no nível municipal. Outro indicador de desenvolvimento humano em nível municipal no Brasil é o IFDM,⁷ que propõe metodologia semelhante ao IDHM para classificar os mais de 5 mil municípios brasileiros.

Apesar disso, os indicadores existentes podem estar associados a alguns problemas de natureza qualitativa e quantitativa, no que tange aos índices educacionais. Quanto à primeira natureza, o IDHM-Educação, por exemplo, considera duas dimensões na sua composição: escolaridade da população adulta e fluxo escolar da população jovem. A primeira é mensurada pelo percentual da população de 18 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo, desconsiderando a população adulta com outros níveis de escolaridade – a proporção de pessoas de 18 a 20 anos com ensino médio é considerada como fluxo escolar nesse indicador. Assim, um município que possui 50% da população adulta com ensino fundamental e 15% com ensino superior possui o mesmo nível de desenvolvimento humano em educação que outro município com o mesmo percentual para o ensino fundamental e apenas 5% com ensino superior. Ademais, esse índice desconsidera outras dimensões que podem refletir de forma mais adequada o sistema educacional brasileiro (por exemplo, rendimento escolar e qualidade da escolarização). O IFDM-Educação incorpora características municipais de rendimento e qualidade educacional e possui periodicidade anual. Contudo, esse índice considera apenas o ensino fundamental, rejeitando os demais níveis de ensino e a escolaridade da população adulta. Quanto à natureza quantitativa, ambos os índices ponderam de forma arbitrária os dois indicadores,⁸ sem uma justificativa razoável para a escolha do peso dos indicadores utilizados.

7. O IFDM é um estudo do sistema da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan) que acompanha anualmente o desenvolvimento socioeconômico dos municípios brasileiros em três áreas de atuação: *emprego e renda, educação e saúde*. Criado em 2008, ele é realizado exclusivamente com base em estatísticas públicas oficiais, disponibilizadas pelos ministérios do Trabalho, da Educação e da Saúde.

8. Atribui peso 1 para o indicador escolaridade da população adulta e peso 2 ao indicador fluxo escolar.

Diante dessa problemática, este estudo defende a hipótese de que os principais índices utilizados no Brasil para mensurar o desenvolvimento da educação no país não refletem a realidade do sistema educacional brasileiro de forma adequada e, conseqüentemente, o desenvolvimento humano educacional. O objetivo deste trabalho, neste sentido, é construir um novo índice de desenvolvimento da dimensão *educação* para os municípios brasileiros, permitindo compará-lo com os atuais indicadores de desenvolvimento do sistema educacional de modo factível.

Desse modo, esta pesquisa “revisita” os indicadores existentes, ajustando as variáveis utilizadas e propondo a incorporação de novas dimensões educacionais que permitem captar o desenvolvimento educacional nos municípios brasileiros de forma abrangente. No intuito de minimizar o problema de arbitrariedade no peso dos indicadores, utiliza-se a variabilidade dos próprios dados, cujos pesos são obtidos por meio da técnica de análise fatorial, a qual é amplamente utilizada na literatura para mensuração de índices sintéticos. Apesar das inovações propostas, algumas limitações devem ser reconhecidas, como a impossibilidade de calcular o índice em alguns poucos municípios, em função da ausência de informações dos indicadores incorporados. Essa é uma limitação importante, uma vez que o IDHM fornece o desenvolvimento educacional para todos os municípios. Contudo, é importante ressaltar que o índice proposto neste estudo não invalida o uso do IDHM, mas fornece subsídios para identificar o desenvolvimento educacional dos municípios de forma mais precisa ao considerar outros indicadores educacionais em seu cálculo. Além disso, a periodicidade dos dados, no que se refere à escolaridade da população adulta, permanece sendo um fator limitante se o objetivo for acompanhar de forma continuada o progresso dos municípios em termos de desenvolvimento humano educacional.

Para tal, este artigo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. Na seção 2, revisitam-se os cálculos dos índices consolidados, apontando suas limitações. Na seção 3, explicitam-se os procedimentos metodológicos para a realização do novo índice. Na seção 4, discutem-se os resultados encontrados, e, por fim, na seção 5, apresentam-se as considerações finais.

2 CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS SOBRE O IDH-GLOBAL, IDHM E IFDM

O IDH-Global, proposto pelo PNUD desde os anos 1990, considera três dimensões em sua construção: i) *longevidade* – toma como base um indicador sintético, o qual captura as condições que uma sociedade dispõe para levar uma vida longa e saudável; ii) *educação* – oportunidade de ter acesso ao conhecimento; e iii) *renda* – medida capaz de capturar o padrão de vida de uma população. Pioneiro no processo de adequação da metodologia do IDH-Global, o Brasil conta com este índice desagregado em níveis municipal e intramunicipal.

Como pontuado anteriormente, a principal diferença entre o IDH-Global e o IDHM consiste na escolha dos indicadores educacionais utilizados. No primeiro, considera-se a média de anos de escolaridade e a expectativa de anos de escolaridade; no IDHM, mensura-se a escolaridade da população adulta (percentual da população de 18 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo) e o fluxo escolar da população jovem, composto do percentual de estudantes que frequentam a escola de acordo com a faixa etária e série escolar adequada (PNUD, 2013).

Essa adequação, no entanto, possui algumas limitações. Ao considerar apenas o percentual da população de 18 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo como escolaridade da população adulta, negligenciam-se outros estoques educacionais acumulados pela população adulta, como o ensino superior completo. Essa limitação é também reconhecida pelo PNUD, uma vez que o ensino médio está compreendido no ensino básico brasileiro (PNUD, 2013). Em relação ao fluxo escolar de jovens, não se contempla toda a população em idade escolar que frequenta a escola, consideram-se apenas certos momentos da passagem da população jovem pelo sistema educacional. Ademais, as faixas etárias são ampliadas em relação à faixa etária ideal⁹ para medir o fluxo escolar em determinados momentos da escolarização, o que desconsidera o efeito negativo que a distorção idade-série pode ter em relação ao desenvolvimento humano educacional.¹⁰

Além disso, o IDHM-Educação pondera as duas dimensões de forma arbitrária. A dimensão de fluxo escolar, por exemplo, possui peso duplicado no cálculo do índice em relação à educação de adultos. Por fim, o cálculo do IDHM-Educação negligencia as questões de rendimento e de qualidade escolar, como a qualificação do corpo docente, que reflete diretamente as diferenças sobre a qualidade do desenvolvimento humano educacional entre os municípios.

Outro indicador brasileiro de desenvolvimento municipal é o IFDM. Criado em 2008, e como os anteriores, este índice acompanha anualmente indicadores de educação, renda e saúde. Entretanto, ele avança ao considerar mais variáveis nas dimensões, como os níveis de emprego e o óbito infantil. Especificamente em relação à dimensão educacional, o IFDM considera indicadores de rendimento, qualidade da educação, taxa de abandono, distorção idade-série, docentes com ensino superior, entre outras. No entanto, o IFDM desconsidera a importância das diferenças de ensino (baseia-se apenas no ensino fundamental) e da acumulação de capital humano, captado pela escolaridade da população adulta.

9. De acordo com a Lei nº 9.394/1996, que define as diretrizes e bases da educação nacional, as crianças devem ingressar aos 6 anos no 1º ano do ensino fundamental e concluir essa etapa aos 14 anos de idade. Na faixa etária dos 15 aos 17 anos, o jovem deveria estar matriculado no ensino médio.

10. A distorção idade-série possui relação negativa com o desempenho escolar e, portanto, com a qualidade da educação, destacam Soares e Sátiro (2008).

No quadro 1, sintetizam-se as variáveis consideradas em cada um dos índices.

QUADRO 1
Indicadores utilizados na composição dos IDHs

	IDH-Global	IDHM	IFDM
Renda	Renda nacional bruta <i>per capita</i> .	Renda domiciliar <i>per capita</i> .	Taxa de crescimento do emprego formal no ano-base.
			Taxa de crescimento do emprego formal.
			Grau de formalização do mercado de trabalho.
			Taxa de crescimento da renda média no ano-base.
			Taxa de crescimento da renda média no triênio.
			Gini da renda no mercado formal.
			Massa salarial.
Saúde	Expectativa de vida ao nascer em anos.	Expectativa de vida ao nascer em anos.	Percentual de gestantes com sete ou mais consultas de atendimento pré-natal no serviço de saúde do município.
			Proporção de mortes por causas mal definidas.
			Taxa de óbitos infantis por causas evitáveis.
			Percentual de internações sensíveis à atenção básica.
Educação	Expectativa de anos de escolaridade; e média de anos de escolaridade.	Percentual da população de 18 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo; percentual da população de 5 a 6 anos frequentando escola; percentual da população de 11 a 13 anos frequentando anos finais do ensino fundamental regular; percentual da população de 15 a 17 anos com ensino fundamental completo; e percentual da população de 18 a 20 anos com ensino médio completo.	Taxa de distorção idade-série no ensino fundamental.
			Percentual de docentes com curso superior no ensino fundamental.
			Número médio diário de horas aulas.
			Taxa de abandono no ensino fundamental.
			Desempenho médio do ensino fundamental no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb).
			Percentual de crianças de até 5 anos matriculadas em creches e pré-escolas.

Fonte: PNUD (2013).
Elaboração dos autores.

A limitação dos indicadores oficiais é também reconhecida na literatura nacional. Por exemplo, Cunha, Perez e Aidar (2001) propõem um Índice Educacional Sintético que reflete a qualidade e o desenvolvimento do sistema educacional dos municípios brasileiros. Para isso, consideram variáveis de infraestrutura das escolas, frequência escolar, desempenho e qualidade dos docentes. Contudo, o índice sintético, assim como o IFDM, não considera o estoque de capital humano no município. Além disso, Riani e Golgher (2004) dedicaram-se em apresentar diferentes características de bases de dados domiciliares amostrais e populacionais, destacando como distintos indicadores precisam ser considerados

para uma avaliação mais completa do cenário educacional brasileiro. Dessa forma, confirma-se a importância da análise do desenvolvimento humano que considere não só diferentes dimensões, mas também distintas particularidades que os municípios brasileiros possuem.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1 IDHM-Educação: uma nova proposta

Diante das limitações expostas anteriormente em relação aos índices-padrão, este estudo propõe algumas inovações para mensurar os níveis de desenvolvimento humano municipais em educação no Brasil. A contribuição metodológica desta pesquisa se dá pelo ajuste das variáveis utilizadas, além de incorporar ao IDHM-Educação as dimensões de rendimento e qualidade da formação docente e de adotar uma abordagem metodológica de mensuração baseada na técnica de análise fatorial dos dados. Esta seção está dividida em três subseções: em um primeiro momento, apresentam-se as modificações em relação aos índices antes citados; posteriormente, expõe-se o método de cálculo do novo índice; e, por fim, evidenciam-se a descrição das variáveis e a fonte dos dados.

A primeira modificação proposta é em relação à escolaridade da população adulta. Aqui, consideram-se os indivíduos com 25 anos ou mais, dado que, até os 25 anos de idade, uma parcela da população ainda não completou sua escolarização (nomeadamente, o ensino superior). Além disso, o índice proposto considera quatro níveis educacionais da população adulta, a saber: i) baixa instrução (sem fundamental completo); ii) ensino fundamental completo; iii) ensino médio completo; e iv) ensino superior completo. Para superar as limitações associadas às variáveis de fluxo escolar presentes no IDHM-Educação e IFDM, propõe-se realizar ajustes nas faixas etárias das pessoas que estão frequentando a escola, além de considerar outras etapas do ensino, de modo a seguir a proposição da Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB). Neste sentido, consegue-se captar todos os momentos da passagem da população jovem pelo sistema educacional, incluindo o ensino superior. Este ajuste também permite que a distorção idade-série seja analisada separadamente do conjunto de informações.

Ademais, os ajustes mencionados, nos indicadores que compõem o IDHM-Educação, propõem a inclusão de novas variáveis que representem o desempenho dos discentes, do sistema educacional e da qualidade do ensino, as quais não são consideradas pelo atual IDHM. Para tal, foi incorporada a taxa de aprovação discente, que capta a capacidade de os alunos prosseguirem nos módulos para níveis mais avançados do sistema de ensino. Adicionalmente, foram incluídas variáveis com o intuito de captar a evasão escolar, como a taxa de abandono e a distorção

idade-série.¹¹ Estes indicadores, os quais estão associados ao menor desempenho educacional dos municípios, tendem a se agravar em séries mais avançadas em relação ao ensino fundamental. Municípios com mais taxas de distorção idade-série inclinam-se a ser caracterizados por mais taxas de reprovação e repetência. Ambas as dimensões consideram os ensinos fundamental e médio.

Além das variáveis de desempenho, apresenta-se a incorporação de uma medida capaz de refletir a qualidade da educação por meio do ensino. A qualidade dos professores é notadamente considerada um importante insumo na produção educacional e alvo de diversas pesquisas em economia da educação (Zhang *et al.*, 2018). Desse modo, inclui-se uma variável que mede o percentual de docentes com ensino superior no município.

Na subseção 3.3, descrevem-se todas as variáveis consideradas na construção de um novo índice capaz de representar, de forma mais realista, o desenvolvimento humano dos municípios brasileiros em termos de educação (quadro 2). Por fim, propõe-se uma alteração metodológica de cálculo dos pesos de cada uma das variáveis baseadas no seu grau de importância para o índice de educação. Utiliza-se, para tal, o método de análise fatorial, explicitado a seguir.

3.2 Análise fatorial

Neste trabalho, avante-se a realização de uma análise fatorial, que tem como princípio básico a redução do número original de variáveis por meio da extração de fatores independentes, de modo que expliquem, de forma simples e reduzida, as variáveis originais. A análise fatorial é geralmente realizada por meio do método de componentes principais, fazendo com que o primeiro fator contenha o maior percentual de explicação da variância total das variáveis da amostra, o segundo fator contenha o segundo maior percentual, e assim sucessivamente. Esta metodologia é amplamente utilizada na literatura nacional e internacional para tratar do tema (Melo, 2007; Alves *et al.*, 2015; Morais, Sobreira e Lima, 2018).

Hoffman (1992) indica que a análise fatorial pelo método dos componentes principais é um instrumental indicado, pois possibilita inferir um número pequeno de fatores que passarão a ser utilizados como indicadores que mais influenciam no desenvolvimento de uma região ou localidade específica, permitindo, inclusive, análises temporais.¹² Haddad *et al.* (1989) denotam, por exemplo, que, para juntar

11. A taxa distorção idade-série representa o valor da defasagem entre a idade do aluno e a idade recomendada para a série que ele está cursando.

12. As análises temporais pela perspectiva da análise fatorial são realizadas a partir do empilhamento dos dados de múltiplos períodos, semelhante a um painel de dados. Contudo, à medida que se acrescentam novos dados, os fatores resultantes podem ser diferentes em relação a uma estratégia de um único período, dificultando análises continuadas. Essa limitação em relação ao IDHM não invalida a proposta apresentada neste estudo, uma vez que os avanços oferecidos por essa nova abordagem podem ser relevantes em pesquisas educacionais com foco na variabilidade espacial, além de permitir observar fatores não captados pelo IDHM.

regiões ou locais de acordo com a similaridade de seus perfis e agrupar variáveis para delinear padrões de variações nas características, a análise fatorial é um método de análise adequado por permitir extrair um número reduzido de fatores, os quais são combinações lineares das variáveis originais, perdendo o mínimo de informações.

Alguns princípios dão suporte na composição desses fatores: i) as variáveis mais correlacionadas combinam-se em um mesmo fator; ii) as variáveis que compõem um fator são praticamente independentes das que compõem outros fatores; iii) a derivação dos fatores processa-se visando maximizar a porcentagem de variância total relativa a cada fator consecutivo; e iv) os fatores não são correlacionados entre si. Procura-se assim determinar os coeficientes que relacionam as variáveis observadas com os fatores comuns. Esses coeficientes, denominados de cargas fatoriais, desempenham a mesma função dos coeficientes de correlação (Zambrano e Lima, 2004).

Segundo Lemos (2001), em geral, a estrutura inicial das estimativas das cargas fatoriais não é definitiva. Para confirmar ou rejeitar a estrutura, o método propõe a possibilidade de se fazer sua rotação, permitindo que sejam mais facilmente interpretados. O método mais utilizado, adotado neste estudo para a rotação dos fatores, é o Varimax, por permitir soluções mais práticas, como indicado por Mingoti (2007). O modelo de análise fatorial pode ser expresso pela equação (1):

$$X_i = a_{i1}F_1 + a_{i2}F_2 + \dots + a_{im}F_m + e_i, \quad (1)$$

em que X_i representa o i -ésimo escore da variável padronizada, com média 0 e variância unitária ($i = 1, 2, \dots, m$); F_j indica os fatores comuns não correlacionados, com média 0 e variância unitária; a_{ij} representa as cargas fatoriais; e e_i , o termo de erro que capta a variação específica de X_i não explicada pela combinação linear das cargas fatoriais com os fatores comuns e as imprecisões de medição de variáveis em função de erros de observação, mensuração e especificação do modelo. O critério utilizado para definir o número de fatores foi considerar apenas aqueles que possuem raiz característica ou autovalor maior que 1 (Johnson e Wichern, 1992).

Realizados o cálculo das cargas fatoriais e a identificação dos fatores comuns, estima-se o escore fatorial por meio do método semelhante ao de regressão. De acordo com Ferreira Júnior, Baptista e Lima (2004), o escore para cada observação (município) é, portanto, resultado da multiplicação do valor padronizado das variáveis pelo coeficiente do escore fatorial correspondente, sendo a expressão geral para estimação do j -ésimo fator, F_j , dada pela equação (2):

$$F_j = W_{j1}X_1 + W_{j2}X_2 + W_{j3}X_3 + \dots + W_{jp}X_p, \quad (2)$$

em que os W_{ji} são os coeficientes dos escores fatoriais, e p é o número de variáveis.

Para testar a adequabilidade do modelo de análise fatorial, utilizam-se a estatística de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett. O primeiro é um indicador que compara a magnitude do coeficiente de correlação observado com a magnitude do coeficiente de correlação parcial. A medida de adequação da amostra KMO é expressa da seguinte forma:

$$KMO = \frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p r_{ij}^2}{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p r_{ij}^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p a_{ij}^2}, \quad (3)$$

em que r_{ij}^2 é a correlação amostral entre as variáveis X_i e X_j , e a_{ij}^2 é a correlação parcial entre X_i e X_j . Assim, a medida KMO é a razão da soma dos quadrados das correlações de todas as variáveis, dividida por essa mesma soma mais o acréscimo da soma ao quadrado das correlações parciais de todas as variáveis, quando todas as outras variáveis são consideradas constantes. Quando as correlações parciais são próximas de 0, o coeficiente de KMO está próximo de 1, o que indica a adequabilidade de ajuste do modelo de análise fatorial. Um coeficiente abaixo de 0,5 exige medidas de correção nos dados amostrais pela exclusão ou inclusão de novas variáveis.

Ademais, o teste de esfericidade de Bartlett serve para testar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. Se esta hipótese for rejeitada, os dados são adequados e a análise fatorial pode ser realizada (Mingoti, 2007). Adicionalmente, realiza-se outro teste de adequabilidade dos dados, a medida amostral de adequabilidade (MSA). Esse é utilizado para cada variável, e sua interpretação pode ser feita de forma análoga à do KMO: valores baixos de MSA indicam que a variável não se apresenta adequadamente na análise fatorial e pode ser excluída.

