ppe pesquisa e planejamento econômico

volume 51
número 3
dez. 2021

PROMOVENDO O DESEMPENHO EDUCACIONAL VIA MELHORIAS NA GESTÃO ESCOLAR: O CASO DO PROGRAMA JOVEM DE FUTURO
Ricardo Paes de Barros
Mirela de Carvalho
Samuel Franco
Beatriz Silva Garcia
Ricardo Henriques
Laura Muller Machado

OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL NO BRASIL
Marcelo Fernandes
Ygor Munhoz
Clemens Nunes

GRAU DE ESPECIALIZAÇÃO DA CESTA DE EXPORTAÇÕES E SUA RELAÇÃO COM A COMPLEXIDADE ECONÔMICA DAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO BRASILEIRAS
Felipe Orsolin Teixeira
Clailton Ataídes de Freitas
Daniel Arruda Coronel

O CICLO DAS *COMMODITIES* E O CRESCIMENTO REGIONAL DESIGUAL NO BRASIL ENTRE 2005 E 2014: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL
Celso Bissoli Sessa
Thiago Cavalcante Simonato
Edson Paulo Domingues

EFEITO DA MUNICIPALIZAÇÃO DO IMPOSTO TERRITORIAL RURAL SOBRE A ARRECADAÇÃO TRIBUTÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS
Claudia Heck
Fábio Nishimura
Beatriz Santos Araújo

MIGRAÇÃO INTERMUNICIPAL NO NORDESTE BRASILEIRO: HÁ EVIDÊNCIAS DE SELEÇÃO MIGRATÓRIA?
Luís Abel da Silva Filho
Guilherme Mendes Resende

ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL DOS FATORES QUE AFETAM A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO
Danyella Juliana Martins de Brito
Marcus Vinícius Amaral e Silva
Marta Cristiane Timóteo Rossi

EFEITOS ECONÔMICOS DA ZONA FRANCA DE MANAUS
Rogério da Cruz Gonçalves
Philipp Ehrl

ipea

volume 51 | número 3 | dez. 2021

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

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 e Infraestrutura
João Maria de Oliveira

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Herton Ellery Araújo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Paulo de Andrade Jacinto

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação (substituto)
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

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

CORPO EDITORIAL

Editor
Mauricio Cortez Reis

Coeditores
Marco A. F. H. Cavalcanti
José Gustavo Feres
Danilo Santa Cruz Coelho

Membros
Lauro Ramos (Ipea)
Eduardo Fiuza (Ipea)
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)
Daniel da Mata (Ipea)
Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)
Eduardo Rios Neto (Cedeplar-UFMG)
José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)
Marcelo Portugal (UFRGS)
Marco Bonomo (Insper)
Mônica Viegas de Andrade (Cedeplar-UFMG)
Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)
Renata Narita (FEA-USP)
Ricardo Paes de Barros (Insper)
Roberto G. Ellery (UnB)
Sergio Firpo (Insper)
Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva
Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2022

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551 CDD 330.05
33(81) (05)

DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppev51n3

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.

SUMÁRIO

PROMOVENDO O DESEMPENHO EDUCACIONAL VIA MELHORIAS NA GESTÃO ESCOLAR: O CASO DO PROGRAMA JOVEM DE FUTURO 9
Ricardo Paes de Barros
Mirela de Carvalho
Samuel Franco
Beatriz Silva Garcia
Ricardo Henriques
Laura Muller Machado

OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL NO BRASIL 45
Marcelo Fernandes
Ygor Munhoz
Clemens Nunes

GRAU DE ESPECIALIZAÇÃO DA CESTA DE EXPORTAÇÕES E SUA RELAÇÃO COM A COMPLEXIDADE ECONÔMICA DAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO BRASILEIRAS 75
Felipe Orsolin Teixeira
Clailton Ataídes de Freitas
Daniel Arruda Coronel