Após a obtenção, a identificação dos fatores, as raízes características e a estimação dos escores fatoriais, é possível construir um índice para hierarquizar as observações (municípios) quanto ao desenvolvimento humano municipal em educação por meio da equação (4):

$$IDHM \text{ Revisitado }_i = \sum_{j=1}^p \frac{w_j}{\sum w_j} F_{i,j}^*, \quad (4)$$

em que $IDHM \text{ Revisitado }_i$ é o novo IDHM-Educação proposto neste estudo para o município i ; w_j é a j -ésima raiz característica; p é o número de fatores extraídos; $F_{i,j}^*$ é o j -ésimo escore fatorial do município i ; e $\sum w_j$ é o somatório das raízes características. Desse modo, o índice proposto neste estudo para o município i é dado pela soma dos escores fatoriais, em que cada escore é ponderado pela proporção da variância explicada pelo fator j , $\frac{w_j}{\sum w_j}$. Salienta-se que os escores fatoriais de cada fator possuem distribuição normal, com média 0 e variância unitária e assim po-

dem ser utilizadas para indicar a posição relativa de cada observação relativamente ao conceito expresso pelo fator. No entanto, seguindo Lemos (2001) e Cunha *et al.* (2008), os valores dos escores fatoriais, antes da utilização deles no cálculo do índice, foram transformados de modo que os valores dos escores fatoriais brutos, $F_{i,j}$, se tornassem superiores ou iguais a 0. Esta transformação, realizada para os fatores que apresentam autovalor maior que a unidade, colocando os valores dos escores fatoriais no primeiro quadrante, foi obtida por meio da equação (5):

$$F_{i,j}^* = \frac{F_{i,j} - F_j^{\min}}{F_j^{\max} - F_j^{\min}}, \quad (5)$$

em que $F_{i,j}$ é o valor do escore fatorial do fator j e município i ; F_j^{\min} é o menor valor do escore fatorial do fator j ; e F_j^{\max} é o valor máximo entre os escores fatoriais no fator j .

Com o novo IDHM-Educação disponível, torna-se possível ordenar e classificar os municípios brasileiros segundo o nível de desenvolvimento humano em educação. Neste estudo, o IDHM-Educação Revisitado é comparado com o IDHM-Educação e o IFDM-Educação, tomando como base os critérios de classificação desses índices. No caso do IDHM-Educação, cinco categorias são propostas: i) muito baixo (0-0,49); ii) baixo (0,5-0,59); iii) médio (0,6-0,69); iv) alto (0,7-0,79); ou v) muito alto (0,8-1). O IFDM-Educação considera quatro categorias, a saber: i) baixo (0-0,4); ii) regular (0,401-0,6); iii) moderado (0,601-0,8); e iv) alto (0,801-1).

3.3 Fonte dos dados e descrição das variáveis

Esta subseção destina-se à descrição das variáveis utilizadas na construção de um novo índice capaz de refletir o grau de desenvolvimento humano educacional nos municípios brasileiros. Os dados para a realização desta pesquisa foram extraídos de duas bases principais: Censo Demográfico 2010, cedido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e o Censo Escolar de 2010, disponibilizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Além disso, foram coletados, para critério de comparação, o IDHM – disponível no *Atlas do Desenvolvimento* (PNUD, 2013) – e o IFDM. Os indicadores utilizados para a construção do novo IDH da Educação (IDHM-Educação Revisitado), mencionados e comentados na subseção 3.2, estão sintetizados no quadro 2.

QUADRO 2
Descrição e fontes dos indicadores utilizados na construção do índice

Indicadores (%)	Descrição (%)	Fonte
Adultos sem instrução ou ensino fundamental incompleto	Razão entre o número de pessoas com 25 anos ou mais sem instrução ou ensino fundamental incompleto e a população de pessoas com 25 anos ou mais no município <i>i</i> .	IBGE
Adultos com ensino fundamental completo ou ensino médio incompleto	Razão entre o número de pessoas com 25 anos ou mais com ensino fundamental completo ou ensino médio incompleto e a população de pessoas com 25 anos ou mais no município <i>i</i> .	IBGE
Adultos com ensino médio completo ou ensino superior incompleto	Razão entre o número de pessoas com 25 anos ou mais com ensino médio completo ou ensino superior incompleto e a população de pessoas com 25 anos ou mais no município <i>i</i> .	IBGE
Adultos com ensino superior completo	Razão entre o número de pessoas com 25 anos ou mais com ensino superior completo e a população de pessoas com 25 anos ou mais no município <i>i</i> .	IBGE
Aprovação no ensino fundamental	Razão entre o número de alunos aprovados e a soma do número de alunos aprovados, reprovados e que deixaram de frequentar a escola – ensino fundamental.	Inep
Aprovação no ensino médio	Razão entre o número de alunos aprovados e a soma do número de alunos aprovados, reprovados e que deixaram de frequentar a escola – ensino médio.	Inep
Abandono no ensino fundamental	Razão entre o número de alunos que deixaram de frequentar a escola e a soma do número de alunos aprovados, reprovados e que deixaram de frequentar a escola – ensino fundamental.	Inep
Abandono no ensino médio	Razão entre o número de alunos que deixaram de frequentar a escola e a soma do número de alunos aprovados, reprovados e que deixaram de frequentar a escola – ensino médio.	Inep
Frequência na educação infantil	Razão entre o número de pessoas de 0 a 5 anos frequentando creches e pré-escola e o tamanho da população de 0 a 5 anos no município <i>i</i> .	IBGE
Frequência no ensino fundamental	Razão entre o número de pessoas de 6 a 14 anos frequentando o ensino fundamental e o tamanho da população de 6 a 14 anos no município <i>i</i> .	IBGE
Frequência no ensino médio	Razão entre o número de pessoas de 15 a 17 anos frequentando ensino médio e o tamanho da população de 15 a 17 anos no município <i>i</i> .	IBGE
Frequência no ensino superior	Razão entre o número de pessoas com 18 anos ou mais frequentando a educação superior e o tamanho da população com 18 anos ou mais no município <i>i</i> .	IBGE
Distorção idade-série no ensino fundamental	Razão entre o número de matrículas na idade acima da recomendada para o grupo de séries do ensino fundamental e o número total de matrículas do grupo de séries do ensino fundamental no município <i>i</i> .	Inep
Distorção idade-série no ensino médio	Razão entre o número de matrículas na idade acima da recomendada para o grupo de séries do ensino médio e o número total de matrículas do grupo de séries do ensino médio no município <i>i</i> .	Inep
Docentes com ensino superior na educação infantil	Razão entre o número de docentes com formação superior atuando na educação infantil e o número de docentes da educação infantil do município <i>i</i> .	Inep
Docentes com ensino superior no ensino fundamental	Razão entre o número de docentes com formação superior atuando no ensino fundamental e o número de docentes do ensino fundamental do município <i>i</i> .	Inep
Docentes com ensino superior no ensino médio	Razão entre o número de docentes com formação superior atuando no ensino médio e o número de docentes no ensino médio do município <i>i</i> .	Inep

Fontes: IBGE (2010) e Inep (2010).
 Elaboração dos autores.

Considerando que o índice aqui proposto inclui variáveis que contemplam todos os níveis educacionais, é esperado que alguns municípios não contenham informações, uma vez que não ofertam o ensino médio, por exemplo. Os municípios com informações faltantes estão sumarizados na tabela A.1 do apêndice A. Esta pode ser considerada uma limitação à nossa proposta, dado que impossibilita acompanhar o desenvolvimento educacional desses municípios. Na seção 4, uma análise de sensibilidade à ausência desses municípios é realizada para verificar a influência que esses municípios exercem sobre as estatísticas relevantes dos índices educacionais deste estudo.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção se dedica a apresentar os principais resultados encontrados na pesquisa. Para isso, ela se divide em duas subseções que revelam, respectivamente, as estatísticas descritivas e os resultados da construção do novo índice, também referido como IDHM Revisitado.

4.1 Estatísticas descritivas

Na tabela 1, reportam-se as principais estatísticas descritivas das variáveis que compõem o índice. As estimativas para a média, o desvio-padrão e o coeficiente de variação revelam que os municípios brasileiros, em 2010, se caracterizavam por uma parcela expressiva de adultos com 25 anos ou mais sem escolarização e baixa taxa de cobertura no acesso à educação em idade adequada, principalmente no que se refere ao ensino superior, à educação infantil e ao ensino médio, respectivamente. Observam-se elevadas taxas de distorção idade-série, em média, aproximadamente 36% e 26% dos estudantes dos ensinos médio e fundamental estão com idade acima da recomendada para esses níveis de ensino, respectivamente. Ademais, menos de 75% dos professores com ensino superior lecionam no ensino fundamental.

As medidas de coeficiente de variação revelam ainda que os municípios brasileiros apresentam uma expressiva heterogeneidade em relação aos indicadores educacionais, especialmente em relação às taxas de abandono dos ensinos fundamental e médio. As disparidades educacionais nos municípios brasileiros também são verificadas por meio dos valores mínimos e máximos apresentados. Em alguns deles, a educação básica possui 100% dos professores com ensino superior, contudo também é possível verificar que, em outros municípios, a taxa é nula, como apresentado na tabela 1.

TABELA 1
Estatísticas descritivas dos indicadores utilizados na composição do novo IDHM-Educação – Brasil (2010)

Indicadores	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Mínimo	Máximo
Aprovação no ensino fundamental (%)	86,55	7,47	8,63	51,50	100,00
Aprovação no ensino médio (%)	80,30	9,26	11,54	25,00	100,00
Abandono no ensino fundamental (%)	3,29	3,05	92,73	0,00	34,10
Abandono no ensino médio (%)	10,54	6,88	65,29	0,00	55,80
Docentes com ensino superior na educação infantil (%)	51,61	28,28	54,79	0,00	100,00
Docentes com ensino superior no ensino fundamental (%)	73,18	22,02	30,08	0,00	100,00
Docentes com ensino superior no ensino médio (%)	89,21	15,27	17,12	0,00	100,00
Distorção idade-série no ensino fundamental	25,57	12,00	46,92	1,30	66,10
Distorção idade-série no ensino médio	35,89	16,48	45,93	2,60	83,30
Frequência na educação infantil (%)	37,57	11,27	29,99	4,60	77,56
Frequência no ensino fundamental (%)	81,73	7,10	8,69	39,52	99,13
Frequência no ensino médio (%)	44,85	13,13	29,29	5,01	93,10
Frequência no ensino superior (%)	3,13	1,54	49,24	0,00	12,58
Adultos sem instrução ou fundamental incompleto (%)	66,22	11,08	16,73	21,96	90,58
Adultos com fundamental completo ou médio incompleto (%)	12,00	3,56	29,68	2,33	33,99
Adultos com médio completo ou superior incompleto (%)	16,16	6,02	37,23	2,03	47,46
Adultos com superior completo (%)	5,50	3,26	59,23	0,28	33,68
Número de observações	5.547				

Fonte: Resultados da pesquisa.

Complementarmente, uma análise preliminar da adequação dos dados utilizados na técnica de análise fatorial foi realizada por meio da matriz de correlações das variáveis.¹³ Caso as correlações entre as variáveis sejam baixas, tem-se um indício de que a técnica de análise fatorial não seja apropriada. No entanto, esse não foi o caso nas correlações encontradas, que foram estatisticamente significativas. Além disso, seguindo a recomendação de Hair Junior *et al.* (2006), uma inspeção visual da matriz de correlações revela um número substancial de valores superiores a 0,30, sugerindo uma adequabilidade aceitável à análise fatorial. O ajustamento dos dados originais à análise fatorial foi realizado por meio do teste de esfericidade de Bartlett e dos índices MSA e KMO. Os resultados estão na tabela A.2 do apêndice A.

Com base nas medidas amostrais de adequabilidade das variáveis ao modelo, apenas a variável *proporção de pessoas de 15 a 17 anos de idade que frequentavam o ensino fundamental* apresentou baixo valor (0,374). Esse valor sugere que a va-

13. Por limitações de espaço, a tabela que inclui as correlações foi omitida e pode ser disponibilizada mediante solicitação aos autores.

riável pode ser excluída do modelo, enquanto os demais valores indicam que as variáveis são adequadas à análise fatorial. O valor de 0,75 do KMO sugere que os dados originais são adequados à análise fatorial. Já o teste de esfericidade de Bartlett indica que a matriz de correlações não é uma matriz identidade no nível de 1% de significância, de modo que se pode afirmar que o conjunto de dados utilizados se mostrou adequado à técnica empregada. A análise aplicada para as dezessete variáveis ainda apresentou quatro fatores com raiz característica maior que a unidade. Após a rotação com o método Varimax, conclui-se que os fatores selecionados explicam 72,53% da variabilidade total das variáveis selecionadas (tabela A.3 do apêndice A).

As cargas fatoriais e as comunalidades para os fatores considerados estão dispostos na tabela 2. Todos os fatores apresentaram cargas fatoriais maiores que 0,50 em módulo, destacadas em *itálico*, buscando evidenciar os indicadores mais fortemente associados a um determinado fator. O valor da comunalidade para todas as variáveis também se situa acima de 0,50, significando que mais da metade da variância da variável é explicada por fatores comuns.

TABELA 2
Cargas fatoriais após a rotação e comunalidades – Brasil (2010)

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Comunalidades
Frequência no ensino superior (%)	<i>0,744</i>	0,119	0,150	0,122	0,604
Adultos sem instrução ou ensino fundamental incompleto (%)	<i>-0,946</i>	-0,142	-0,198	0,018	0,954
Adultos com ensino fundamental completo ou ensino médio incompleto (%)	<i>0,715</i>	0,115	0,300	-0,129	0,631
Adultos com ensino médio completo ou ensino superior incompleto (%)	<i>0,887</i>	0,099	0,043	0,032	0,800
Adultos com ensino superior completo (%)	<i>0,783</i>	0,179	0,270	0,030	0,719
Aprovação no ensino fundamental (%)	0,250	<i>0,737</i>	0,329	-0,072	0,719
Aprovação no ensino médio (%)	-0,148	<i>0,847</i>	-0,073	0,049	0,747
Abandono no ensino fundamental (%)	-0,307	<i>-0,608</i>	-0,444	-0,013	0,661
Abandono no ensino médio (%)	-0,096	<i>-0,830</i>	-0,113	0,021	0,710
Distorção I-S no ensino fundamental	-0,419	<i>-0,649</i>	-0,472	-0,029	0,821
Distorção I-S no ensino médio	-0,326	<i>-0,712</i>	-0,409	-0,021	0,780
Frequência no ensino médio (%)	0,410	<i>0,614</i>	0,391	0,163	0,725
Docentes com ensino superior e na educação infantil (%)	0,139	0,274	<i>0,748</i>	0,027	0,655
Docentes com ensino superior e no ensino fundamental (%)	0,271	0,283	<i>0,828</i>	0,093	0,847
Docentes com ensino superior e no ensino médio (%)	0,172	0,079	<i>0,742</i>	0,051	0,589
Frequência na educação infantil (%)	0,447	0,149	-0,241	<i>0,515</i>	0,546
Frequência no ensino fundamental (%)	-0,051	-0,013	0,142	<i>0,893</i>	0,821

Fonte: Resultado da pesquisa.

O fator 1 representa 25,42% da variância total das variáveis, as quais estão positivamente correlacionadas com este fator, exceto para a variável que representa a proporção da população adulta sem instrução ou ensino fundamental incompleto (indicando que, quanto maior for esta população, mais deficitário será este fator e, conseqüentemente, o indicador). Observando as variáveis que se correlacionam com este fator, confirma-se que o desenvolvimento do sistema educacional dos municípios brasileiros possui, como principal fator determinante, o indicador de nível educacional e frequência ao ensino superior. Por sua vez, 22,92% da variabilidade total dos dados são explicados pelo fator 2, denominado indicador de desempenho escolar e frequência no ensino médio. Como esperado, os sinais negativos das cargas fatoriais das taxas de abandono e da distorção idade-série nos níveis educacionais fundamental e médio se correlacionam negativamente, indicando que aumentos nas taxas de evasão escolar e na defasagem do aluno, em relação à idade do aluno e à série que este deveria estar cursando, depreciam o indicador.

O fator 3, indicador de qualificação docente, representa 17,45% da variância total das variáveis, o que mostra a importância da qualificação docente no processo de educação da população brasileira, visto que considera as proporções de docentes com ensino superior nos níveis educacionais, exceto na educação superior. Por fim, o fator 4 explica 6,73% da variabilidade total dos dados e representa o indicador de frequência do ensino básico.

4.2 IDHM Revisitado

Inicialmente, na tabela 3, estão expressas as estatísticas descritivas dos três indicadores mencionados, considerando todos os municípios. Essas estatísticas são apresentadas ainda para a amostra total de municípios (painel A), que dispõe de informações para os índices analisados e para a amostra pareada (painel B), da qual foram excluídos os dezoito municípios da amostra do IFDM e IDHM em que não foi possível estimar o IDHM Revisitado, além de outros dois municípios com informações ausentes para o IFDM.¹⁴ Nesse ponto, a exclusão desses municípios parece não influenciar de forma significativa as estatísticas apresentadas, indicando que a ausência deles não é determinante para minimizar a importância dos resultados encontrados do índice proposto neste estudo. Apesar disso, poderia se questionar se a exclusão desses municípios não influenciaria as estatísticas em níveis menos agregados, como estados e microrregiões.

Nesse sentido, foram realizados diversos testes de médias para verificar se a ausência desses municípios com dados faltantes nos seus respectivos estados ou microrregiões modificariam a média de forma significativa. A tabela A.4 do apêndice A mostra esses testes. No painel A dessa tabela, são realizadas comparações entre as médias do IDHM Revisitado e o IDHM, considerando todas as informações

14. Nazária (PI) e Brasília (DF).

disponíveis. No painel B, o mesmo teste é realizado, excluindo do IDHM os municípios com valores faltantes no índice revisitado. Por fim, no painel C, testes de médias foram realizados para o IDHM com todos os municípios e o IDHM sem os municípios com dados faltantes para o IDHM Revisitado. Os testes do painel C, portanto, mostram as respostas de interesse nessa análise de sensibilidade. Os testes dos painéis A e B apenas reforçam a hipótese de que o índice proposto fornece valores estatisticamente menores que o IDHM.

Todas as estimativas foram realizadas para os estados e as microrregiões dos municípios com dados faltantes em relação ao IDHM, uma vez que as estatísticas desse indicador se aproximam mais do índice proposto neste estudo, como mostra a tabela 3. Os resultados do painel C, na tabela A.4, indicam que a exclusão dos municípios não promove diferenças significativas sobre a média do IDHM, independentemente do estado ou da microrregião a qual esses municípios pertencem. Além disso, os resultados dos painéis A e B da tabela A.4 mostram que, na maioria dos casos, as diferenças de médias entre o índice revisitado e o IDHM permanecem semelhantes. Isto é, em áreas onde a diferença não era significativa, a exclusão dos municípios não alterou essa significância e, nos casos em que a diferença já era significativa, a exclusão manteve a diferença significativa. Contudo, a ausência destes municípios é relevante, uma vez que impossibilita acompanhar o nível de desenvolvimento da educação nesses municípios.

TABELA 3
Estatísticas descritivas dos índices de desenvolvimento humano dos municípios em educação – Brasil (2010)

Estatísticas	Amostra total (A)			Amostra pareada (B)		
	Revisitado	IFDM	IDHM	Revisitado	IFDM	IDHM
Média	0,538	0,741 ¹	0,559 ²	0,538	0,742 ³	0,559 ⁴
Desvio-padrão	0,071	0,112	0,093	0,071	0,112	0,093
Coeficiente de variação (%)	13,2	15,2	16,7	13,2	15,1	16,7
Mínimo	0,323	0,375	0,207	0,323	0,375	0,207
Máximo	0,762	1,000	0,825	0,762	1,000	0,825
Número de observações	5.547	5.563	5.565	5.545	5.545	5.545

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: ¹ *T-statistic* igual a -113.92.

² *T-statistic* igual a -13.53.

³ *T-statistic* igual a -241.52.

⁴ *T-statistic* igual a -46.69.

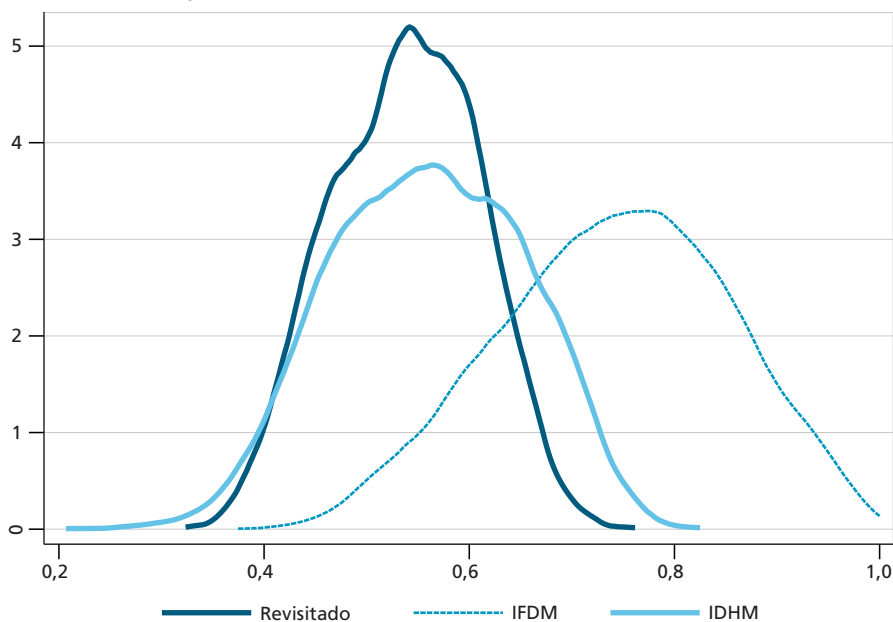
De modo geral, o índice aqui proposto expressou uma média inferior aos índices-padrão, ao IFDM e IDHM, como era esperado. Testes de hipóteses apontam para diferenças estatisticamente significantes entre as médias dos índices da tabela 3. Além disso, a medida de coeficiente de variação indica menor heterogeneidade

entre os municípios. Essa maior homogeneidade pode estar associada à utilização de um número maior de indicadores educacionais, o que tornaria os municípios mais semelhantes em relação aos indicadores desconsiderados no IDHM e no IFDM.

As diferenças apontadas entre os índices são ainda mais evidentes ao plotar suas respectivas funções de densidade. Essa diferença é mais nítida em relação ao Índice Firjan. Por sua vez, a diferença entre o Índice Revisitado e o IDHM ocorre essencialmente em relação à dispersão dos municípios. Contudo, essa maior concentração dos municípios em torno da média, como ocorre no Índice Revisitado, é suficiente para salientar a diferença entre os dois índices. Além das médias se mostrarem estatisticamente diferentes, municípios antes classificados com mais desempenho passaram a ser identificados com desempenho médio ou baixo. O resultado sugere que o índice proposto nesta pesquisa para avaliar o desenvolvimento em educação, ao considerar indicadores educacionais mais abrangentes dos municípios, expõe uma realidade menos favorável para os municípios quando comparada aos índices convencionais. O resultado é ilustrado no gráfico 1.

GRÁFICO 1

Análise da dispersão dos índices IDHM-Educação Revisitado, IDHM-Educação e IFDM-Educação



Fonte: Resultado da pesquisa.

Adicionalmente, na tabela 4, apresentam-se as frequências absolutas e relativas dos municípios brasileiros, segundo as classes e a classificação do IDHM-Educação e IFDM-Educação, respectivamente.

TABELA 4
Frequências absoluta e relativa dos municípios, segundo as classes do IDHM-Educação, IFDM-Educação e IDHM-Educação Revisitado (2010)
4A – IDHM-Educação e IDHM-Educação Revisitado

Classes	Classificação	Frequência absoluta de municípios IDHM-Educação	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta de municípios IDHM-Educação Revisitado	Frequência relativa (%)
0,000-0,499	Muito baixo	1.578	28,36	1.713	30,88
0,500-0,599	Baixo	2.011	36,14	2.683	48,37
0,600-0,699	Médio	1.622	29,15	1.117	20,14
0,700-0,799	Alto	349	6,27	34	0,61
0,800-1,000	Muito alto	5	0,09	0	0

4B – IFDM-Educação e IDHM-Educação Revisitado

Classes	Classificação	Frequência absoluta de municípios IFDM-Educação	Frequência relativa (%)	Frequência absoluta de municípios IDHM-Educação Revisitado	Frequência relativa (%)
0,000-0,400	Baixo	1	0,02	134	2,42
0,401-0,600	Regular	657	11,81	4.262	76,83
0,601-0,800	Moderado	3.109	55,89	1.151	20,75
0,801-1,000	Alto	1.796	32,28	0	0

Fonte: Resultados da pesquisa.

Analisando inicialmente a tabela 4A, percebe-se que há uma piora geral na classificação dos municípios, observada pela maior concentração de municípios nas categorias inferiores. No IDHM-Educação, cinco municípios ou 0,09% foram classificados com grau de desenvolvimento educacional muito alto; e, no IDHM-Educação Revisitado, não figurou nenhum dos municípios analisados. Ainda 6,27% dos municípios são classificados com alto grau de desenvolvimento escolar no IDHM-Educação, enquanto, no novo indicador, representam menos de 1%. Comum entre os indicadores é o fato de que ambos apresentam as maiores proporções de municípios que se situam com baixo grau de desenvolvimento. Os dados refletem a deficiência do sistema educacional no Brasil e sugerem a necessidade de transformações no âmbito da geração de conhecimento para toda a população.

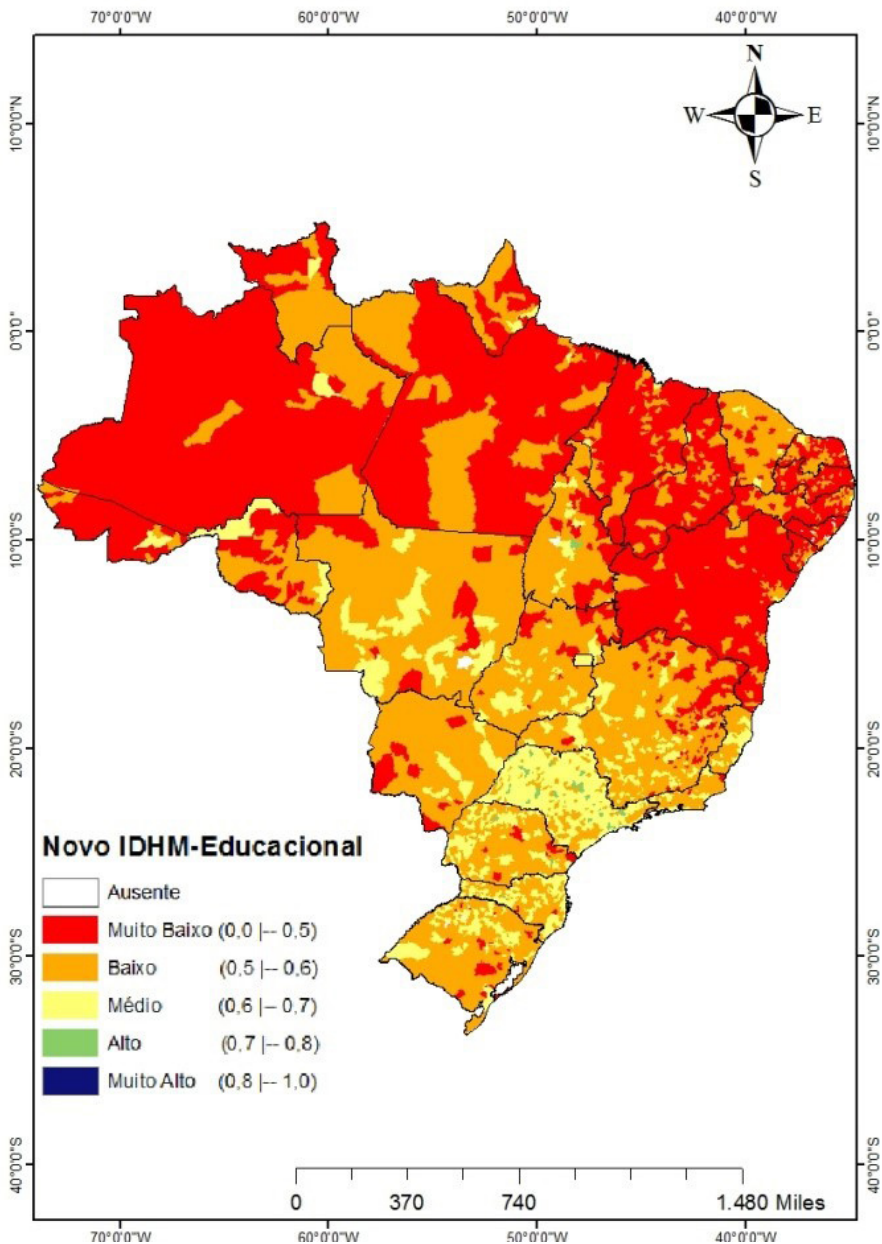
Na tabela 4B, apresenta-se a comparação do índice construído com o IFDM. Nota-se que a discrepância do desenvolvimento educacional é ainda maior. No IFDM-Educação, apenas um município era classificado com baixo grau de desenvolvimento; no IDHM Revisitado, este número chega a 134 municípios, representando 2,42% do total. O impacto maior se observa na classificação denominada de *regular*, em que, no cálculo original, é composta por 11,8% dos municípios; com a aplicação da nova metodologia, aproximadamente 77% dos municípios se enquadram nesta classificação. Além disso, dos 1.796 municípios antes classificados como alto grau de desenvolvimento, nenhum se manteve nesta posição.

De modo a ilustrar o desempenho dos municípios, os mapas 1 e 2 representam, comparativamente, os índices IDHM e IFDM ao construído neste trabalho.

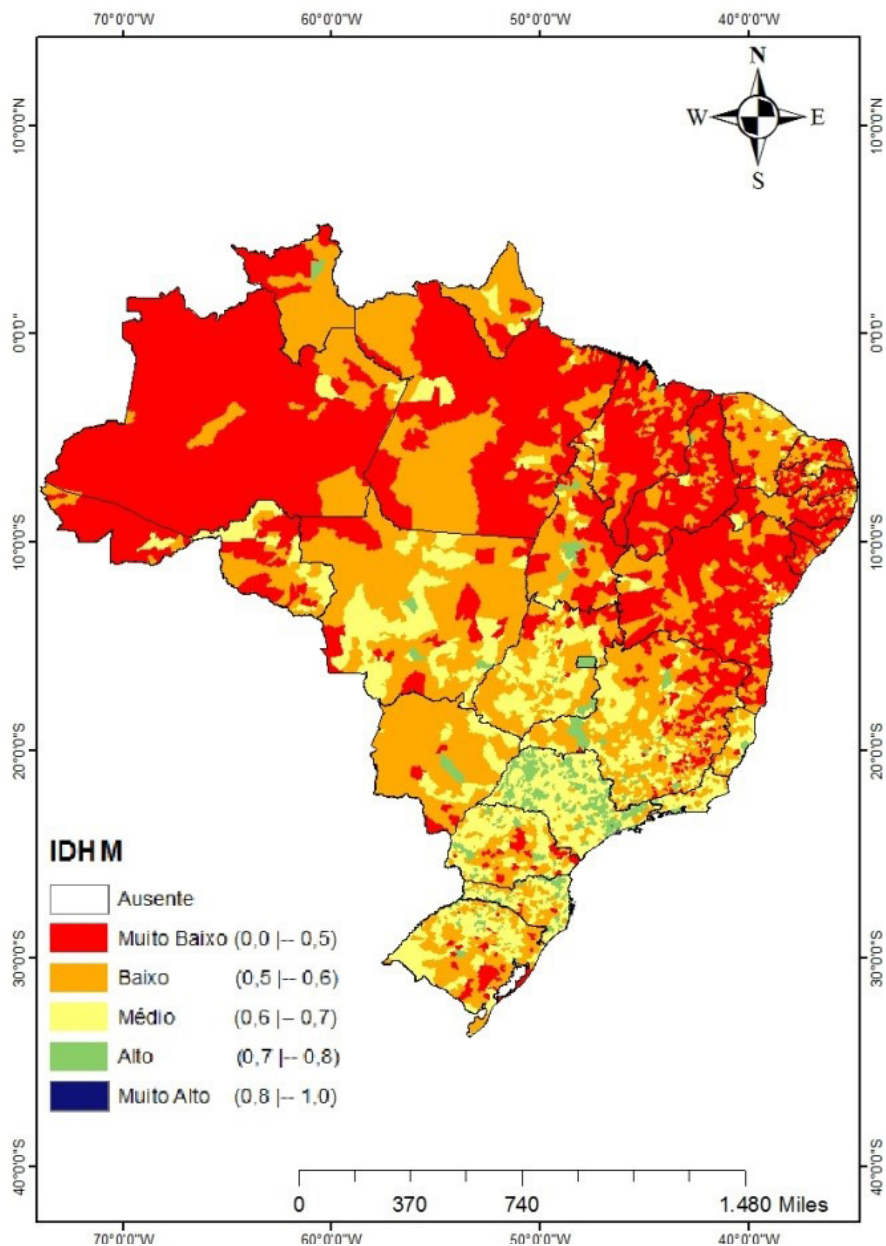
MAPA 1

IDHM-Educação e IDHM-Educação Revisitado – Brasil (2010)

1A – IDHM-Educação



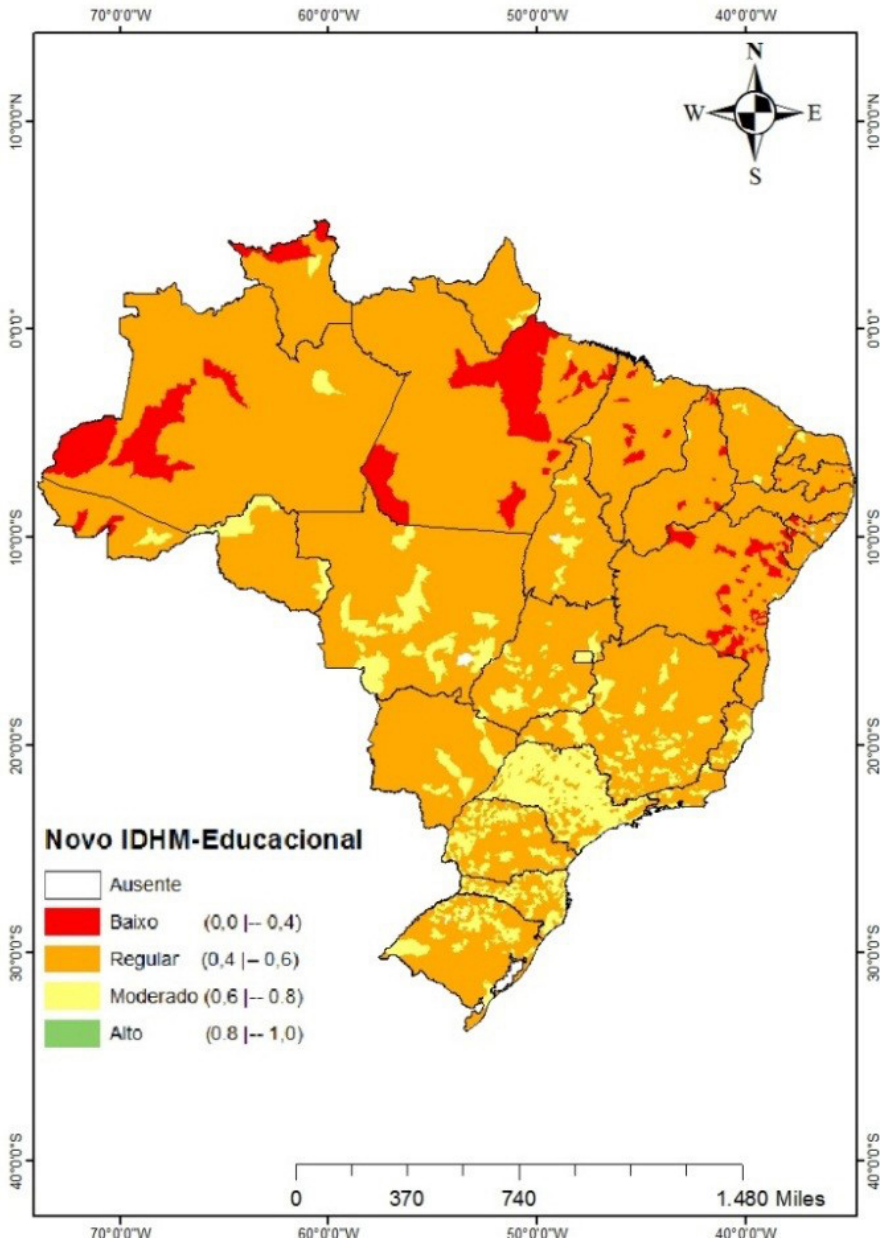
1B – IDHM-Educação Revisitado

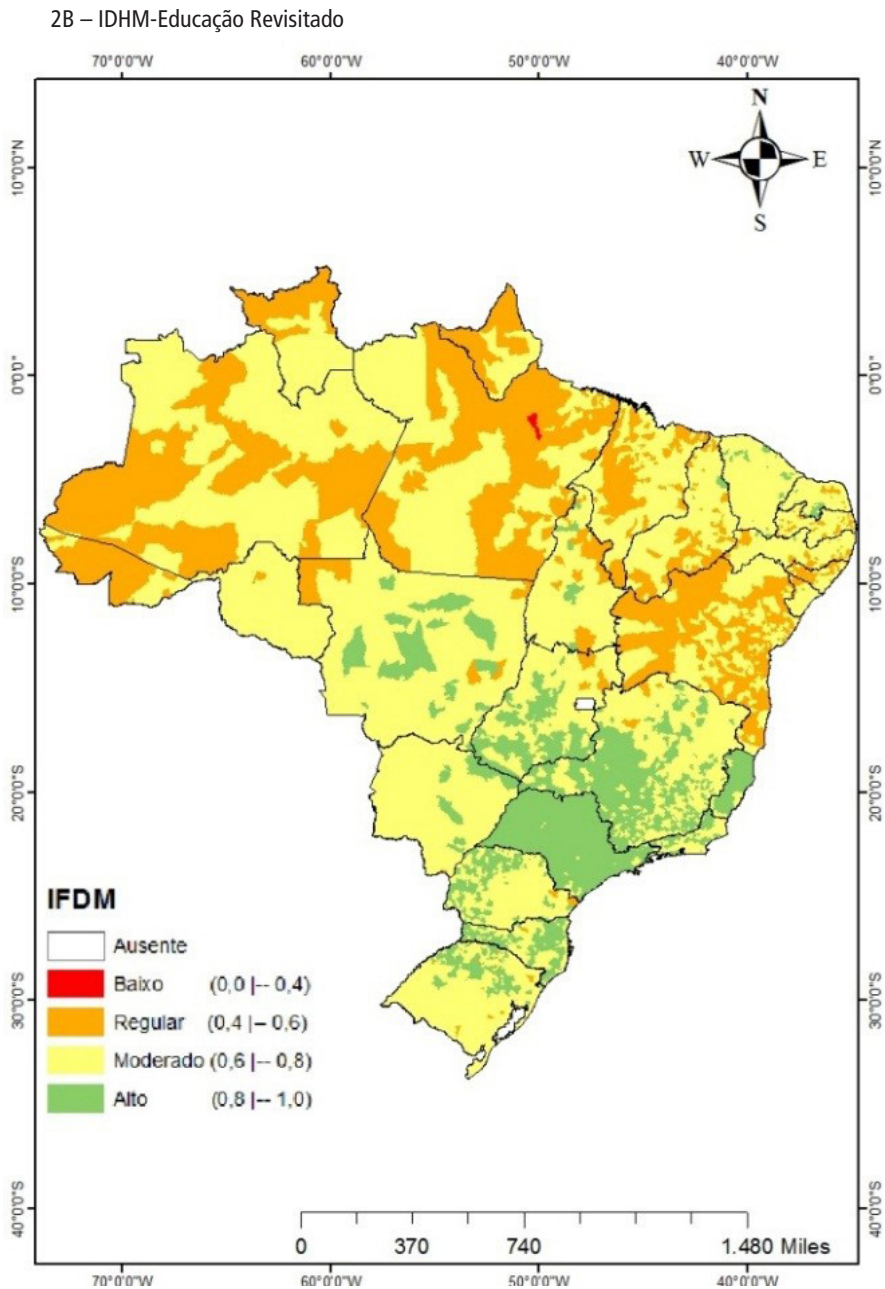


Fonte: Resultado da pesquisa.