O CICLO DAS *COMMODITIES* E O CRESCIMENTO REGIONAL DESIGUAL NO BRASIL ENTRE 2005 E 2014: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL 117
Celso Bissoli Sessa
Thiago Cavalcante Simonato
Edson Paulo Domingues

EFEITO DA MUNICIPALIZAÇÃO DO IMPOSTO TERRITORIAL RURAL SOBRE A ARRECADAÇÃO TRIBUTÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS 163
Claudia Heck
Fábio Nishimura
Beatriz Santos Araújo

MIGRAÇÃO INTERMUNICIPAL NO NORDESTE BRASILEIRO: HÁ EVIDÊNCIAS DE SELEÇÃO MIGRATÓRIA? 187
Luís Abel da Silva Filho
Guilherme Mendes Resende

ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL DOS FATORES QUE AFETAM A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO 213
Danyella Juliana Martins de Brito
Marcus Vinícius Amaral e Silva
Marta Cristiane Timóteo Rossi

EFEITOS ECONÔMICOS DA ZONA FRANCA DE MANAUS 251
Rogério da Cruz Gonçalves
Philipp Ehrl

CONTENTS

PROMOTING EDUCATIONAL PERFORMANCE THROUGH IMPROVEMENTS IN THE SCHOOL MANAGEMENT: THE CASE OF THE JOVEM DE FUTURO PROGRAM 9
Ricardo Paes de Barros
Mirela de Carvalho
Samuel Franco
Beatriz Silva Garcia
Ricardo Henriques
Laura Muller Machado

THE MACROECONOMIC DRIVERS OF THE TERM STRUCTURE OF THE USD-DENOMINATED INTEREST RATES IN BRAZIL 45
Marcelo Fernandes
Ygor Munhoz
Clemens Nunes

DEGREE OF SPECIALIZATION OF THE EXPORT BASKET AND ITS RELATIONSHIP WITH THE ECONOMIC COMPLEXITY OF THE BRAZILIAN FEDERATIVE UNITS 75
Felipe Orsolin Teixeira
Clailton Ataídes de Freitas
Daniel Arruda Coronel

THE CYCLE OF COMMODITIES AND UNEVEN REGIONAL GROWTH IN BRAZIL BETWEEN 2005 AND 2014: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM APPROACH 117
Celso Bissoli Sessa
Thiago Cavalcante Simonato
Edson Paulo Domingues

EFFECT OF THE RURAL TERRITORIAL TAX MUNICIPALIZATION ON THE TAX COLLECTION OF BRAZILIAN MUNICIPALITIES 163
Claudia Heck
Fábio Nishimura
Beatriz Santos Araújo

INTERMUNICIPAL MIGRATION IN THE BRAZILIAN NORTHEAST: ARE THERE EVIDENCE OF MIGRATORY SELECTION? 187
Luís Abel da Silva Filho
Guilherme Mendes Resende

SPATIAL HIERARCHICAL APPROACH TO FACTORS AFFECTING PARTICIPATION IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET 213
Danyella Juliana Martins de Brito
Marcus Vinícius Amaral e Silva
Marta Cristiane Timóteo Rossi

ECONOMIC EFFECTS OF THE MANAUS TAX FREE ZONE 251
Rogério da Cruz Gonçalves
Philipp Ehrl

PROMOVENDO O DESEMPENHO EDUCACIONAL VIA MELHORIAS NA GESTÃO ESCOLAR: O CASO DO PROGRAMA JOVEM DE FUTURO[1]

Ricardo Paes de Barros[2]
Mirela de Carvalho[3]
Samuel Franco[4]
Beatriz Silva Garcia[5]
Ricardo Henriques[6]
Laura Muller Machado[7]

O desempenho educacional brasileiro é inquestionavelmente limitado, mesmo quando comparado ao de países com o mesmo gasto por estudante. Esse fraco desempenho decorre, em grande medida, de um uso inadequado dos recursos disponíveis. Diante do desafio, o Instituto Unibanco desenvolveu o Jovem de Futuro, programa voltado à melhoria da gestão escolar, adotado ao longo da última década por 3 mil escolas públicas de onze redes estaduais. Este estudo estima, por meio de um desenho experimental, o impacto desse programa sobre a proficiência dos estudantes ao final da 3ª série do ensino médio. Os resultados encontrados indicam um impacto estatisticamente significativo de 10% de um desvio-padrão, robusto entre redes de ensino e ao longo do tempo. Impactos dessa magnitude estão em linha com os encontrados em avaliações similares realizadas internacionalmente e equivalem ao ganho em proficiência que um estudante alcança ao longo de um ano letivo do ensino médio. Esta avaliação demonstra que é possível desenhar e implementar programas capazes de transformar a gestão de escolas públicas e contribuir para o enfrentamento das graves deficiências educacionais do país.

Palavras-chave: avaliação de impacto experimental; gestão escolar; desempenho escolar.

PROMOTING EDUCATIONAL PERFORMANCE THROUGH IMPROVEMENTS IN THE SCHOOL MANAGEMENT: THE CASE OF THE JOVEM DE FUTURO PROGRAM

Educational performance in Brazil is unquestionably limited, even when compared to countries with the same expenditure per student. This weak performance occurs, largely, to an inappropriate use of the available resources. In order to address this challenge, Instituto Unibanco developed *Jovem de Futuro:* a program focused on improving school management, adopted throughout the last decade by three thousand schools from eleven state school networks. This study estimates, through an experimental design, the impact of such Program on the proficiency of students at the end of 3rd grade of High School (which corresponds to the final grade of High School in Brazil). The results found show a statistically significant impact of 10% from a standard deviation, which is robust between the different teaching networks and throughout time. Impacts of this magnitude

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art1
2. Professor do Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper). *E-mail*: <ricardopb1@insper.edu.br>.
3. Gerente de gestão do conhecimento do Instituto Unibanco. *E-mail*:<mirela.silva@institutounibanco.org.br>.
4. Diretor técnico da Oppen Social. *E-mail*: <samuelfranco@oppen.social>.
5. Analista sênior de pesquisas socioeducacionais do Instituto Unibanco. *E-mail*: <bsgarcia028@gmail.com>.
6. Superintendente executivo do Instituto Unibanco. *E-mail*: <ricardo.henriques@institutounibanco.org.br>.
7. Professora do Insper. *E-mail*: <lauramm1@insper.edu.br>.

are aligned with the findings of similar evaluations carried out internationally and are equivalent to the gain in proficiency that a student reaches throughout one school year in High School. This evaluation demonstrates that it is possible to design and implement programs that can transform the management of public schools and contribute to facing the severe educational flaws in the country.

Keywords: experimental impact evaluation; school management; school performance.

JEL: C93; I20; I21.

1 INTRODUÇÃO

1.1 Fraco e desigual desempenho educacional

O Brasil tem metas para a educação básica bem estabelecidas. Algumas são requerimentos constitucionais, como é o caso do art. 208 da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), que estabelece a obrigatoriedade e a gratuidade da educação básica a todos dos 4 aos 17 anos de idade; outras são definidas por lei, como as vinte metas do Plano Nacional de Educação (PNE),[8] ou refletem o compromisso e a preocupação da sociedade civil, como as cinco metas do movimento Todos pela Educação (TPE). Em conjunto, visam garantir adequados insumos e resultados em todas as etapas do sistema educacional.

O Brasil definitivamente não deve alcançar suas metas de resultado (tabela 1). Na sequência, buscamos demostrar esse fato. Dado que o objetivo do programa Jovem de Futuro é promover melhores resultados no ensino médio, centramos a atenção nas metas relacionadas ao acesso, conclusão e aprendizado nessa etapa do ciclo educacional.