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

MAPA 2
IFDM-Educação e IDHM-Educação Revisitado – Brasil (2010)
2A – IFDM-Educação





Fonte: Resultado da pesquisa.

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

Nota-se, a partir do mapa 1, que a maioria dos municípios classificados com grau de desenvolvimento educacional muito baixo (IDHM-Educação Revisitado) se encontra nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. A diferença mais significativa entre os mapas se dá pela maior concentração de municípios na categoria *baixo*, sobretudo em Minas Gerais e nos estados da região Sul. Destaca-se também o estado de São Paulo pelo número ainda mais significativo de municípios considerados com grau de desenvolvimento médio.

Por seu turno, no mapa 2, os municípios foram classificados com alto grau de desenvolvimento pelo IFDM; no IDHM Revisitado, passaram a comportar a maioria dos municípios considerados com grau moderado. Nota-se também que os municípios classificados com baixo grau de desenvolvimento no IDHM-Educação Revisitado apareceram mais especificamente na região Norte e em partes da região Nordeste do Brasil.

Ainda de acordo com o mapa 2, apesar de quase a totalidade dos municípios brasileiros estarem classificados com grau de desenvolvimento regular, o estado de São Paulo, mais uma vez, destaca-se por apresentar uma cobertura superior de municípios com um grau mais elevado de níveis educacionais, quando comparado aos outros estados brasileiros.

Após mensuração e classificação dos municípios segundo uma nova proposta para avaliar o desenvolvimento humano municipal em educação, os municípios foram caracterizados quanto aos indicadores utilizados para cada nível de desenvolvimento. A tabela 5 apresenta a média dos indicadores segundo o nível de desenvolvimento de IDHM-Educação, classificado a partir dos critérios do IDHM-Padrão.

Constata-se que os municípios classificados com alto nível de desenvolvimento humano em educação são caracterizados pelas maiores taxas de aprovação, maior percentual de docentes com ensino superior, maior parcela da população que está frequentando a escola e maior acúmulo de adultos com níveis de escolaridade mais elevados. Além disso, os municípios se caracterizam por menores taxas de abandono e pela distorção idade-série do que os municípios classificados em níveis de desenvolvimento inferior. De modo geral, os resultados sugerem que o uso da análise fatorial para alcançar os objetivos propostos neste estudo é consistente, quando avaliada conjuntamente com a natureza dos dados.

TABELA 5
Média dos indicadores segundo o nível de desenvolvimento do IDHM-Educação

Indicadores	IDHM-Educação Revisitado			
	Muito baixo	Baixo	Médio	Alto
Aprovação no ensino fundamental (%)	79,743	88,236	92,715	93,803
Aprovação no ensino médio (%)	76,665	80,850	84,425	85,029
Abandono no ensino fundamental (%)	6,327	2,365	0,939	0,729
Abandono no ensino médio (%)	15,504	9,433	5,805	3,882
Docentes com ensino superior na educação infantil (%)	29,489	57,528	70,746	70,415
Docentes com ensino superior no ensino fundamental (%)	50,919	80,284	89,735	90,565
Docentes com ensino superior no ensino médio (%)	78,169	93,187	96,401	96,124
Distorção idade-série no ensino fundamental	38,599	22,715	12,938	9,418
Distorção idade-série no ensino médio	52,785	32,079	19,743	15,374
Frequência na educação infantil (%)	34,858	35,590	45,888	57,830
Frequência no ensino fundamental (%)	80,670	81,728	83,290	83,316
Frequência no ensino médio (%)	31,591	47,243	58,812	64,614
Frequência no ensino superior (%)	2,102	3,072	4,716	7,851
Adultos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (%)	76,096	65,837	52,971	34,309
Adultos com ensino fundamental completo ou ensino médio incompleto (%)	8,999	12,562	15,142	15,764
Adultos com ensino médio completo ou ensino superior incompleto (%)	11,800	16,093	22,607	29,284
Adultos com ensino superior completo (%)	2,991	5,404	9,140	20,431
Número de municípios	1.713	2.683	1.117	34

Fonte: Resultado da pesquisa.

Os resultados podem ser confirmados a partir da análise quantitativa dos dez melhores municípios e dos dez piores, a partir da classificação no IDHM Revisitado (tabela 6). Este exercício serve para demonstrar os extremos de desempenho e a distância entre os municípios com melhor e pior desempenho, comprovando a substancial desigualdade no ensino brasileiro. De fato, destaca-se que os dez municípios mais bem classificados são oriundos das regiões Sul e Sudeste, entre os quais há três capitais – Florianópolis (SC), Curitiba (PR) e Vitória (ES). Em relação aos municípios que ocupam as dez últimas posições no *ranking*, estes fazem parte da região Norte (Amazonas, Roraima e Pará) e da região Nordeste (Bahia).

As taxas de aprovações no ensino fundamental são maiores em todos os municípios mais bem classificados. O mesmo não ocorre para os municípios que ocupam as últimas posições. Chama atenção o município de Itamarí (BA), que tem quase metade dos estudantes do ensino fundamental reprovados. No município de Jundiáí (SP), essa proporção não alcança 4% dos estudantes. Em relação ao ensino médio, é também na Bahia, no município de Santa Luzia, em que apenas cerca da metade de seus estudantes é aprovada nesse nível educacional. Este dado revela uma discrepância – seja ela estrutural, seja ela pedagógica – do sistema educacional desses municípios.

As taxas de abandono do ensino médio mostraram-se maiores se comparadas às taxas do ensino fundamental em todos os municípios mais bem classificados. Ambas as taxas de abandono dos ensinos fundamental e médio desses municípios são menores do que as mesmas taxas para os municípios das últimas posições no *ranking*, com exceção para o município de Chaves (BA), que a taxa de abandono do ensino médio é de apenas 4,1% dos estudantes. As menores taxas de abandono do ensino médio são registradas por Marília (1,7%) e Santos (1,8%), situados em São Paulo.

Ao analisar a dimensão da qualidade do ensino, medida pela proporção de docentes com ensino superior em todos os níveis educacionais, os municípios mais bem classificados possuem, em sua rede de ensino, professores mais bem qualificados, chegando a 100% de docentes com ensino superior nos anos finais do fundamental, como é o caso de Águas de São Pedro (SP), e cerca de 99% no ensino médio em São Caetano do Sul (SP). Este último apresentou a melhor classificação do IDHM-Educação Revisitado, 0,761. Entretanto, percebe-se que houve uma melhora expressiva da qualificação docente no ensino médio em municípios com baixo IDHM-Educação Revisitado, como em Maraã (AM), Bagre (PA), Chaves (PA) e Biritinga (BA) com 95,5%, 93,3%, 83,3% e 82,4% de docentes com ensino superior, respectivamente. Uiramutã, em Roraima, aparece com as menores proporções de docentes com ensino superior em todos os níveis educacionais, apenas 1,2% de docentes qualificados nos anos iniciais; 2,9% nos anos finais do fundamental; e 12,3% no ensino médio. O resultado reforça a necessidade de políticas públicas voltadas à qualificação docente.

Apesar de a capital Vitória (ES) aparecer na terceira posição como a mais bem classificada pelo IDHM-Educação Revisitado, o município foi o que apresentou a maior distorção idade-série na média entre os municípios mais bem classificados no *ranking*, no qual cerca de 16,1% no ensino fundamental, e 25,3% no ensino médio estão em situação de distorção em relação à idade dos estudantes e à série que estes deveriam estar cursando. Ao verificar os municípios das últimas posições, percebe-se que mais da metade de todos os estudantes estão caracterizados como distorcidos em relação à idade-série, quando estes chegam ao ensino médio, como em Bagre (PA), onde a proporção alcança a casa dos 80% matriculados nesse nível educacional.

Analisando a taxa de frequência da educação infantil, destacam-se dois municípios que estão nas primeiras posições do *ranking* e apresentaram taxa de frequência insatisfatória: Curitiba (PR) e Jundiá (SP), com cerca de 50,3% e 52% de crianças frequentando a rede de educação infantil, respectivamente. Os municípios que apresentaram as menores taxas de frequência nesse nível educacional são Uiramutã (RR) e Chaves (PA), com apenas 17,5% e 19,7% de suas crianças frequentando a educação infantil, respectivamente. Além disso, pode-se mencionar que os municípios ocupantes das últimas posições do IDHM-Educação Revisitado apresentam menos da metade de suas crianças frequentando a educação infantil.

TABELA 6
Scores dos dez melhores e dez piores municípios, segundo a classificação do IDHM-Educação Revisitado

Município	IDHM-Educação Revisado	Taxa de aprovação no ensino fundamental	Taxa de abandono no ensino fundamental	Taxa de abandono no ensino médio	Docência superior (anos iniciais do ensino fundamental)	Docência superior (anos finais do ensino fundamental)	Docência superior (ensino médio)	Taxa de distorção idade-série no ensino fundamental	Taxa de distorção idade-série no ensino médio	Frequência ensino infantil	Frequência ensino fundamental	Frequência ensino médio	Frequência ensino superior	População baixa instrução (%)	População ensino fundamental (%)	População ensino médio (%)	População ensino superior (%)
São Caetano do Sul (SP)	0,7616	91,9	0,3	3,3	89,9	98,8	98,9	9,2	16,9	69,2	84,0	68,4	9,4	26,1	13,0	29,4	31,2
Florianópolis (SC)	0,7577	93,1	1,2	7,2	85,6	92,7	91,3	15,8	21,2	59,5	83,8	55,9	12,2	22,0	12,6	33,7	31,5
Vitória (ES)	0,7527	89,9	1,6	6,4	86,1	94,8	89,9	16,1	25,3	66,4	83,4	63,5	11,1	23,2	12,6	32,2	31,9
Santos (SP)	0,7370	93,7	0,7	1,8	80,1	95,3	96,1	9,4	15,7	61,9	85,3	65,6	6,5	26,2	14,0	31,8	27,8
Águas de São Pedro (SP)	0,7320	91,1	0,0	1,9	50,0	100,0	93,8	12,4	18,9	67,4	93,8	67,3	6,2	27,2	11,2	31,3	30,4
Balneário Camboriú (SC)	0,7297	90,4	0,2	7,7	80,0	89,1	88,6	12,7	16,6	59,8	83,1	52,2	9,4	26,1	16,7	31,4	25,7
Araraquara (SP)	0,7209	95,8	0,4	3,6	91,2	96,6	95,3	6,8	13,2	62,7	87,8	70,3	6,9	35,4	16,1	30,8	17,5
Curitiba (PR)	0,7206	89,3	1,8	4,7	93,0	95,8	96,3	10,3	20,0	50,3	80,1	58,8	9,4	28,4	15,2	30,0	25,9
Jundiaí (SP)	0,7203	97,7	0,4	3,1	83,6	97,6	98,1	3,0	10,1	52,0	78,2	66,3	8,1	36,0	15,7	27,5	20,6
Maringá (SP)	0,7195	97,0	0,3	1,7	87,9	98,8	98,5	4,6	8,9	60,6	84,9	70,4	6,0	36,8	15,2	30,8	17,1
Maraã (AM)	0,3571	62,0	78,7	24,2	19,1	18,5	55,4	56,6	75,0	38,0	63,6	12,5	2,3	74,2	11,1	12,1	2,0
Biritinga (BA)	0,3524	54,3	85,4	20,7	11,4	34,4	35,5	62,5	58,2	31,6	73,0	22,8	0,8	80,7	6,2	11,7	1,4
Nova Itarana (BA)	0,3520	75,9	83,0	14,9	16,6	2,6	32,3	44,4	51,2	31,3	64,8	28,5	0,6	84,2	4,6	9,4	1,7
Uiramutã (RR)	0,3466	82,3	78,8	5,7	16,2	1,2	2,9	44,2	54,8	17,5	39,5	21,3	1,4	84,0	7,5	6,7	1,4
Pedro Alexandre (BA)	0,3447	61,5	61,3	8,6	24,5	8,1	14,3	49,7	71,9	35,5	68,8	20,7	0,9	84,2	7,1	6,6	1,9
Bagre (PA)	0,3446	70,6	76,1	15,7	13,6	8,9	93,3	61,1	83,3	19,6	70,8	17,1	2,2	83,8	6,5	8,6	1,2
Santa Luzia (BA)	0,3426	67,5	50,3	14,3	35,4	3,2	40,0	51,4	70,0	28,7	77,8	24,9	1,4	80,5	6,7	11,3	1,2
Itamar (BA)	0,3360	51,5	66,6	34,1	24,6	2,6	11,9	62,8	59,6	47,0	70,2	26,9	4,0	72,8	9,3	14,4	3,3
Pião-Abcado (BA)	0,3253	67,7	79,6	14,7	14,3	8,9	18,4	66,1	67,7	35,1	66,2	13,9	1,1	85,0	5,2	8,3	1,6
Chaves (PA)	0,3235	74,4	69,4	4,1	8,1	45,4	83,3	60,3	82,3	19,7	62,8	8,4	0,3	90,0	6,5	2,0	1,4

Fonte: Resultado da pesquisa.

Quanto às taxas de frequência do ensino fundamental, percebe-se certa melhoria em todos os municípios aqui analisados, em que os mais bem classificados apresentam, no mínimo, 78% de suas crianças e adolescentes frequentando este nível de ensino. No entanto, os municípios das últimas posições apresentam, no máximo, 77,8% da população infanto-juvenil frequentando o ensino fundamental. Mais uma vez, Uiramutã (RR) apresenta a menor taxa de frequência para este nível, 39,5%. Vale salientar que uma melhoria nas taxas de frequência tanto da educação infantil quanto do ensino fundamental pode estar associada às condicionalidades impostas por programas de transferência de renda, como o Programa Bolsa Família (PBF), que tem a contrapartida de que as crianças e os adolescentes estejam matriculados na rede de ensino e apresentem frequência escolar mínima de 75%.

Conseqüentemente, esses valores refletem nas taxas de frequência. Estas taxas referentes ao ensino fundamental são maiores que as do ensino médio para esses mesmos municípios. O resultado sugere a ocorrência de maior evasão escolar quando os estudantes alcançam níveis de ensino mais avançados, o que pode estar associado, entre outros motivos, à distorção idade-série, a qual apresentou proporções muito elevadas tanto nos municípios mais bem classificados quanto nos municípios das últimas posições do *ranking*. Por fim, as baixas taxas de frequência do ensino superior nesses municípios podem estar associadas à escassez de instituições desta natureza.

Ainda de acordo com a tabela 6, um dos resultados mais expressivos é em relação à proporção da população com baixa instrução nos municípios com os menores desempenhos, em que pelo menos 72,8% da população encontra-se na situação de analfabetos. Em Chaves (PA), a população chega a 90% de analfabetos, bem como apresentou o menor IDHM-Educação Revisitado entre todos os municípios brasileiros, 0,323. Esse município é também o que apresenta a menor proporção de pessoas que concluíram o ensino médio, cerca de 2%. Por fim, as pequenas proporções da população com ensino superior nos municípios com os menores IDHM-Educação Revisitado podem indicar um possível efeito migratório sem retorno.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou construir um novo índice de desenvolvimento da educação nos municípios brasileiros, utilizando as metodologias consolidadas do IDHM e do IFDM como base. Para isso, realizou-se revisão metodológica dos dois indicadores existentes e buscou-se adaptar o método de cálculo para um novo indicador, bem como a inclusão de novas dimensões. Este esforço é importante para conseguir compreender as particularidades das localidades e disparidades regionais, além de ser mais factível com as diretrizes e especificidades da educação no país.

Após o cálculo do novo indicador, o qual mensurou o nível de desenvolvimento do sistema educacional dos municípios brasileiros, pôde-se comparar com os existentes, notadamente o IDHM-Educação e o IFDM, na sua dimensão de acesso ao conhecimento. Os resultados mostraram que os índices existentes podem não estar considerando a realidade e a complexidade do sistema educacional no Brasil, observado pelos valores elevados dos indicadores, quando comparados com o indicador revisitado, dado que agora houve um ajuste e mais dimensões foram consideradas. Ainda se concluiu que o ajuste e a inserção de novos indicadores impactaram de forma significativa a classificação dos municípios quanto ao novo indicador, o que evidenciou maior número de municípios em categorias com condições de baixa qualidade de toda a estrutura do sistema educacional, e que esses precisam de políticas públicas focalizadas para que toda a sociedade possa ter acesso ao conhecimento e assim desfrutar de uma vida digna por auferir maiores níveis de renda decorrentes de sua maior qualificação. Além disso, a educação concede liberdade e confiança aos indivíduos.

A limitação deste trabalho se dá pela escassez de literatura que tenha empenhado esforços na construção de dimensões específicas dos indicadores que medem o grau de desenvolvimento humano de países e regiões no que se refere ao acesso ao conhecimento e à acumulação de capital humano. Porém, é neste segmento que esta pesquisa avança. Portanto, sugere-se, para trabalhos futuros, a incorporação de novos indicadores que possam mensurar não apenas a dimensão de acesso ao conhecimento, mas também representar a realidade de outras dimensões do desenvolvimento humano, como as dimensões que captam a longevidade da população e a renda que essa população auferir.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. H. *et al.* IDH-Revisitado: uma nova proposta para quantificar o desenvolvimento dos municípios nordestinos. *In: ENCONTRO DE ECONOMIA BAIANA*, 11., set. 2015, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador, 2015.
- BECKER, G. S. (Ed.). **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. New York: Columbia University Press, 1964.
- CUNHA, J. M. P.; PEREZ, J. R. R.; AIDAR, T. Proposta metodológica de elaboração de indicador educacional sintético para os municípios. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 18, n. 1/2, p. 131-159, 2001.
- CUNHA, N. R. da S. *et al.* A intensidade da exploração agropecuária como indicador da degradação ambiental na região dos cerrados, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 2, p. 291-323, 2008.

FERREIRA JÚNIOR, S.; BAPTISTA, A. J. M. S.; LIMA, J. E. A modernização agropecuária nas microrregiões do estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 73-89, 2004.

GLEWWE, P. Schools and skills in developing countries: education policies and socioeconomic outcomes. **Journal of Economic Literature**, v. 40, n. 2, p. 436-482, 2002.

HADDAD, P. R. (Org.). *et al.* **Economia regional: teorias e métodos de análise**. Fortaleza: BNB, 1989.

HAIR JUNIOR, J. F. *et al.* (Ed.). **Multivariate data analysis**. 6th ed. Hoboken: Prentice Hall, 2006.

HOFFMAN, R. A dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, v. 30, n. 4, p. 271-290, 1992.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo 2010**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Censo Escolar 2010**. Brasília: MEC, 2010.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. (Ed.). **Applied multivariate statistical analysis**. Hoboken: Prentice Hall, 1992.

LEMOS, J. J. S. Indicadores de degradação no Nordeste sub-úmido e semi-árido. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34., 2001, Brasília, Distrito Federal. **Anais...** Brasília: Sober, 2001.

LUCAS JUNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.

MELO, C. O. Índice relativo de desenvolvimento econômico e social dos municípios da região sudoeste paranaense. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 25, n. 47, p. 149-164, set. 2007.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MINGOTI, S. A. (Org.). **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2007.

MORAIS, G. A. de S.; SOBREIRA, D. B.; LIMA, J. E. Padrão e determinantes da infraestrutura urbana das microrregiões brasileiras. **Geosul**, v. 33, n. 66, p. 262-291, 2018.

PNUD – PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013**. Brasília: PNUD; Ipea; FJP, 2013. Disponível em: <www.atlasbrasil.org.br>. Acesso em: 17 jan. 2017.

RIANI, J. de L. R.; GOLGHER, A. B. Indicadores educacionais confeccionados a partir de bases de dados do IBGE. *In*: RIOS-NETO, E. L. G.; RIANI, J. de L. R. (Org.). **Introdução à demografia da educação**. Campinas: Abep, 2004. p. 89-128.

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

SCHULTZ, T. W. (Ed.). **O capital humano**: investimentos em educação e pesquisa. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. **O impacto de infraestrutura escolar na taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras de ensino fundamental**: 1998 a 2005. Rio de Janeiro: Ipea, maio 2008. (Textos para Discussão, n. 1338).

VIANA, G.; LIMA, J. F. Capital humano e crescimento econômico. **Interações**, Campo Grande, v. 11, n. 2, p. 137-148, 2010.

ZAMBRANO, C.; LIMA, J. E. Análise estatística multivariada de dados socioeconômicos. *In*: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. da C. (Org.). **Métodos quantitativos em economia**. Viçosa, MG: Ed. UFV, 2004. p. 555-576.

ZHANG, J. *et al.* Teachers and urban-rural gaps in educational outcomes. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 100, n. 4, p. 1207-1223, 2018.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Municípios e variáveis com dados faltantes para o cálculo do índice

Município	Taxa de aprovação no ensino médio	Taxa de abandono no ensino médio	Docência superior no ensino médio	Taxa de distorção idade-série no ensino médio
Chapada de Areia (TO)	-	-	-	-
Monte Santo do Tocantins (TO)	-	-	-	-
Caçara do Norte (RN)	-	-	-	-
Campo Grande (AL)	-	-	-	-
Colônia Leopoldina (AL)	-	-	94,7	59,7
Craibas (AL)	-	-	88,0	63,2
Flexeiras (AL)	-	-	-	-
Jequiá da Praia (AL)	-	-	-	-
Monteirópolis (AL)	-	-	-	-
Olho d'Água Grande (AL)	-	-	-	-
Roteiro (AL)	-	-	-	-
Jaguaraçu (MG)	-	-	-	-
Serra da Saudade (MG)	-	-	-	-
Condor (RS)	90,6	9,4	96,2	-
Entre-Ijuís (RS)	84,6	13,6	100,0	-
Jaboticaba (RS)	72,8	12,0	100,0	-
São Pedro da Serra (RS)	-	-	-	-
Tesouro (MT)	94,2	0,0	-	30,2

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA A.2
Ajustamento dos dados originais à análise fatorial

Variáveis	MSA ¹
Adultos sem instrução ou fundamental incompleto (%)	0,591
Adultos com fundamental completo ou médio incompleto (%)	0,491
Adultos com médio completo ou superior incompleto (%)	0,502
Adultos com superior completo (%)	0,549
Aprovação no ensino fundamental (%)	0,868
Aprovação no ensino médio (%)	0,715
Abandono no ensino fundamental (%)	0,915
Abandono no ensino médio (%)	0,811
Frequência na educação infantil (%)	0,909
Frequência no ensino fundamental (%)	0,374
Frequência no ensino médio (%)	0,962
Frequência no ensino superior (%)	0,992
Distorção idade-série no ensino fundamental	0,891
Distorção idade-série no ensino médio	0,913
Docentes com ensino superior na educação infantil (%)	0,859
Docentes com ensino superior no ensino fundamental (%)	0,842
Docentes com ensino superior no ensino médio (%)	0,850
Kaiser-Mayer-Olkin (KMO)	0,750
Teste de esfericidade de Bartlett	100.000,00
Prob.	0,000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ¹ Medida amostral de adequabilidade.

TABELA A.3
Autovalores e variância explicada pelos fatores extraídos – Brasil (2010)

Fatores	Autovalores	Proporção	Acumulado
Fator 1	4,321	0,2542	0,2542
Fator 2	3,896	0,2292	0,4834
Fator 3	2,966	0,1745	0,6579
Fator 4	1,144	0,0673	0,7253

Fonte: Resultados da pesquisa.

TABELA A.4
Diferença de médias entre IDHM Revisitado¹ e IDHM² – Brasil

Área	Não pareado (A)					Pareado (B)					IDHM não pareado (C)				
	Revisitado	IDHM	Diferença	T ³	Revisitado	IDHM	Diferença	t	Diferença	t	IDHM	IDHM	Diferença	t	
Brasil	0,538	0,559	-0,0213	-13,53	0,538	0,559	-0,0215	-46,7210	0,559	0,559	0,559	0,559	-0,0002	0,1320	
Número	5.547	5.565	***		5.547	5.547	***		5.565	5.565	5.547	5.547			
Tocantins	0,542	0,546	-0,0033	-0,486	0,542	0,546	-0,0034	-1,259	0,546	0,546	0,546	0,546	-0,0001	-0,014	
Número	137	139			137	137			139	139	137	137			
Miracema do Tocantins	0,5485	0,541	0,0075	0,555	0,5485	0,5407	0,0078	1,395	0,541	0,541	0,5407	0,5407	0,0003	0,0163	
Número	23	24			23	23			24	24	23	23			
Rio Formoso	0,5642	0,5874	-0,0232	-1,294	0,5642	0,5923	-0,0281	-3,289	0,5874	0,5874	0,5923	0,5923	-0,0049	-0,2246	
Número	12	13			12	12	***		13	13	12	12			
Rio Grande do Norte	0,495	0,516	-0,0217	-4,016	0,495	0,517	-0,022	-10,59	0,516	0,516	0,517	0,517	-0,0004	-0,062	
Número	166	167	***		166	166	***		167	167	166	166			
Caiçara do Norte	0,466	0,475	-0,009	-0,24	0,466	0,48	-0,0143	-0,705	0,475	0,475	0,48	0,48	-0,0053	-0,115	
Número	4	5			4	4			5	5	4	4			
Alagoas	0,443	0,443	0,0004	0,063	0,443	0,446	-0,0033	-1,029	0,443	0,443	0,446	0,446	-0,0037	-0,477	
Número	94	102			94	94			102	102	94	94			
Batalha	0,432	0,430	0,0021	0,097	0,432	0,428	0,004	0,288	0,43	0,43	0,428	0,428	0,0019	0,07	
Número	7	8			7	7			8	8	7	7			
Arapiraca	0,4427	0,4302	0,0125	0,637	0,4427	0,4384	0,0043	0,488	0,4302	0,4302	0,4384	0,4384	-0,0082	-0,3588	
Número	8	10			8	8			10	10	8	8			
Traipu	0,4573	0,4247	0,0326	0,758	0,4573	0,4375	0,0198	1,908	0,4247	0,4247	0,4375	0,4375	-0,0128	-0,2687	
Número	2	3			2	2			3	3	2	2			
Mata Alagoana	0,4351	0,4219	0,0131	1,036	0,4351	0,4277	0,0074	0,953	0,4219	0,4219	0,4277	0,4277	-0,0058	-0,3798	
Número	14	16			14	14			16	16	14	14			
São Miguel dos Campos	0,4671	0,4669	0,0002	0,008	0,4671	0,4867	-0,0196	-2,828	0,4669	0,4669	0,4867	0,4867	-0,0198	-0,8355	

(Continua)

Área	Não pareado (A)				Pareado (B)				IDHM não pareado (C)			
	Revisitado	IDHM	Diferença	T ³	Revisitado	IDHM	Diferença	t	IDHM	IDHM	Diferença	t
Número	7	9			7	7	**		9	7		
Minas Gerais	0,5444	0,5568	-0,0124	-4,383	0,5444	0,5569	-0,0125	-11,14	0,5568	0,5569	0,0000	-0,0083
Número	851	853	***		851	851	***		853	851		
Ipatinga	0,5559	0,5801	-0,0241	-0,802	0,5559	0,5828	-0,0268	-2,709	0,5801	0,5828	-0,0027	-0,0756
Número	12	13			12	12	**		13	12		
Bom Despacho	0,5751	0,5952	-0,02	-1,058	0,5751	0,6	-0,0249	-3,028	0,5952	0,6	-0,0048	-0,2162
Número	11	12			11	11	***		12	11		
Rio Grande do Sul	0,5716	0,6007	-0,0291	-8,111	0,5716	0,6007	-0,0291	-21,2159	0,6007	0,6007	0	-0,0038
Número	492	496	***		492	492	***		496	492		
Carazinho	0,5816	0,6234	-0,0418	-1,999	0,5816	0,6279	-0,0463	-5,469	0,6234	0,6279	-0,0045	-0,181
Número	17	18	**		17	17	***		18	17		
Ijuí	0,5815	0,6235	-0,042	-2,121	0,5815	0,6204	-0,0389	-7,629	0,6235	0,6204	0,003	0,1398
Número	14	15	**		14	14	***		15	14		
Montenegro	0,5817	0,6229	-0,0412	-3,393	0,5817	0,6224	-0,0406	-8,303	0,6229	0,6224	0,0006	0,0393
Número	20	21	***		20	20	***		21	20		
Santo Ângelo	0,5608	0,5873	-0,0265	-1,652	0,5608	0,5899	-0,0291	-6,016	0,5873	0,5899	-0,0026	-0,1467
Número	15	16	*		15	15	***		16	15		
Mato Grosso	0,558	0,577	-0,019	-2,905	0,558	0,5771	-0,0191	-8,021	0,577	0,5771	-0,0001	-0,0161
Número	140	141	***		140	140	***		141	140		
Tesouro	0,5859	0,6127	-0,0268	-1,315	0,5859	0,6193	-0,0334	-4,341	0,6127	0,6193	-0,0066	-0,2813
Número	8	9			8	8	***		9	8		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: ¹ Índice de Desenvolvimento Humano Municipal-Educação Revisitado.

² Índice de Desenvolvimento Humano Municipal.

³ Teste t.

*** p > 0,001

Data da submissão em: 22 ago. 2019.

Primeira decisão editorial em: 11 ago. 2020.

Última versão recebida em: 25 fev. 2021.

Aprovação final em: 12 abr. 2021.

TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO, INSTITUIÇÕES E DESENVOLVIMENTO LOCAL: O CASO DO PORTO DIGITAL – RECIFE^{1,2}

João Policarpo R. Lima³

Tafarel Medeiros de Moreira⁴

Ana Monteiro Costa⁵

Maria Fernanda Gatto⁶

Considerando-se a importância do Porto Digital (PD) para Pernambuco, analisa-se, à luz dos sistemas de inovação (SIs), a relação de desenvolvimento tecnológico e informacional do Centro de Informática (CIn), da UFPE, e do Centro de Estudos Avançados do Recife (Cesar). O arcabouço teórico dos SIs possibilita entender como a parceria entre as diferentes instituições foi crucial para a capacidade de inovação local. Para isso, pretende-se demonstrar como a relação estado-CIn-Cesar surgiu e investigar quais foram os benefícios desta, identificando-se as mudanças institucionais geradas. O método utilizado para a pesquisa foi um estudo de caso da relação institucional entre a UFPE e o PD, por meio do Cesar. Conclui-se que a articulação entre o estado, a academia e a iniciativa privada conseguiu inserir o setor de tecnologia da informação e comunicação (TIC) como um dos representantes da nova economia pernambucana, e a ação conjunta desses três setores trouxe diversas externalidades positivas para a região.

Palavras-chave: Porto Digital; economia pernambucana; sistema nacional de inovação.

INFORMATION TECHNOLOGY, INSTITUTIONS AND LOCAL DEVELOPMENT: THE CASE OF PORTO DIGITAL – RECIFE

Considering the importance of the Digital Port to Pernambuco, the relationship of technological and informational development is analyzed under the light of the innovation systems, from the Information Center (CIn/UFPE) and Cesar. The theoretical framework of innovation systems makes it possible to understand how the partnership between the different institutions was crucial to the capacity for local innovation. For this, it is intended to demonstrate how the relation State-CIn-Cesar. emerged and investigated the benefits of this relationship, identifying the institutional changes generated. The method used for the research was a case study of the institutional relationship between the Federal University of Pernambuco (UFPE) and Porto Digital, through Cesar. It was concluded that

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp62art7>

2. Os autores agradecem aos pareceristas que revisaram uma versão anterior deste artigo, cujas críticas e sugestões muito contribuíram para o aperfeiçoamento deste. Erros e imprecisões remanescentes, obviamente, ficam na conta dos autores.

3. Professor titular do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE); e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail*: <jprlima@ufpe.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/2889563456428123>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0003-1485-0025>>.

4. Economista. *E-mail*: <tmedmo@gmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/5849327503483588>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-9549-2292>>.

5. Professora do Departamento de Economia da UFPE. *E-mail*: <monteiro.costa@ufpe.br>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/6085278614365225>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0002-4495-8224>>.

6. Professora do Departamento de Economia da UFPE. *E-mail*: <mariagatto@gmail.com>. Lattes: <<http://lattes.cnpq.br/3422719328431500>>. Orcid: <<https://orcid.org/0000-0001-8283-0304>>.

the articulation between the State, academia and private initiative managed to insert the ICT sector as one of the representatives of the new Pernambuco economy, and the joint action of these three sectors brought several positive externalities to the region.

Keywords: Digital Port; economy of Pernambuco; national system of innovation.

INFORMÁTICA, INSTITUCIONES Y DESARROLLO LOCAL: EL CASO DEL PORTO DIGITAL – RECIFE

Considerando la importancia del Puerto Digital para Pernambuco, se analiza, bajo la luz de los sistemas de innovación, la relación de desarrollo tecnológico e informacional a partir del Centro de Informática -In- de la UFPE y del Cesar. El marco teórico de los sistemas de innovación permite entender cómo la asociación entre las diferentes instituciones fue crucial para la capacidad de innovación local. Para ello, se pretende demostrar cómo la relación Estado-CIn-Cesar surgió e investigó cuáles fueron los beneficios de esa relación, identificando los cambios institucionales generados. El método utilizado para la investigación fue un estudio de caso de la relación institucional entre la Universidad Federal de Pernambuco (UFPE) y el Porto Digital, a través del Cesar. Se concluye que la articulación entre el Estado, la academia y la iniciativa privada consiguió insertar el sector de TIC como uno de los representantes de la nueva economía pernambucana, y la acción conjunta de estos tres sectores trajo varias externalidades positivas para la región.

Palabras clave: Puerto Digital; economía pernambucana; sistema nacional de innovación.

JEL: 031; 035; 038.

1 INTRODUÇÃO

A proximidade da chegada do século XXI trouxe novos desafios para a economia pernambucana, então em parte dependente de atividades tradicionais de baixo dinamismo (Lima, Sicsú e Gatto, 2007). Fazia-se necessário criar uma nova agenda econômica para o estado, a fim de inseri-la no contexto global. Durante o governo Jarbas Vasconcelos (1999-2003), foi implementada uma iniciativa que envolveu o estado, a academia e empresas privadas, dando origem ao que viria a ser um parque tecnológico de elevado relevo em termos nacionais e internacionais: o Porto Digital (PD). Hoje, este se apresenta como um expoente da nova economia pernambucana, tendo como missão promover um ambiente de inovação para negócios e dinamizar a economia do estado.

É importante salientar que essa iniciativa está alinhada ao contexto da economia global, marcado pela revolução tecnológica e informacional, e nos últimos anos tem se verificado o grande potencial das TICs em promover o progresso econômico e social. Pereira e Silva (2010) mencionam as inúmeras contribuições das TICs para o desenvolvimento regional, como o impacto em outros setores da economia, tornando-os mais competitivos. Além disso, há melhoria do bem-estar social, o que aumenta a produtividade e melhora as oportunidades de negócios e empregos, bem como propicia melhorias nos serviços públicos oferecidos à sociedade.

Além desse contexto, essa articulação está vinculada a um histórico de atividades ligado ao setor de informática no estado, que já vinha ocorrendo no Bairro do Recife, região central da capital.

Antes de prosseguir, cabe aqui dialogar com o conceito de *path dependence*, importante contribuição de Douglass North, como um arcabouço teórico para a análise do caso em estudo. Destaca-se nesse conceito o papel relevante atribuído às instituições da sociedade, em termos de normas formais e informais que regem as interações sociais, possibilitando, ou não, um ambiente propício ao desenvolvimento econômico. Nesse entendimento, o desenvolvimento liga-se ao ambiente institucional pela via dos custos de transação e do acesso às informações, que podem permitir menores custos sistêmicos do ambiente econômico, bem como a redução de riscos e incertezas. Em função disso, as empresas podem ser mais ou menos competitivas (Costa, 2019) e, assim, expandir/reduzir seus investimentos, ao ampliar/reduzir o emprego e a renda.

Ademais, conforme North (1990 *apud* Costa, 2019),

a dependência de trajetória é uma maneira de restringir conceitualmente o conjunto de opções e vincular a tomada de decisões ao longo do tempo. Não é uma história de inevitabilidade em que o passado prediz exatamente o futuro. (...) Uma vez que um caminho de desenvolvimento é definido em um curso específico, as externalidades da rede, o processo de aprendizagem das organizações e a modelagem subjetiva das questões derivadas historicamente reforçam o curso (North, 1990 *apud* Costa, 2019, p. 98-99).

Em suma, a trajetória histórica importa pela atuação de mecanismos autorreforçantes, mas é mutável diante de ruptura institucional que altere a percepção de incentivos e incertezas por parte dos agentes, bem como a predisposição à cooperação e os custos de transação sobre o ambiente.⁷

Como será aqui exposto, na linha da *path dependence*,⁸ as peças fundamentais que levaram ao PD foram sendo criadas e sinergicamente articuladas em diferentes momentos, o que gerou resultados importantes para a economia estadual e local. Vejamos os principais atores.

O CIn/UFPE sempre se destacou pela formação de profissionais na sua área. Porém, um grupo de professores observou que muitos de seus alunos abandonavam o estado ou o país após a conclusão dos cursos em busca de melhores oportunidades no mercado de trabalho. A primeira solução encontrada foi a criação do Cesar, que tinha como missão trazer projetos complexos, que envolvessem tecnologia da

7. Por limitações de espaço, remetemos, para melhor entendimento e discussão, a North (1990).

8. Vale aqui deixar claro que o tema em estudo pode ser também abordado a partir do enfoque teórico da trílice hélice. A opção feita pela abordagem neoinstitucional procura destacar a ação de instituições e elementos da cultura local. Para mais detalhes sobre a trílice hélice, ver Etkowitz e Zhou (2017).

informação e comunicação, a fim de criar mais oportunidades de trabalho, e que passou a ter novas finalidades desde então.⁹ O Cesar e o CIn são instituições-chave para entender todo o processo que culminou no sucesso do parque tecnológico. Outro componente decisivo é o PD. Este é uma iniciativa do governo de Pernambuco, criado em 2000, e abriga, ou “embarca”, cerca de 250 empresas na área de TIC, ao empregar cerca de 7.100 pessoas, tendo ao todo cerca de 8 mil colaboradores distribuídos em empresas, órgãos de fomento e do governo,¹⁰ localizadas em uma área de 149 ha dos bairros do Recife Antigo e Santo Amaro. Trata-se de:

um dos principais parques tecnológicos e ambientes de inovação do Brasil e é um dos representantes da nova economia do estado de Pernambuco. Localizado no Recife, sua atuação se dá nos eixos de *software* e serviços de Tecnologia da Informação e Comunicação (TIC) e Economia Criativa (EC), com ênfase nos segmentos de games, multimídia, cine-vídeo-animação, música, fotografia e *design*.¹¹

De acordo com Diegues e Roselino (2007, p. 89), a tendência era mesmo de êxito, visto que “atividades [dessa natureza] apresentam alto dinamismo nos mercados globais, altas taxas de rentabilidade e elevada capacidade de geração de postos de trabalhos qualificados e bem remunerados”.¹² Dados mais recentes mostram que, em 2021, as empresas que integravam o PD apresentaram faturamento de R\$ 3,67 bilhões.¹³

Dada a importância do Porto Digital para Pernambuco, este trabalho tem a proposta de analisar a relação de desenvolvimento tecnológico e informacional criada a partir do CIn/UFPE, do Cesar e do PD, com o fim de identificar os fatores que causaram a relação CIn-Cesar-PD e suas principais externalidades/repercussões. Para isso, pretende-se examinar como surgiu a relação, os fatores e os eventos históricos que contribuíram para esta, bem como seus principais benefícios. Com isso, procuram-se elementos que ajudem a esclarecer a pergunta: em uma região periférica e pouco dinâmica, pode existir uma cultura indutora do desenvolvimento? O *path dependence* explica?