No que se refere ao acesso à escola, a meta 3 do PNE estabelece que, em 2016, 100% dos jovens no grupo etário de 15 a 17 anos já deveriam estar frequentando a escola ou terem concluído a educação básica. Apesar disso, em 2017, 9% desse grupo etário ainda não havia concluído a educação básica e permanecia fora da escola (tabela 1). A meta 3 do PNE também estabelece que, até 2024, 85% dos jovens nesse grupo etário deveriam estar frequentando o ensino médio ou já tê-lo concluído. Conforme a tabela 1 revela, em 2017, apenas 70% dos jovens nesse grupo etário estavam frequentando o ensino médio ou já o haviam concluído. Como o crescimento da taxa líquida de matrícula desse grupo etário ao longo da última década foi de 1,4 ponto percentual (p.p.) ao ano (a.a.), mantido o ritmo atual, deve-se alcançar em 2024 uma taxa de apenas 80% – portanto, aquém dos 85% estabelecidos pela meta 3 do PNE.

Em termos de conclusão, uma das metas é que, até 2021, 90% dos jovens de 19 anos tenham concluído o ensino médio (meta 4 do TPE). No entanto, em 2017, apenas 59% dos jovens de 19 anos já haviam concluído o ensino médio

8. Definidas pela Lei nº 13.005, de 25 de junho de 2014.

(tabela 1). Como o progresso nessa taxa tem sido inferior a 2 p.p. por ano, mantida a velocidade atual, não se deve chegar sequer a uma taxa de conclusão do ensino médio de 70% em 2021 – ficando, portanto, muito aquém do estabelecido pela meta 4 do TPE.

Por fim, a meta de aprendizado é que 70% dos estudantes ao final do ensino médio tenham proficiência em língua portuguesa e matemática considerada adequada[9] (meta 3 do TPE). Nesse aspecto, a situação do país é ainda pior. Em 2017, menos de 30% dos estudantes tinham, ao final do ensino médio, aprendizado adequado em língua portuguesa, e em matemática, menos de 10%. Em língua portuguesa, o progresso tem sido extremamente lento (inferior a 0,6 p.p. por ano), ao passo que, em matemática, essa porcentagem vem declinando. Mantido o ritmo atual, certamente a meta de jovens com aprendizado adequado não será cumprida.

TABELA 1
Situação atual e evolução dos indicadores de acompanhamento das metas educacionais no Brasil

Meta	Indicador	Situação atual – 2017 (%)	Progresso anual médio na última década – 2005-2015 (p.p.)	Situação prevista para o ano de referência da meta (%)
PNE				
Universalizar, até 2016, o atendimento escolar para toda a população de 15 a 17 anos (...).	Porcentagem de jovens de 15 a 17 anos que frequentam escola ou já concluíram a educação básica	91	0,6	91
(...) e elevar, até o final do período de vigência deste PNE [2024], a taxa líquida de matrículas no ensino médio para 85%.	Porcentagem de jovens de 15 a 17 anos que frequentam o ensino médio ou já concluíram a educação básica	70	1,4	80
Todos pela Educação				
Até 2021, (...) 90% ou mais dos jovens brasileiros de 19 anos deverão ter completado o ensino médio.	Porcentagem de jovens de 19 anos que concluíram o ensino médio	59	1,5	65
Até 2021, 70% ou mais dos estudantes terão aprendido o que é adequado para seu ano (300 pontos na escala Saeb em Língua Portuguesa).	Porcentagem de estudantes do 3ª ano do ensino médio com pontuação acima do nível considerado adequado no Saeb	29	0,5	31
Até 2021, 70% ou mais dos estudantes terão aprendido o que é adequado para seu ano (350 pontos na escala Saeb em Matemática).	Porcentagem de estudantes do 3ª ano do ensino médio com pontuação acima do nível considerado adequado no Saeb	9	-0,1	9

Fontes: Para PNE, Inep (2019a, p. 61-66); para Todos pela Educação, Todos pela Educação (2019, p. 42-70).
Elaboração dos autores.
Obs.: Para o cálculo do progresso anual, no caso dos resultados divulgados pelo Todos pela Educação, utilizou-se o quinquênio 2012-2017.