9. O Cesar é organização privada, que se define como “um centro de inovação que há mais de duas décadas forma pessoas e impulsiona organizações, potencializando suas estratégias digitais. Trabalhamos com um time diverso e multidisciplinar de mais de 800 colaboradores, incluindo *designers*, desenvolvedores, consultores, estrategistas, empreendedores, pesquisadores e educadores” (disponível em: <<https://bit.ly/3elsnmH>>; acesso em: 12 fev. 2021).

“Criado em 1996, o Cesar hoje conta com mais de 580 colaboradores distribuídos entre Recife (sede), Curitiba, Sorocaba, São Paulo e Manaus, com a missão de realizar a transferência autossustentada de conhecimento entre a sociedade e a academia” (disponível em: <<https://bit.ly/3KXVxKe>>; acesso em: 12 fev. 2021).

10. Disponível em: <<https://bit.ly/3BscKIE>>. Acesso em: 15 abr. 2018.

11. Disponível em: <<https://bit.ly/3QuiKoo>>.

12. Segundo Rampazzo (2014), a remuneração média recebida em janeiro de 2014 pelos profissionais do PD era de cerca de 5 salários mínimos (SMs).

13. Dados disponíveis em: <<https://is.gd/5FjWxb>>. Acesso em: 3 out. 2022.

Também é pretensão do trabalho mostrar que, em algumas situações específicas, o sistema de inovações (SI) no Brasil consegue romper com o padrão mais geral de baixo nível de dinamismo entre as dimensões científica e tecnológica e apresenta casos virtuosos de interação entre governo, universidades e empresas. Esses casos irradiam efeitos dinâmicos nos seus respectivos territórios e impulsionam o processo de acumulação de capital e/ou de desenvolvimento econômico.

O trabalho está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 procura relacionar desenvolvimento econômico, inovação e universidades, por intermédio de um apanhado geral sobre a atual situação do Brasil, no que diz respeito à produção de inovação e como esta está concentrada em determinados setores. A seção 3 apresenta o método utilizado na pesquisa e a análise do estudo de caso a partir dos SIs. Na seção 4, encontram-se as considerações finais.

2 DESENVOLVIMENTO, INOVAÇÃO E UNIVERSIDADE

A importância dada às inovações no processo de desenvolvimento de uma nação vem sendo há muito estudada. Autores como Marx (1983), Schumpeter (1982) e Romer (1990), embora com contextos diferentes, entre outros, mostraram em seus trabalhos que o progresso tecnológico é a força motriz da dinâmica econômica capitalista.

O desenvolvimento econômico é visto como um processo cumulativo, no qual são levadas em conta as especificidades e o arranjo institucional de cada nação, o que implica dizer que não é possível criar um modelo e aplicá-lo em vários países como fazem os neoclássicos, mas, sim, avaliar e tentar incorporar o ambiente histórico e as especificidades locais de cada caso (Castelli e Conceição, 2016).

Tal constatação se dá pelo fato de os neoclássicos enxergarem apenas uma instituição como promotora do desenvolvimento econômico: os mercados e as alterações que ocorrem nos preços relativos. Conceição (2008, p. 93) ainda reforça esse argumento, afirmando que “o reconhecimento implícito de trajetórias de crescimento abre espaço para que as instituições façam a mediação entre estas trajetórias, permitindo que se delineiem formas diferenciadas de desenvolvimento econômico.”

Nesse contexto da importância da trajetória histórica, destacam-se os institucionalistas e os neoschumpeterianos. Embora reconheça o desenvolvimento econômico como processo cumulativo e que as especificidades históricas de cada nação importam quando se deseja criar um programa de desenvolvimento, Lopes (2013) encontra enfoques diferentes nas duas correntes institucionalistas mais influentes. Ao garantir os direitos de propriedade, North (1990) entende que as instituições, sejam estas políticas, sejam econômicas, geram uma onda de benefícios, pois garantem renda para as empresas, aumentam os investimentos em capital físico

e humano, propagam conhecimento pela sociedade e aumentam a produtividade (Lopes, 2013). Assim, as instituições funcionam como estímulo para a geração de inovação e o aumento da produtividade, fomentando o desenvolvimento.

Para Veblen (1965), o processo de desenvolvimento é oriundo das mudanças institucionais que afetam todo o funcionamento da sociedade, incluindo-se a produção. Essas mudanças decorreriam de alterações nos hábitos dos indivíduos, que afetam a percepção e a interpretação dos fenômenos econômicos. Logo, as instituições surgem de hábitos que, quando enraizados na vida em sociedade, criam instituições sólidas e difíceis de serem modificadas, o que conduz a nação a um caminho econômico próspero (Lopes, 2013). Note-se que, enquanto a Nova Economia Institucional – representada por North – dá maior importância à dimensão normativa das instituições, a Velha Economia Institucional, de Veblen, enfatiza a dimensão cognitiva.

Os neoschumpeterianos associam o progresso econômico ao surgimento das inovações. Para eles, o progresso técnico é endógeno, resulta do desenvolvimento das inovações, cuja adoção vai depender do ambiente competitivo das empresas, das condições de investimento e imitação, bem como de características institucionais (Vieira, 2010). Ou seja, o pilar cognitivo das instituições tem tratamento especial, pois proporcionará o surgimento das inovações por meio do processo de aprendizado em suas diferentes formas (*by doing, by using e by interacting*) nas quais ocorrerá a constituição do processo inovativo (*op. cit.*).

Tendo-se em vista essa compreensão sobre desenvolvimento associado à inovação, uma abordagem que integre concepção/criação, mercado e instituições torna-se motor da continuidade do desenvolvimento. O SI surge nesse contexto, ao associar organismos e esforços que facilitem a criação e a propagação de processos inovativos. Novas tecnologias impactam produtos, gerenciamento, estratégias competitivas e inclusão, em abordagem sistêmica, na qual inovação traz aprendizado e rompe com padrões anteriormente consolidados (Lastres, Cassiolato e Campos, 2006).

Ainda em uma perspectiva de desenvolvimento sistêmico, as descontinuidades dos processos de criação e incorporação de tecnologias advêm de alterações institucionais, políticas e mercadológicas, bem como geram estas. As novas tecnologias são geradas a partir de diferentes contextos, nos quais a sinergia entre Estado, mercado e instituições promove contínuos avanços com base nas inovações. Nesse sentido, Apolinário (2013) chama atenção para os alicerces do sistema de inovação (aprendizado, cooperação e processos inovativos). Fortalecendo tais elementos, há a consolidação e o aprimoramento do SI, que assume fundamental importância para a elevação de produtividade e a promoção de desenvolvimento sustentável.

As inovações, por sua vez, sempre estiveram diretamente ligadas às instituições de ensino e pesquisa, principalmente às universidades. Fava-de-Moraes (2000) utiliza o Instituto de Tecnologia de Massachusetts (MIT) para explicar a importância das universidades na produção de inovação e explora os benefícios que a instituição trouxe para seu entorno e que, com o passar do tempo, conseguiu ultrapassar fronteiras. Ensino e pesquisa de qualidade foram essenciais para atrair investimento público e privado, não apenas nacional, tendo como principais colaboradores Japão, Alemanha, Reino Unido e França – ou seja, o vínculo indústria-universidade é entendido como um fator vital para dinamizar a economia.

No Brasil, a participação das universidades – principalmente as públicas – em pesquisa e desenvolvimento (P&D) é proporcionalmente maior. Campos e Valadares (2007) mostram que cientistas, técnicos e engenheiros envolvidos com inovação e desenvolvimento tecnológico ainda trabalham, principalmente, em ambiente universitário ou em institutos estatais de pesquisa, dos quais apenas 23% atuam em empresas, o que mostra o quanto a inovação brasileira é dependente de universidades e institutos. Diferentemente do Brasil, países como Estados Unidos, Japão e Alemanha, que fazem maciços investimentos em inovação, têm seus cientistas e engenheiros majoritariamente concentrados nas indústrias.

As universidades, com o Estado e as empresas, compõem o que é chamado na literatura de Sistema Nacional de Inovação (SNI), o que pode ser entendido como um conjunto de instituições que participam da criação, da difusão e do avanço das inovações tecnológicas (Magacho e Vilela, 2009). Para que as inovações se transformem em benefícios à sociedade, é preciso que haja articulação entre essas instituições e que cada uma desempenhe sua função, o que resultaria em processo complexo e coletivo. O Estado tem como papel executar políticas públicas de fomento à inovação, como reduzir taxas de juros e isentar impostos de institutos e empresas ligadas a atividades inovativas, e também investir no sistema educacional do país. As universidades/institutos de pesquisa, por sua vez, desenvolvem o conhecimento científico e tecnológico, além de serem responsáveis pela formação de profissionais habilitados. Por seu turno, as empresas têm como principal papel utilizar o conhecimento científico e tecnológico produzido nos institutos de pesquisa e universidades, com o objetivo de gerar as inovações, bem como difundir-las e comercializá-las, além de participar da promoção do desenvolvimento econômico e social (*op. cit.*).

Além de contribuir para a produção e a difusão das inovações, as universidades propiciam outros benefícios à sociedade. De acordo com Fernandes (2011), é possível pontuar alguns fatores importantes ligados a essas instituições, como a formação dos alunos, o estímulo ao empreendedorismo, bem como a criação e o fortalecimento de redes. O principal objetivo das universidades é o ensino, gerando egressos bem formados para o mercado de trabalho. Contudo, sabe-se que essas

instituições acabam também ocasionando externalidades positivas ao desempenhar sua função primordial, visto que indivíduos com maior grau de escolaridade tendem a ter maior produtividade no trabalho, que se traduz em salários maiores, o que aumenta a renda média nacional e, assim, contribui para o crescimento econômico. Além disso, as universidades podem atuar para atender a necessidades locais.

Tais necessidades evocam o desenvolvimento local, que se destaca como movimento que reúne elementos endógenos atuantes para gerar crescimento de produções, emprego e renda, bem como para melhorar a qualidade de vida das populações em determinadas localidades (Buarque, 2002). Destaca-se aqui a importância dos processos inovativos, de aprendizado e de cooperação. Para Vasquez-Barquero (2007), o desenvolvimento local considera também pequenos empreendimentos, assim como suas capacidades criativas e de integração com centros de P&D. Em Coelho (2000), o conceito envolve, entre outros aspectos, o processo de inserção dos segmentos sociais em novas dinâmicas econômicas, políticas e culturais, a construção da sustentabilidade econômica e a construção de ambiente inovador e gerador de oportunidades.

Nesse contexto, ao abordar a criação e o fortalecimento de redes, Fernandes (2011) refere-se à cooperação entre as universidades e os diferentes atores institucionais da região. Essa cooperação promove um ambiente de aprendizagem, de desenvolvimento de qualificações e de criação de recursos para a competitividade e a coesão social. Isso resulta em um processo chamado na literatura econômica de *spill-overs* de conhecimento, que podem ser entendidos como externalidades de proximidade e desempenham um importante papel nas cidades onde se inserem. Sendo também compreendidos como transbordamentos advindos de atividades econômicas que afetam agentes e empreendimentos, os *spill-overs*, na perspectiva de Acs, Audretsch e Lehmann (2013), podem traduzir-se em oportunidades, a exemplo de situação na qual uma produção com base tecnológica gera compartilhamento de novos processos de gestão para empresas do setor. As extensões universitárias podem ser entendidas como externalidades positivas de proximidade, que tendem a beneficiar a região próxima a onde a universidade está estabelecida.

Embora o país esteja em posição potencialmente favorável no que diz respeito à produção científica e à formação de recursos humanos aptos pra atuar nesse ramo, ainda não conseguiu desencadear os impactos esperados na economia. Isso se dá pelo fato de os investimentos serem majoritariamente públicos, com participação irrisória do setor privado, e também pelo fato de que essas inovações acabam não se concretizando em produtos e serviços absorvidos pelo mercado (Roczanski, 2016).¹⁴

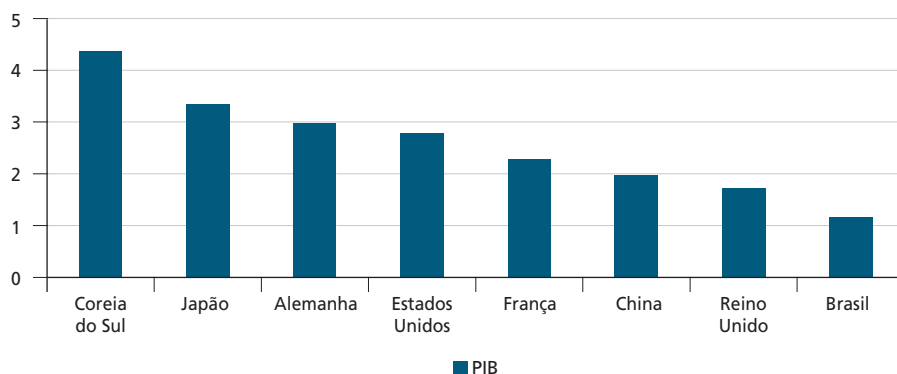
14. Em um estudo feito pelo Banco Mundial em 2008, em parceria com o Conselho Nacional da Indústria, intitulado *Conhecimento e Inovação para a Competitividade*, constatou-se que, de 72 mil empresas pesquisadas entre 1998 e 2003, a realização de inovação, seja em produtos ou processo, não ultrapassava 15%, enquanto aproximadamente 32% não realizavam nenhum tipo de inovação. Outro dado relevante da pesquisa mostra a correlação existente entre o tamanho da empresa – referente ao número de colaboradores – e a taxa da inovação realizada. Quanto maior o número de funcionários, maior a realização de inovações em produtos e processos (Banco Mundial e CNI, 2008).

Além da limitação em ter o setor público como principal incentivador do conhecimento científico e tecnológico, o investimento do Estado também se mostra insuficiente. Matéria publicada na *Folha de S. Paulo* (Agostini, 2015) mostra que o Brasil destinava uma pequena parcela do produto interno bruto (PIB) para P&D, quando comparado com outros países, que investem praticamente o dobro. De 2000 a 2012, o investimento em P&D evoluiu de forma tímida, o que representou aumento de apenas 10,34% (*op. cit.*).

Quando se comparam os países em relação a investimentos destinados a P&D (gráfico 1), a diferença entre o Brasil e os países considerados desenvolvidos, inclusive alguns ainda não plenamente desenvolvidos, é ainda mais acentuada. Além disso, há grande diferença na participação do setor privado. No Brasil, as empresas aplicam cerca de 0,55% do PIB,

longe dos 2,68% investidos pelo setor privado da Coreia do Sul ou dos 1,22% da China, por exemplo. Quando se comparam os investimentos públicos, no entanto, os gastos do Brasil estão na média das nações mais desenvolvidas: o 0,61% do PIB brasileiro está próximo do percentual investido pelo conjunto dos países da OCDE (0,69%) (Resende, 2017, p. 1027).

GRÁFICO 1
Investimento em pesquisa em relação ao PIB (2012)
(Em %)



Fontes: Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovações (MCTI) e Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), 2012.

Apesar dessas dificuldades, há casos exemplares nos quais a articulação Estado, universidade e empresas é bem-sucedida no Brasil, conforme pode ser visto mais adiante.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS E ANÁLISE DOS DADOS

3.1 Considerações de ordem metodológica

A pesquisa consiste em um estudo de caso sobre o vínculo entre a UFPE, especificamente o CIn, o Porto Digital, parque tecnológico situado em Recife, e o Cesar. Os dados foram obtidos a partir de entrevistas semiestruturadas e questionários e de estudos técnicos, que mapearam características da mão de obra e das empresas instaladas no parque, disponibilizados pelo próprio PD em sua plataforma *on-line*. Esse tipo de entrevista segue um roteiro previamente estabelecido, sendo, porém, possível adaptar as perguntas em determinadas situações, inverter a ordem ou elaborar outras perguntas (Manzini, 2004). No quadro 1, mostra-se o perfil dos entrevistados. A seleção das pessoas entrevistadas levou em conta o notório grau de informação dos entrevistados e a importância deles para a criação do Porto Digital. As entrevistas ocorreram em 2018 e 2019.

QUADRO 1

Entrevistados e área de contribuição ao trabalho

Ocupação	Área principal de atuação ou notório saber
Professor coordenador do curso de ciência da computação do CIn/UFPE.	CIn/UFPE
Professor diretor do CIn/UFPE e membro do conselho administrativo do Porto Digital.	CIn/UFPE e Porto Digital
Professor coordenador da gestão de ensino do CIn/UFPE; conselheiro do Cesar e do Porto Digital; presidente do conselho do Cesar.	CIn/UFPE, Porto Digital e Cesar
Ex-presidente da Fundação de Amparo a Ciência e Tecnologia do Estado de Pernambuco (Facepe).	Inovação e tecnologia

Elaboração dos autores.

Adicionalmente, no intuito de aferir os benefícios do PD em relação à formação da mão de obra, foi aplicado um questionário com 67 alunos do primeiro período dos cursos de engenharia da computação e sistema da informação durante as disciplinas de introdução à engenharia da computação e introdução ao sistema da informação. O questionário é composto por seis questões, sendo algumas de múltipla escolha e outras de resposta livre, e foi respondido em 2018.

Recorreu-se também à análise de estudos técnicos que mapearam características dos profissionais envolvidos e das empresas “embarcadas”, disponibilizados pelo próprio PD em sua plataforma *on-line*.

3.2 Apresentando as instituições e o vínculo estado-universidade-mercado no processo de inovação

Os subtópicos a seguir têm como objetivo introduzir as instituições trabalhadas na pesquisa, destacando o histórico, os agentes envolvidos e os principais resultados atingidos por estes ao longo dos anos. Os próximos parágrafos mostrarão como o

vínculo entre essas instituições surgiu e como este foi modificado no decorrer do tempo. A intenção é mostrar a interdependência existente entre o PD, o Cesar e o CIn/UFPE, bem como os fatores que levaram ao sucesso dessa articulação.

3.2.1 Porto Digital

Localizado no centro de Recife, o Porto Digital foi criado em 2000, a partir do envolvimento entre a UFPE, o governo estadual e a iniciativa privada. Considerado um dos principais parques tecnológicos do Brasil, a proposta do PD é inserir a economia pernambucana no novo contexto global e tornar-se referência mundial em atividades ligadas à TIC e à economia criativa.

O contexto de criação do Porto Digital é muito mais antigo, vale ressaltar. Ainda na década de 1960, duas empresas então de grande relevância para Pernambuco demandavam mão de obra qualificada para manusear o maquinário tecnológico, a International Business Machines Corporation (IBM) e a Borus. Naquela época, ainda não existiam cursos ligados à área de informática na UFPE, e uma das soluções encontrada foi a de enviar um grupo de professores para realizar mestrado e doutorado fora do país. Como contrapartida, o grupo de professores comprometeu-se a construir um centro de formação em que os conhecimentos adquiridos no exterior seriam transmitidos para os alunos (Pereira e Horiguchi, 2009). A primeira forma encontrada para transmitir esses conhecimentos foi a criação do programa de mestrado em informática em 1973, que mais tarde daria suporte ao surgimento do PD. Apenas em 1975, surgiu o primeiro curso de graduação na área, na UFPE.