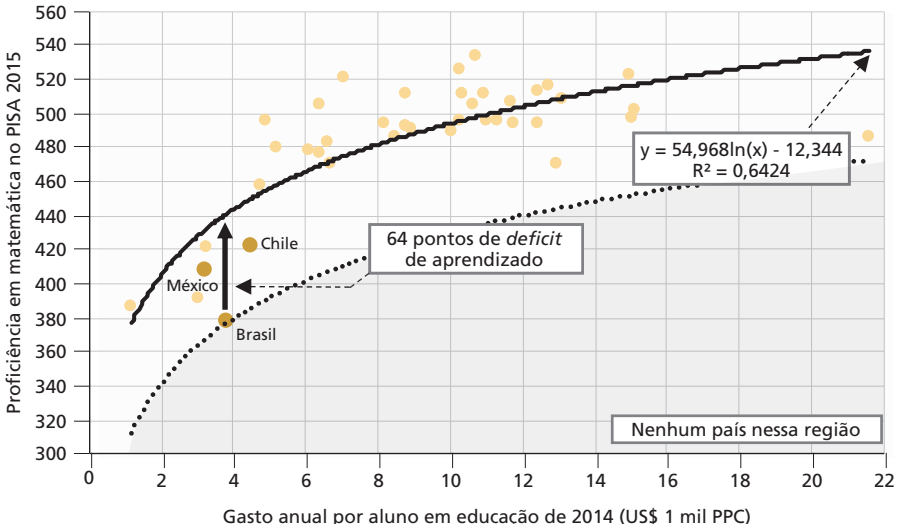
9. Trezentos pontos na escala Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) em língua portuguesa e 350 em matemática.

1.2 Esforço fiscal e ineficiência

A incapacidade brasileira de alcançar suas metas certamente não pode ser justificada por uma correspondente falta de atenção da sociedade com a educação. O país dedica 6% do seu produto interno bruto (PIB) à educação (Inep, 2019b). Segundo a Resolução 14 da Declaração de Incheon,[10] os gastos públicos com educação devem ser de 4% a 6% do PIB ou 15% a 20% do total das despesas públicas. O esforço fiscal brasileiro já está, portanto, perfeitamente alinhado com o compromisso internacional.

Dada a magnitude do gasto público com educação, o desempenho educacional brasileiro deveria ser muito superior ao alcançado. Conforme ilustra o gráfico 1, o aprendizado em matemática no Programme for International Student Assessment (PISA) no Brasil encontra-se 64 pontos[11] abaixo do que se deveria esperar de países com o mesmo gasto por estudante.[12] Essa distância e esse grau de *aparente ineficiência* no uso dos recursos educacionais são tão elevados que nenhum outro país participante do PISA apresenta uma distância similar ou superior.

GRÁFICO 1
Relação entre desempenho em matemática no PISA 2015 e gasto anual por estudante em 2014



Fontes: OECD (2016, p. 44; 2017, p. 177).
Elaboração dos autores.
Obs.: Para comparação dos gastos entre países, OECD (2017) converteu todos os valores em dólares americanos de 2014 ajustados para a paridade do poder de compra (PPC). Os gastos se referem ao gasto público por estudante nos anos finais do ensino fundamental e do ensino médio.

10. Disponível em: <https://bit.ly/3vite3i>. Acesso em: 24 jul. 2019
11. Na escala PISA, 64 pontos equivalem a 64% de um desvio-padrão na distribuição de proficiência entre estudantes.
12. O PISA avalia o desempenho de estudantes de 15 anos, boa parte ainda no ensino fundamental. Para medir a ineficiência no ensino médio, seria necessário contar com uma medida que avaliasse estudantes ao final do ensino médio. No entanto, nenhuma avaliação dessa natureza comparável internacionalmente está disponível.

Existem também indicações de que a ineficiência no uso dos recursos educacionais brasileiros esteja aumentando: enquanto o progresso educacional tem sido lento, o gasto público cresce a taxas acentuadas. Entre 2010 e 2014, no Brasil, os gastos públicos com a educação básica por estudante cresceram em termos reais – segundo a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), mais de 50% (OECD, 2017, p. 179). Nenhum outro país para o qual se tem essa informação apresentou uma taxa de crescimento nos gastos com educação acima da brasileira.[13] O país definitivamente não está sendo capaz de traduzir uma maior disponibilidade de recursos em maior acesso, progresso ou aprendizado dos estudantes.

Mais do que isso, no Brasil, a maioria da elevada desigualdade em resultados educacionais existente não resulta de diferenças no gasto por estudante, e sim de diferenças na *aparente eficiência* com que esses recursos são utilizados. De fato, 88% dos diferenciais entre redes municipais de ensino, com relação à proficiência em matemática ao final do ensino fundamental, deve-se às diferenças entre redes com o mesmo gasto por estudante e, portanto, em grande medida, às diferenças na *aparente eficiência* com que os recursos disponíveis são utilizados.[14,15]

Em suma, no Brasil, um elevado e desigual grau de ineficiência na utilização dos recursos públicos alocados à educação parece explicar boa parte dos fracos e desiguais resultados educacionais alcançados.

1.3 Gestão e eficiência

Pode-se entender gestão como um conjunto de atividades voltadas à melhoria na eficiência com que os recursos disponíveis são utilizados. Isto é, atividades cujo objetivo é alcançar melhores resultados com os mesmos recursos ou alcançar resultados preestabelecidos com a utilização de um volume menor de recursos. Nesse caso, gestão e eficiência estariam intimamente relacionadas: o objetivo primordial da gestão seria obter ganhos de eficiência.

---

13. Embora essas sejam as estimativas internacionalmente comparáveis da OCDE, segundo os Indicadores Financeiros Educacionais, divulgados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), o gasto por estudante na educação básica brasileira cresceu, em termos reais, 26% entre 2010 e 2014 (Inep, 2019b). Crescimento bem inferior ao estimado para o Brasil pela OCDE, mesmo assim, superior ao de todos os demais países, exceto Turquia (OECD, 2017, p. 179).

14. Essa estimativa corresponde ao R^2 (porcentagem da variância explicada) da regressão log-linear, em que as unidades de análise são as redes municipais de ensino, a variável dependente é a proficiência média em matemática dos estudantes ao final do 9º ano do ensino fundamental na Prova Brasil de 2015, divulgados por Inep (2017), e a variável explicativa é o logaritmo natural do gasto municipal por estudante em 2014, obtida pelo Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação – Siope (disponível em: <https://bit.ly/3BOvEIi>). Foram utilizadas informações válidas para 3.120 redes municipais de ensino.

15. Denominamos de *aparente eficiência*, ao invés de *eficiência*, uma vez que certamente também existem outros fatores que podem explicar diferenças de resultados entre redes com o mesmo gasto por estudante: diferenças de custo de vida local e grau de pobreza familiar são candidatos típicos.

Instituições, nos mais diversos setores econômicos, alocam um montante significativo de recursos para aprimorar sua gestão. É de se esperar, portanto, que gestão leve a maior eficiência. A despeito de razões teóricas e ampla evidência anedótica, quantificações sistemáticas dessa relação são raras. Uma notável exceção é o estudo de Bloom *et al.* (2013), que comprova, com base em uma avaliação experimental, que o acesso à assessoria em gestão, de fato, tem impacto sobre produtividade e, portanto, sobre eficiência.