Antes mesmo da instalação do PD no Bairro do Recife, já era possível verificar atividades voltadas para a área de informática acontecendo ali. Berbel (2008) cita a participação de dois grandes empresários da época que estimularam fortemente esse setor: João Carlos Paes Mendonça, ex-proprietário da rede de supermercados Bom Preço, e Jorge Baptista da Silva, dono do Banorte, banco que ganhou visibilidade na época por inovar em seus serviços, tendo como uma das suas principais inovações a digitalização das assinaturas dos clientes em todas as agências.

Ainda na década de 1980, a rede varejista Bom Preço demandava soluções de logística para suprir as necessidades dos supermercados espalhados pela região Nordeste, enquanto o Banorte, para continuar melhorando seus serviços, investiu em sua própria empresa de criação de *softwares*, que contava com quatrocentos funcionários. Com a venda do Banorte para o Banco Bandeirante, as atividades da fábrica de *softwares* foram encerradas, o que resultou na demissão de pessoas qualificadas. Os funcionários demitidos da fábrica abriram pequenas empresas ligadas a informática no bairro. Essas firmas começaram a conquistar mercados fora do estado, o que iniciou a instalação de um centro de serviços voltados para a área de TIC, que mais tarde seria o PD.

O Centro de Informática/UFPE teve e tem papel fundamental na construção do PD. Segundo o então diretor do CIn, membro do Conselho Administrativo do Núcleo de Gestão do Porto Digital (NGPD), os professores do centro estavam envolvidos com pesquisas e projetos de complexidade muito à frente do que era produzido no país, e a construção de um espaço em que empresas, instituições de pesquisa e ensino pudessem interagir e materializar essas pesquisas e projetos seria bastante proveitosa.

Além da academia, um entrevistado foi enfático ao falar do papel que o estado de Pernambuco teve na consolidação e na perpetuação do parque tecnológico. A infraestrutura inicial foi possível devido a um repasse de R\$ 33 milhões oriundos da privatização da Companhia Energética de Pernambuco (Celpe). Além desse aporte, o governo de Pernambuco criou um plano estratégico para trazer novos investimentos na área de TIC para o estado. Outras medidas complementares foram a redução do Imposto sobre Serviços (ISS), em articulação com a Prefeitura do Recife, maior facilidade para captação de crédito para investimento, instalação de fibra ótica no Banco do Recife Antigo, alocação de imóveis no Recife Antigo etc.

O PD ainda conta com o NGPD, uma organização privada sem fins lucrativos credenciada pelo estado de Pernambuco, com a missão de promover condições de competitividade para a criação, a atração e o fortalecimento de empreendimentos inovadores de TIC e economia criativa. O NGPD é uma governança que funciona como um ponto de articulação das diversas instituições promotoras do desenvolvimento econômico e social da região. Composto por uma equipe técnica, também possui um conselho administrativo, formado por membros dos setores-chave diretamente envolvidos no processo de inovação: governo, universidades e iniciativa privada.

O NGPD pretende expandir a atuação do parque tecnológico, tendo como meta ter 20 mil pessoas ocupadas em atividades de alta qualificação profissional e atrair novos empreendimentos para a região até 2025. Para tal, vêm sendo desenvolvidos projetos em alguns eixos estratégicos, como incubação e aceleração de novos negócios; mobilização de capitais de investimentos; incentivo à melhoria da oferta de infraestrutura imobiliária, tecnológica e de serviços empresariais e urbanos; fomento ao desenvolvimento empresarial e qualificação de capital humano, entre outros.¹⁵

Nos últimos anos, o Porto Digital tem expandido sua fronteira de atuação, indo além das atividades ligadas à TIC e apostando em novas áreas, como a economia criativa e setores já consolidados da economia pernambucana, a exemplo de moda (polo têxtil) e fruticultura. Em um estudo realizado pelo NGPD (2015), mostraram-se as fases vividas pelo PD, chamadas de ondas. Na primeira onda, ocorrida em 2000, ano de fundação, o foco de atuação estava orientado para a

15. Disponível em: <<https://is.gd/5DCt7A>>. Acesso em: 3 out. 2022.

vocação da região. Com a necessidade de expandir as áreas de atuação do parque, em 2009, há a entrada de atividades ligadas à economia criativa, o que originou a segunda onda. Entretanto, essas atividades ganham força a partir da criação do Centro de Empreendedorismo e Tecnologias da Economia Criativa do Porto Digital (Portomídia) em 2013. Funcionando como incubadora e aceleradora, este oferece infraestrutura e qualificação para áreas vistas como estratégicas da economia criativa, como *games*, *design* e multimídia.

A terceira onda é marcada por maior aproximação com outros setores da economia pernambucana e por maior preocupação com as questões urbanas, como mobilidade e sustentabilidade. Caruaru e Petrolina são duas cidades conhecidas pelos seus arranjos produtivos locais (APLs) na moda e na fruticultura, respectivamente. Em 2014, com a participação do governo do estado, foram instaladas duas unidades do Armazém da Criatividade em cada uma dessas duas cidades, o que adequou os projetos ao contexto dos APLs.

Há ainda três incubadoras (Cais do Porto, Portomídia e Armazém da Criatividade) e duas aceleradoras (Jump Brasil e Cesar Labs). As incubadoras têm por objetivo a inserção no mercado e a promoção de condições para que o negócio se desenvolva após o programa de incubação. Por sua vez, as aceleradoras apresentam como principal meta apoiar e investir no desenvolvimento e no rápido crescimento de *startups*, ao facilitar e promover o empreendedorismo (Limeira, 2014).

3.2.2 CIn/UFPE

Situado no *campus* de Recife da UFPE, o CIn tem se destacado nacional e internacionalmente pela geração de capital humano altamente qualificado e pela produção de inovações ligada às TICs e a áreas afins. O quadro de funcionários do centro é formado por noventa professores – todos com título de doutor – e cinquenta funcionários distribuídos em diversas funções. O corpo discente é composto por aproximadamente 2 mil estudantes, distribuídos em cursos de graduação, especialização e pós-graduação.¹⁶

A história do CIn inicia-se em 1974, ano de inauguração do Departamento de Estatística e Informática da UFPE. Ainda na categoria de departamento, em 1975, era oferecido à graduação em ciência da computação um programa de mestrado em informática. Em 1983, foi criado o Departamento de Informática, separando-se fisicamente do Departamento de Estatística. Em 1986, o curso de ciência da computação passa por uma reforma curricular com acréscimo de novas disciplinas, totalizando dez períodos (cinco anos). Em 1999, o Departamento de Informática da UFPE foi alçado à categoria de centro.¹⁷

16. Disponível em: <<https://bit.ly/3EXJzPQ>>. Acesso em: 3 out. 2022.

17. Disponível em: <<https://bit.ly/3EXJzPQ>>. Acesso em: 3 out. 2022.

Atualmente o CIn oferece três cursos de graduação: ciência da computação, engenharia da computação e sistema da informação. Os dois primeiros cursos oferecem cem vagas por ano, enquanto o terceiro oferece setenta.¹⁸ Em 2016, na 26ª edição do *Guia do Estudante*, conceituou os três cursos do centro como excelentes. Além da graduação, o CIn oferece cursos de pós-graduação, incluindo especialização, mestrado acadêmico e profissional e doutorado. Na avaliação quadrienal feita pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), em 2017, o programa de pós-graduação acadêmica do centro conseguiu a nota máxima, 7. Essa pontuação torna o CIn um centro de excelência e referência em ensino e pesquisa.

Para que as atividades de ensino e pesquisa aconteçam, o CIn possui mais de vinte laboratórios com mais de quinhentos computadores, que podem ser utilizados por professores, alunos e pesquisadores. O centro detém diversos outros equipamentos, como *notebooks*, *smartphones* e *tablets*, totalizando mais de 2 mil. Além disso, há um espaço do PD voltado para o empreendedorismo no CIn. Inaugurado em maio de 2016, o Pitch – Conexões Empreendedoras tem como objetivo atrair alunos da universidade interessados em empreender. O espaço conta com salas para reuniões, mentorias e capacitações e equipamentos para auxiliar o desenvolvimento de projetos (Pitch..., 2018).

A cultura empreendedora vem sendo desenvolvida no CIn desde o final da década de 1990, antes da inauguração do *pitch*. Com a criação do Projeto Gênese, focado no fomento a empreendimentos ligados à área de tecnologia da informação e comunicação, em 1997, foi fundada a pré-incubadora Recife Beat – Base para Empreendimentos de Alta Tecnologia (Goulart, 2006). Seu principal objetivo é instigar os estudantes a pensarem no desenvolvimento de novas empresas na área de TIC baseadas em ideias inovadoras.¹⁹

Outro ponto importante a ser mencionado é a cooperação do centro com a iniciativa privada e outras instituições de ensino. Apesar de já manter esse tipo de vínculo, o processo passou a ser mais acentuado após o governo federal sancionar a Lei da Informática em 2004. Essa lei tem como objetivo fomentar investimentos no setor de P&D por intermédio de incentivos fiscais dados a empresas de desenvolvimento ou produção de bens de informática e automação. A partir disso, criou-se no CIn a Coordenação de Cooperação e Empreendimento, formada pela Gerência de Contratos e Convênios e pela Gerência de Negócios e Projetos.²⁰ Note-se que essa cooperação com empresas privadas é importante para gerar recursos extraorçamentários, que viabilizam a compra e a manutenção de equipamentos e da infraestrutura disponível no CIn, que é bastante diferenciada em relação aos demais espaços da UFPE.

18. Disponível em: <<https://bit.ly/3EXJzPQ>>. Acesso em: 3 out. 2022.

19. Disponível em: <<https://bit.ly/3yVuSJs>>. Acesso em: 29 mar. 2018.

20. Disponível em: <<https://bit.ly/3yS3An8>>. Acesso em: 29 mar. 2018.

3.2.3 Cesar

Com o governo do estado e o Cin/UFPE, o Cesar foi um dos principais agentes envolvidos na concretização do projeto do Porto Digital. Instituto privado de inovação, sem fins lucrativos, o centro foi fundado em 1996, com a missão de trazer projetos mais complexos que envolvessem TICs para Pernambuco, com vistas a reverter a saída de talentos do estado (Goulart, 2006). Além disso, outra motivação do centro de inovação foi subverter a orientação do desenvolvimento tecnológico gerado na universidade de *technology push* para *demand pull*,²¹ o que aproximou a universidade das empresas locais (Rodrigues e Rovere, 2018).

Hoje, o Cesar atua como instituto de inovação, acelerador de empresas e fábrica de *software*, criando produtos, serviços e negócios com TICs. Rodrigues e Rovere (2018) identificam o centro como um líder dos negócios que envolvem TICs, uma vez que este consegue interligar diversas outras instituições para desenvolver projetos complexos. Antes de se estabelecer no PD, o Cesar ocupava um dos andares do Cin e tinha recursos limitados. A primeira parceria foi com uma empresa chamada Tivoli, para desenvolver um serviço demandado pela rede varejista Bom Preço, ao proporcionar aprendizado de negócios importantes. A primeira parceria internacional de maior relevância do Cesar foi com a Motorola, que passou de cliente para primeira mantenedora. Siqueira (2003) destaca o importante papel das mantenedoras para a perpetuação do Cesar, dada a queda dos repasses oriundos de agências de fomento do governo federal e estadual (Capes, CNPq, Financiadora de Estudos e Projetos – Finep e Facepe), compensada pelos contratos com o setor privado, criando uma nova fonte de recursos para P&D. Os sócios mantenedores realizam aportes na instituição e, como retribuição, têm acesso aos trabalhos por esta desenvolvidos.

Enquanto ainda estava situado na universidade, o Cesar foi um agente de mudança, ao proporcionar melhorias e acrescentar uma nova cultura ao Cin, direcionando as pesquisas ali realizadas para o mercado, e, como consequência, atraiu novos recursos para o centro de ensino. Esse novo direcionamento expandiu significativamente o orçamento do Cin; isso possibilitou que este pudesse melhorar sua infraestrutura, aumentar sua capacitação e ganhar uma cultura empreendedora (Rodrigues e Rovere 2008). Grandes projetos que passaram pelo Cin foram negociados pelo Cesar, que possui uma rede de parceiros estratégicos e fortes no mercado. Em entrevista concedida ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), um dos fundadores do centro contou que, entre 2002 e 2004, o centro repassou R\$ 1,5 milhão para o Cin, enquanto o repasse do governo federal foi de apenas R\$ 100 mil (Ipea, 2004). Há alguns anos, o Cesar vem atuando como

21. *Technology push* e *demand pull* fazem menção a modelos do processo de inovação; o primeiro refere-se a maciços investimentos em P&D, o que resulta em sucesso de novos produtos, enquanto o segundo prioriza as demandas de mercado em vez da pesquisa básica em si (Maçaneiro, 2011).

escola de inovação por meio da Cesar School. Em 2013, foi lançado o mestrado profissional em *design* de artefatos digitais; desde então, passou a oferecer outros cursos em nível de graduação (*design* e ciência da computação) e especialização.

Assim, percebemos que o Porto Digital, o CIn-UFPE e o Cesar são instituições interdependentes. O PD é personificado no mercado, ambiente que possibilita o desenvolvimento de produtos e serviços de base tecnológica, mas que depende dos profissionais e do conhecimento científico gerado no CIn. O Cesar, por sua vez, está ligado à capacidade do parque de transformar conhecimento tecnológico em inovação, ao agregar valor aos bens e serviços lá produzidos. Além disso, o Cesar tem um papel importante na atração de novos investimentos para o parque, ao funcionar como aceleradora e incubadora. Essas duas instituições são tão importantes para o Porto Digital que, no NGPD, responsável por decisões estratégicas, há cadeiras reservadas para seus membros – ou seja, CIn e Cesar participam ativamente das decisões referentes ao PD.

Por fim, destaca-se que instrumentos e recursos oriundos da política de ciência, tecnologia e inovação no Brasil, especialmente o Decreto nº 9.283/2018 e a Lei nº 13.243/2016, foram importantes para apoiar iniciativas como as do PD, do CIn/UFPE e do Cesar, com estímulos direcionados à ampliação de pesquisa e inovação, bem como à interação entre agentes e instituições.

3.4 A análise institucional do Porto Digital

O êxito do Porto Digital está atrelado a instituições fortes, que foram capazes de aproveitar as condições econômicas e sociais presentes no espaço, com o objetivo de estabelecer um ecossistema capaz de gerar serviços e produtos de base tecnológica com alto valor agregado, com habilidade para competir no mercado internacional. Essa condição adveio da articulação entre o governo, a academia e o setor privado, que priorizou as redes de inovação como estratégia para o desenvolvimento local. Entre as condições preexistentes que integram esse novo ambiente pró-inovação, estão as atividades ligadas ao setor de TIC, que já vinham ocorrendo antes mesmo da instalação do PD.

Trata-se, assim, de ambiente no qual o conceito de *path dependence* definido por Douglass North, no qual o passado repercute fortemente nas atividades futuras, se encaixa perfeitamente. Também vale mencionar a presença, referida por Diniz (2001), das redes de inovação que facilitam a acessibilidade, proporcionam um contato mais direto interfirmas e permitem que o fluxo de conhecimento tenha menos barreiras, o que facilita o aprendizado e a inovação.

Nessa linha de raciocínio, vale lembrar o caráter cumulativo do aprendizado (Diegues e Roselino, 2007) e a proximidade geográfica entre as empresas que fazem parte de parques tecnológicos, que tendem a trazer benefícios, como a

cooperação em projetos que visam solucionar problemas compartilhados por estas. Tais interações tendem a potencializar o aprendizado por intermédio do *learning by doing* e *learning by using*. Outro fator relacionado com a cumulatividade do processo produtivo é a P&D universitária. Esta proporciona maior aprendizagem a partir da geração de novos conhecimentos tecnológicos, podendo desenvolver novas potencialidades para uma mesma tecnologia. Sendo assim, a cooperação local entre o CIn/UFPE com as empresas instaladas no PD é estratégica no reforço da capacidade local de inovação.

Em sintonia com o que é pertinente aos conceitos postos anteriormente – *path dependence*, por exemplo –, vale lembrar que a criação desse ambiente de inovação apenas foi possível por causa do ambiente universitário que fornecia – e ainda fornece – profissionais altamente qualificados para o mercado de trabalho.

Um estudo qualitativo realizado pela Datamétrica (2015) mostrou que 39% das empresas embarcadas no parque tecnológico concordaram que o ambiente universitário de alguma forma alavancou o início do seu negócio. O estudo ainda procurou explorar quais formas referentes ao ambiente universitário impactaram positivamente os negócios. Entre estas, estavam o espírito empreendedor (32%) e os programas de incubação (55%). Considerando-se que 82,4% dos profissionais recrutados pelas empresas instaladas no parque são de Pernambuco e que 77% dessas mesmas empresas avaliaram como boa ou regular a formação de profissional que sai da universidade na área técnica da empresa (Datamétrica, 2015), é possível dimensionar a importância do centro de ensino e pesquisa para o parque.

Em entrevista concedida ao *Diário de Pernambuco*, em 2018, o professor diretor do centro credita o fato de o CIn ser referência nacional e internacional não apenas pela cultura empreendedora, mas também por grandes investimentos feitos para manter uma boa formação na graduação e na pós-graduação. Investimentos que nem sempre tiveram como fonte de origem os repasses feitos pelo governo federal, contando muito com os repasses significativos feitos pelo Cesar e os projetos de cooperação com a indústria, que é um braço muito forte na manutenção dos laboratórios e da infraestrutura, no desenvolvimento de novas tecnologias e na viabilização de bolsas de alunos.

O Cesar foi um agente de mudança no CIn. Ao subverter a lógica do desenvolvimento tecnológico de *technology push* para *demand pull*, o centro de inovação passou a trabalhar maior interação do centro com o mercado, ao objetivar a criação de *startups*, fomentar o empreendedorismo e fortalecer a relação universidade-empresa. No histórico da constituição do Cesar, uma das suas motivações está no desenvolvimento do mercado de trabalho, constatada pelos professores de então como restrito para os formandos na área de tecnologia da informação (TI) em Recife. De acordo com o presidente do conselho do centro,

em 1992, mais de 70% dos alunos formados pelo CIn tinham deixado o estado ou o país, e uma solução encontrada foi criar um mercado capaz de absorver essa mão de obra altamente qualificada.

Em reforço à argumentação aqui seguida da construção histórica do PD, vale lembrar que Arend, Cário e Enderle (2012) se referem ao poder que as instituições têm de criar estruturas de incentivos e gerar mudanças a partir de oportunidades percebidas pelos indivíduos da sociedade. O Cesar não apenas conseguiu evitar a fuga de talentos que vinha ocorrendo no CIn, como também foi capaz de aproveitar as condições que o ambiente universitário oferecia. Por formar mão de obra altamente qualificada tendo como característica intrínseca o empreendedorismo, o Cesar aproveitou tais condições para atuar como incubadora e aceleradora, ao garantir maior envolvimento nos empreendimentos locais e também encontrar novas formas de expandir sua receita.

Por sua vez, a participação do estado na concretização e no sucesso do parque tecnológico abarca suas três esferas: municipal, estadual e federal. Em 2006, a Prefeitura do Recife sancionou a Lei nº 17.244, que concedeu benefícios fiscais às empresas que exercem atividades de serviços de informática e congêneres, incluindo-se também serviços educacionais e certificação de produtos em informática (Albuquerque e Lacerda, 2017). É importante frisar que, antes dessa lei, outras de fomento ao setor de TIC foram sancionadas pela prefeitura, como a Lei nº 17.050/2004, na qual se estabeleceu a alíquota de 2% do ISS no lugar de 5% vigente para o restante da cidade, e as leis nºs 19.253/2002, 19.456/2002 e 20.508/2004 em 2001, que, assim como as demais, fomenta as atividades ligadas à informática.