Resta verificar se melhorias em gestão são também capazes de promover maior eficiência na provisão pública de educação. Como menciona Lück (2009, p. 24), a gestão escolar visa

> promover a organização, a mobilização e a articulação de todas as condições materiais e humanas necessárias para garantir o avanço dos processos socioeducacionais dos estabelecimentos de ensino, orientados para a promoção *efetiva* da aprendizagem dos alunos.

Infelizmente, existem poucos estudos que buscam corroborar empiricamente essa pressuposição. Os estudos realizados por Fryer Junior (2014; 2017) são exceções. Com base em uma avaliação experimental, o autor encontra que estudantes em escolas cujo diretor teve acesso a um programa de formação em gestão de 300 horas têm um aprendizado 10% a 20% de um desvio-padrão acima dos estudantes em escolas cujo diretor não teve acesso a essa formação (Fryer Junior, 2017). Ele também, com base em uma avaliação experimental, encontra evidência de que a adoção por escolas públicas de boas práticas em gestão, derivadas de escolas comunitárias[16] de alto desempenho, têm impacto significativo, de 15% a 20% de um desvio-padrão, sobre o aprendizado dos seus estudantes (Fryer Junior, 2014).

Outro passo nessa direção foi dado por Bloom *et al.* (2015), em estudo que investiga a associação entre as competências de gestão dos diretores escolares e o aprendizado em matemática em escolas brasileiras. Esses autores constatam que o aumento de um desvio-padrão nas habilidades dos gestores está associado a um aumento de 10% de um desvio-padrão no aprendizado dos estudantes. Vale ressaltar que essa relação é bem menos intensa que a obtida pelo mesmo estudo para outros países.

1.4 Escopo

Existe, portanto, evidência de que a ineficiência no uso dos recursos é um dos determinantes centrais do fraco e desigual desempenho educacional brasileiro, e também alguma evidência de que ações dirigidas à promoção de melhor gestão podem promover maior eficiência na provisão pública da educação. Assim, para o Brasil alcançar um melhor e mais equitativo desempenho educacional, seria recomendável

16. Tradução aproximada para *charter schools*.

incorporar à sua política educacional programas voltados à melhoria da gestão das redes de ensino e das escolas. Em consonância com essa perspectiva, diversas iniciativas voltadas à promoção de melhorias na gestão educacional têm sido adotadas no país, destacando-se, entre elas, a Escola de Gestores; o Programa Nacional de Capacitação de Conselheiros Municipais de Educação (Pró-Conselho)e o Programa de Apoio aos Dirigentes Municipais de Educação (Pradime),[17] do MEC; o Formar, da Fundação Lemann;[18] o Gestão em Foco;[19] e o Jovem de Futuro, do Instituto Unibanco, entre outras. Resta verificar se essas ações são de fato eficazes na promoção de maior eficiência e, consequentemente, melhor desempenho educacional.

O objetivo geral deste estudo é, com base em uma avaliação de natureza experimental, investigar a efetiva capacidade do programa Jovem de Futuro de promover maior proficiência em matemática e língua portuguesa via melhorias na gestão. Esse objetivo geral abarca três objetivos específicos inter-relacionados, conforme descrito adiante.

1) Identificar a existência e avaliar a magnitude do impacto do programa sobre a proficiência dos estudantes.

2) Avaliar se a magnitude desse impacto é substantivamente relevante, dada a dimensão do problema educacional brasileiro.

3) Avaliar a sensibilidade da magnitude desse impacto às condições locais onde o programa é implantado e em que medida as inovações incorporadas ao seu desenho, em uma década de experiência, têm sido frutíferas.