No relatório divulgado pela Datamétrica (2015), constata-se que 70% das empresas presentes no ano da pesquisa se instalaram no parque após 2006. Há forte correlação entre esse dado e a lei proposta pela Prefeitura do Recife, principalmente quando levamos em conta que as principais áreas de atuação das firmas do Porto Digital são desenvolvimento de *software*/sistemas (47%) e consultoria (38%), áreas ligadas diretamente às atividades contempladas na Lei nº 17.244/2006. No âmbito estadual, temos a participação do governo do estado, que, ademais de ter feito um aporte relevante para consolidar a infraestrutura do PD nos primeiros anos de funcionamento, além de outras políticas de fomento já citadas, também vem promovendo a interiorização do parque, com a construção do Armazém da Produtividade nas cidades de Caruaru e Petrolina, conhecidas pelos seus APLs na moda e na fruticultura, respectivamente.

No âmbito federal, cabe citar a Lei da Informática (Lei nº 10.176/2001), que é uma reedição da “antiga Lei da Informática” de 1984, que garantia reserva de mercado para o setor (Garcia e Roselino, 2004). O objetivo dessa política pública

é fomentar investimentos no setor de P&D mediante incentivos fiscais dados a empresas de desenvolvimento ou produção de bens de informática e automação.

O Cesar, por exemplo, tem vários projetos em consonância com a Lei da Informática, como o Inova Auto PE, e em articulação com a Empresa Brasileira de Pesquisa e Inovação Industrial (Embrapii). O presidente do conselho contou que boa parte do faturamento do centro provém de projetos dessa natureza; porém, o próprio centro vem trabalhando nisso, desenvolvendo projetos que não estejam vinculados à Lei da Informática. Notamos o quão importante foram as políticas públicas voltadas para o setor de TIC e como estas impactaram positivamente o desenvolvimento do PD. Aqui, temos um exemplo do estado como promotor do desenvolvimento, ao gerar benefícios que repercutem por toda a sociedade.

O NGPD é outro agente que tem atuado a fim de melhorar o ambiente de negócios do PD, o que pode ser entendido como uma minimização dos custos de transação das empresas que se instalaram no parque. O NGPD atua minimizando tanto os custos *ex ante*, ao elaborar e negociar condições de competitividade para criação, atração e fortalecimento de empreendimentos inovadores, quanto os custos *ex post*, ao gerenciar projetos que visam à melhoria contínua da infraestrutura e da mão de obra do parque. Isto é, o NGPD é o ponto de articulação das diversas instituições voltadas para o desenvolvimento econômico e social da região.

Ainda é interessante pontuar como a interação dessas instituições tem gerado fatores que podem ser vistos, como a expansão da inovação e a vinda de alunos de outras regiões em busca de ensino de qualidade e do mercado de trabalho local. Na pesquisa realizada no âmbito deste trabalho com os alunos do primeiro período dos cursos de engenharia da computação e sistema da informação do CIn/UFPE, cerca de 30% disseram ter saído de sua cidade natal para fazer a graduação. Entre as motivações da ida para a capital pernambucana, 100% referiram-se à qualidade do curso oferecido pelo CIn e à presença do Porto Digital na região. Dos 30% dos estudantes que saíram de suas cidades para cursar a graduação, aproximadamente 60% são de cidades do interior do estado, como Carnaíba, Brejo da Madre de Deus e Bom Jardim. Ou seja, a relação PD-UFPE criou condições favoráveis para atrair esses alunos, como um mercado de trabalho local e ensino de qualidade.

Segundo o professor diretor do CIn, um dos planos para atender a essa demanda é a interiorização dos cursos oferecidos pelo centro, mantendo a mesma qualidade do ensino que é oferecida no *campus* de Recife. Há também uma proposta de lançar novos cursos ligados ao setor nesse *campus*, como o de engenharia de *softwares*. Logo, notamos a grande importância do ambiente universitário para o Porto Digital. A formação de profissionais e os conhecimentos tecnológicos gerados no CIn tiveram enorme contribuição para o reconhecimento que o PD possui hoje.

Há de se chamar a atenção para os fatores que contribuíram para o sucesso da articulação em estudo. Conforme aponta a entrevista com o ex-presidente da Facepe, o sucesso teve como motivações iniciais o corpo qualificado de docentes do departamento; depois, o CIn e suas articulações com as empresas locais e externas, aproveitando um nicho de mercado formado pela elaboração de aplicativos para a *web*. Para isso, contou com a competência de docentes e discentes em uma área então em franca expansão, mesmo que utilizadora de tecnologia intermediária, mas escassa no Brasil e em outros países à época. Também contribuíram a disponibilidade de profissionais egressos do curso de informática da UFPE com competência na área e a expansão do mercado de aplicativos para a *web*.

Afora isso, a capacidade empreendedora de alguns desses docentes permitiu a articulação gradativa com as empresas nacionais e internacionais do setor, em modelo que envolve a articulação de pequenas empresas locais embarcadas no Porto Digital com as externas e, ainda, a comercialização direta de aplicativos de uso mais geral.²² O Cesar e o estado de Pernambuco²³ foram pilares importantes que ajudaram a consolidar e expandir a articulação em torno do PD, em processo historicamente construído.

Como costuma ocorrer, as articulações locais ou regionais bem-sucedidas estão associadas a “acidentes históricos”, como aponta Paul Krugman (1992). No caso, um desses “acidentes” foi a possibilidade de o governo do estado investir no PD uma soma significativa de recursos em infraestrutura no Recife Antigo, além da capacidade do governo na época de perceber a oportunidade de aportar os recursos apostando nas potencialidades do segmento. Isso em um momento em que o mercado demandava *softwares* que podiam ser desenvolvidos pelas empresas que foram ali se constituindo. Somaram-se a esses os fatores anteriormente mencionados – ou seja, a articulação universidade-governo do estado-empresas, a disponibilidade de mão de obra especializada e o nicho de mercado.

Um caso de sucesso, hoje o PD enfrenta desafios como o de avançar na direção de competir com outros centros similares no Brasil – Ceará e Santa Catarina, por exemplo – e em tecnologias avançadas ou de ponta, como “nuvens” e “internet das coisas”. A limitação parece localizar-se, em primeiro lugar, na ainda reduzida disponibilidade de mão de obra especializada na área de inteligência artificial, que consiga desvendar e interagir com a lógica dos algoritmos, que lidem com as novas lógicas computacionais não baseadas, com ênfase em modelos cognitivos; em segundo lugar, na infraestrutura: acesso à *database* de nível 3 ou 4 e cabo submarino de transmissão de dados.

22. Note-se que uma das limitações desse arranjo é a dificuldade de acesso às grandes cadeias globais do segmento, até por limitações da infraestrutura local – *database*, por exemplo.

23. Aqui cabe destacar que, na época, o governo estadual privatizou a Celpe, empresa distribuidora de eletricidade, e utilizou parte dos recursos da venda para montar a infraestrutura do PD. No entanto, o então secretário de Ciência e Tecnologia, Cláudio Marinho, era ligado ao segmento de TI e priorizou o Porto Digital na sua gestão. Estes são o que se pode chamar de “fatores de ocasião”, presentes em outros casos de sucesso conhecidos e relatados na literatura. A disponibilidade de imóveis subutilizados no Bairro do Recife Antigo na época é outro desses fatores.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A atuação conjunta dessas instituições, com a brecha de mercado descrita anteriormente, é um exemplo de sucesso de como o SNI pode transformar inovações em benefícios da sociedade e promover o desenvolvimento econômico local. A articulação entre o Estado, a academia e a iniciativa privada conseguiu inserir o setor de TIC como um dos segmentos importantes da economia pernambucana. A ação conjunta dessas três esferas trouxe diversas externalidades positivas para a região, como vagas de trabalho com salários acima da média local, revitalização do centro da cidade, o que preservou a cultura, e melhores condições de competitividade para as empresas locais, que buscam inovações em seus produtos e serviços e excelência na formação de profissionais.

A promoção de uma nova forma de fazer ciência introduzida pelo Cesar no ambiente universitário foi importante, no sentido de favorecer o surgimento de inovações direcionadas para o mercado, assim como as medidas adotadas pelo CIn para promover a cultura empreendedora entre os alunos, tão importante para as atividades do Cesar. As políticas de fomento realizadas pelo estado tiveram um importante papel no desenvolvimento de ambiente tecnológico favorável à inovação. O não esgotamento do vínculo entre essas instituições está diretamente atrelado ao sucesso do PD. O mercado, a universidade e as três esferas do Estado estão presentes desde o processo de formação até os dias atuais, o que mostra como a relação estado-universidade-mercado foi e continua sendo fundamental para a promoção da economia pernambucana no contexto global.

Trata-se, portanto, de caso bem-sucedido de articulação entre instituições proativas, cuja atuação foi sendo direcionada para a ampliação dos respectivos âmbitos de competência, nos quais a trajetória observada e a história apresentam conexões claras – ou seja, os quais o *path dependence* explica, evidenciando-se o desenvolvimento econômico local em termos de atração de alunos, empregos gerados, melhores salários, revitalização de área urbana, preservação de aspectos culturais, entre outros aspectos.

Um aspecto importante do tema em estudo não foi aqui aprofundado e fica como sugestão para pesquisas futuras: as implicações do PD sobre o desenvolvimento tecnológico e as inovações na economia pernambucana.

REFERÊNCIAS

- ACS, Z. J.; AUDRETSCH, D. B.; LEHMANN, E. E. The knowledge spillover theory of entrepreneurship. **Small Business Economics**, v. 41, n. 4, p. 757-774, Oct. 2013.
- AGOSTINI, R. Ritmo de inovação do Brasil está a 3 décadas do chinês. **Folha de S.Paulo**, 2 ago. 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3s866lt>>. Acesso em: 3 out. 2022.

ALBUQUERQUE, I. J. C.; LACERDA, N. Normas indutoras e interesse público: o Porto Digital (Bairro do Recife) e a captura da coisa pública. *In: ENCONTRO NACIONAL DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISA EM PLANEJAMENTO URBANO E REGIONAL*, 17., São Paulo. **Anais...** São Paulo: Enanpur, 2017.

APOLINÁRIO, V. Sistema de inovação e desenvolvimento: reflexões a partir da experiência brasileira. *In: CONFERÊNCIA INTERNACIONAL DA LALICS*, 2013, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Lalics, 2013.

AREND, M.; CÁRIO, S. A. F.; ENDERLE, R. A. Instituições, inovações e desenvolvimento econômico. **Pesquisa & Debate**, v. 23, n. 1, p. 110-133, 2012.

BANCO MUNDIAL; CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Conhecimento e inovação para a competitividade**. Brasília: Banco Mundial; CNI, 2008.

BERBEL, A. C. A. **O processo de internacionalização de um cluster de empresas de software**: o caso do Porto Digital. 2008. 112 f. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2008.

BUARQUE, S. C. (Org.). **Construindo o desenvolvimento local sustentável: metodologia de planejamento**. Brasília: IICA, 2002.

CAMPOS, I. M.; VALADARES, E. C. **Inovação tecnológica e desenvolvimento econômico**. Plano Mineiro de Desenvolvimento Integrado 2007-2013. Belo Horizonte, 2007.

CASTELLI, J. R.; CONCEIÇÃO, O. A. C. Instituições, mudança tecnológica e crescimento econômico: uma aproximação das escolas evolucionárias neoschumpeteriana e neoinstitucionalista. **Revista Empreendedorismo, Negócios e Inovação**, v. 1, p. 4-17, 2016.

COELHO, F. **Consórcios regionais de desenvolvimento**: os mercados regionais no estado do Rio de Janeiro. Santiago de Chile: Cepal, 2000. (Projeto Cepal/GTZ Desarrollo Económico Local y Descentralización en América Latina). Disponível em: <<https://repositorio.cepal.org/handle/11362/31407?show=full&locale-attribute=en>>. Acesso em: 27 mar. 2018.

CONCEIÇÃO, O. A. C. A dimensão institucional do processo de crescimento econômico: inovações e mudanças institucionais, rotinas e tecnologia social. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 17, n. 1, p. 85-105, abr. 2008.

COSTA, E. J. M. da. A cultura como chave para a dependência da trajetória na teoria institucionalista de Douglas North. **Nova Economia**, v. 29, p. 1359-1385, 2019.

DATAMÉTRICA. Projeto de pesquisa para mapear o perfil da oferta e da demanda de qualificação profissional em tecnologia da informação em Recife: relatório com os resultados – empresas. [s.l.]: Datamétrica, out. 2015.

DIEGUES, A. C.; ROSELINO, J. E. Aprendizado tecnológico e dinâmica inovativa em polos de tecnologia de informação e comunicação: uma análise sobre os casos paradigmáticos do Vale do Silício (EUA), de Dublin (Irlanda) e de Bangalore (Índia). *In: REUNIÃO ANUAL DE LA RED PYMES*, 12., 2007, Campinas, São Paulo. **Anales...** Campinas: Red PyMEs, 2007.

DINIZ, C. C. O papel das inovações e das instituições no desenvolvimento local. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 29., 2001, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2001.

ETZKOWITZ, H.; ZHOU, C. Hélice tríplice: inovação e empreendedorismo – universidade-indústria-governo. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 90, p. 23-48, 2017.

FAVA-DE-MORAES, F. University, innovation and social-economic impact. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 14, n. 3, p. 8-11, jul. 2000.

FERNANDES, R. O papel das universidades no desenvolvimento das cidades e regiões. *In: FERNANDES, R. Impactos locais e regionais da Universidade do Porto*. 137 f. 2011. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Universidade do Porto, Porto, 2011. p. 6-32.

GARCIA, R.; ROSELINO, J. E. Considerações sobre a Lei da Informática: uma avaliação de seus resultados como instrumento indutor de desenvolvimento tecnológico e industrial. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA*, 7., 2003, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais...** Florianópolis: SEP, 2004.

GOULART, S. Uma abordagem ao desenvolvimento local inspirada em Celso Furtado e Milton Santos. **Cadernos Ebape**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 3, p. 1-15, out. 2006.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Entrevista Silvio Meira: a experiência do Porto Digital de Recife, em Pernambuco. **Desafios do Desenvolvimento**, v. 1, n. 4, p. 26-31, nov. 2004.

KRUGMAN, P. (Ed.). **Geografia y comercio**. Barcelona: Antonio Bosch, 1992.

LASTRES, H. M. M.; CASSIOLATO, J. E.; CAMPOS, R. Arranjos e sistemas produtivos e inovativos locais: vantagens do enfoque. *In: LASTRES, H. M. M.; CASSIOLATO, J. E. (Org.). Estratégias para o desenvolvimento: um enfoque sobre arranjos produtivos locais do Norte, Nordeste e Centro-Oeste brasileiros*. Rio de Janeiro: E-papers, 2006. p. 13-28.

LIMA, J. P.; SICSÚ, A. B. ; GATTO, M. F. Economia de PE: transformações recentes e perspectivas no contexto regional globalizado. **Revista Econômica do Nordeste**, Recife, v. 38, n. 4, p. 525-541, out./dez. 2007.

LIMEIRA, T. M. V. **O papel das aceleradoras de impacto no desenvolvimento dos negócios sociais no Brasil**: relatório de pesquisa. São Paulo: FGV, jun. 2014.

LOPES, H. C. Instituições e crescimento econômico: os modelos teóricos de Thorstein Veblen e Douglass North. **Revista de Economia Política**, Campinas, v. 33, n. 4, p. 619-637, out./dez. 2013.

MAÇANEIRO, J. C. C. Os modelos technology-push e demand-pull e as estratégias de organizações ambídestras: a adoção de inovações tecnológicas por empresas brasileiras. **Revista Capital Científico**, Guarapuava, v. 9, n. 1, p. 27-41, jan./jun. 2011.

MAGACHO, L. A. M.; VILLELA, T. N. Abordagem histórica do sistema nacional de inovação e o papel das incubadoras de empresas na interação entre agentes desse sistema. **Locus Científico**, Juiz de Fora, v. 3, n. 1, p. 13-21, 2009.

MANZINI, E. J. Entrevista semiestruturada: análise de objetivos e de roteiros. *In*: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE PESQUISA E ESTUDOS QUALITATIVOS, 2., 2004, Bauru, São Paulo. **Anais...** Bauru: USC, 2004.

MARX, K. (Org.). **O capital**. 8. ed. Rio de Janeiro: Zahar, 1983.

NGPD – NÚCLEO DE GESTÃO DO PORTO DIGITAL. **Porto Digital**. Brasília: NGPD, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3eIyTdb>>. Acesso em: 17 mar. 2018.

NORTH, D. C. **Institutions, institutional change, and economic performance**: Cambridge: Cambridge University Press, 1990. (Political Economy of Institutions and Decisions).

PEREIRA, D. M.; HORIGUCHI, L. **Relatório do Projeto Conexão Local**. Recife: FGV, 2009.

PEREIRA, D. M.; SILVA, G. S. As tecnologias de informação e comunicações (TICs) como aliadas para o desenvolvimento. *In*: SEMINÁRIO SOBRE INSTITUIÇÕES, INOVAÇÃO E DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 1., 2010, Vitória da Conquista, Bahia. **Anais...** Vitória da Conquista: Uesb, 2010.

PESQUISA Deloitte: salários no Nordeste são, em média, 30% mais baixos que no Sul/Sudeste. **Amcham**, 17 nov. 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3KYINmC>>. Acesso em: 31 maio 2019.

PITCH Conexões. **Centro de Informática/UFPE (notícias)**, 25 maio 2018. Disponível em: <<https://is.gd/04vVYE>>. Acesso em: 27 mar. 2018.

RAMPAZZO, N. L. **O significado do trabalho na indústria criativa**: um estudo no Porto Digital do Recife. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.

RESENDE, R. R. (Org.). **Biotecnologia aplicada à agro&indústria**: fundamentos e aplicações. 1. ed. São Paulo: Editora Edgard Blucher, 2017.

ROZANSKI, C. O papel das universidades para o desenvolvimento das inovações no Brasil. *In*: COLOQUIO INTERNACIONAL DE GESTIÓN UNIVERSITARIA, 16., 2016, Arequipa. **Anales...** Arequipa: Cigu, 2016.

RODRIGUES, R.; ROVERE, R. L. Parcerias e apoio tecnológico para empresas de *software*: o caso do Centro de Estudos e Sistemas Avançados do Recife (Cesar). *In*: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 9., 2018, Santa Cruz do Sul, Rio Grande do Sul. **Anais...** Santa Cruz do Sul: Unisc, 2018.

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

SCHUMPETER, J. (Org.). **A teoria do desenvolvimento econômico**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

SIQUEIRA, T. V. Os *clusters* de alta tecnologia e o desenvolvimento regional. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 19, p. 129-198, 2003.

VAZQUEZ-BARQUERO, A. Desarrollo endógeno. Teorias e políticas de desarrollo territorial. *In*: **Investigaciones Regionales**, n. 11. Madrid, 2007.

VEBLEN, T. (Org.). **A teoria da classe ociosa**. São Paulo: Livraria Pioneira Editora, 1965.

VIEIRA, R. M. Teoria da firma e inovação: um enfoque neoschumpeteriano. **Cadernos de Economia**, Chapecó, v. 14, p. 36-49, 2010.

Data da submissão em: 19 jun. 2019.

Primeira decisão editorial em: 22 dez. 2020.

Última versão recebida em: 2 mar. 2021.

Aprovação final em: 22 mar. 2021.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação

Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Coordenação

Rafael Augusto Ferreira Cardoso

Samuel Elias de Souza

Supervisão

Camilla de Miranda Mariath Gomes

Everson da Silva Moura

Revisão

Alice Souza Lopes

Amanda Ramos Marques

Ana Clara Escórcio Xavier

Barbara de Castro

Clícia Silveira Rodrigues

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Reginaldo da Silva Domingos

Brena Rolim Peixoto da Silva (estagiária)

Nayane Santos Rodrigues (estagiária)

Editoração

Anderson Silva Reis

Cristiano Ferreira de Araújo

Danielle de Oliveira Ayres

Danilo Leite de Macedo Tavares

Leonardo Hideki Higa

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Ipea – Brasília

Setor de Edifícios Públicos Sul 702/902, Bloco C

Centro Empresarial Brasília 50, Torre B

CEP: 70390-025, Asa Sul, Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0103-4138



9 770103 413007

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