2 JOVEM DE FUTURO

2.1 Desenho

O Jovem de Futuro é um programa do Instituto Unibanco,[20] implantado em parceria com redes estaduais de ensino, voltado à promoção de maior eficiência na utilização dos recursos educacionais por meio da adoção de modelos de gestão

17. O Pró-Conselho estimula a criação de novos conselhos municipais de educação, o fortalecimento daqueles já existentes e a participação da sociedade civil na avaliação, definição e fiscalização das políticas educacionais, entre outras ações (mais informações em: <https:// bit.ly/39C5w9D>; acesso em: 23 jul. 2019). O Pradime foi criado com o objetivo de fortalecer e apoiar os dirigentes da educação municipal na gestão dos sistemas de ensino e das políticas educacionais (mais informações em: <https://bit.ly/3HuIcGd>; acesso em: 23 jul. 2019). O Programa Nacional Escola de Gestores da Educação Básica Pública visa "qualificar os gestores das escolas da educação básica pública a partir do oferecimento de cursos de formação a distância. A formação dos gestores é feita por uma rede de universidades públicas parceiras do MEC" (mais informações em: <https://bit.ly/3hg1ODg>; acesso em: 23 jul. 2019).

18. O Programa Formar é uma parceria entre a Fundação Lemann e redes públicas de educação para apoiar os educadores em seu desenvolvimento profissional e no aperfeiçoamento das práticas de gestão e dos processos pedagógicos. Mais informações sobre esse programa em: <https://bit.ly/3kKZq8Z>. Acesso em: 23 jul. 2019.

19. O Gestão em Foco é um programa que visa ao fortalecimento da gestão escolar na rede estadual do Paraná. Ele está previsto na ação nº 3 do programa Minha Escola Tem Ação (Meta). O Gestão em Foco se constitui de várias ações, entre elas, a formação continuada voltada à equipe diretiva da escola, prevista no art. 20, inciso II, item d, da Lei nº 18.590/2015. Mais informações em: <https://bit.ly/34YVkGl>. Acesso em: 23 jul. 2019.

20. Informações mais detalhadas sobre o programa Jovem de Futuro podem ser obtidas em Barros *et al*. (2017, p. 20-38).

para resultados. O programa, que originalmente se centrava na gestão escolar, vem progressivamente expandindo sua atuação a todos os níveis do sistema de ensino: da gestão escolar à administração central da Secretaria de Educação, passando pelas administrações regionais.

Iniciado em 2008, o programa vem, desde então, sendo continuamente aperfeiçoado. Atualmente, em sua terceira versão, conta com quatro elementos complementares. Primeiro, oferece formação em gestão voltada para resultados, composta por 72 horas presenciais para técnicos das secretarias, dirigentes regionais e supervisores escolares; e 48 horas presenciais, complementadas por 120 horas a distância, para gestores escolares e coordenadores pedagógicos.

Segundo, institui um circuito formal, em que estão presentes as quatro fases clássicas da gestão, conforme descrito a seguir.

1) Planejamento participativo voltado para resultados (metas) e fortemente baseado em evidência.

2) Execução do planejado.

3) Monitoramento, avaliação e análise dos resultados alcançados, incluindo momentos para troca de experiências entre escolas da mesma regional.

4) Identificação de ajustes, mudanças de rota necessárias e replanejamento das ações.

Além do circuito de gestão para as escolas, também se adota um correspondente circuito para as regionais e outro exclusivo da Secretaria de Educação.

Terceiro, instrumentaliza os gestores com metas, protocolos e práticas de gestão que facilitam, estimulam e promovem um melhor desempenho nas quatro fases do circuito de gestão. Por fim, conta com supervisores escolares: agentes ligados à administração regional, externos à escola, que têm, por finalidade, monitorar e assessorar as escolas em cada uma das quatro etapas da gestão. A utilização de supervisores escolares é um elemento de vital importância para o funcionamento do Jovem de Futuro.

Embora tenha potencial para ser adaptado para as diferentes etapas da educação, desde sua concepção, o programa foi aplicado apenas em escolas públicas estaduais de ensino médio. Uma vez adotado por uma rede estadual, sua implantação é apoiada pelo Instituto Unibanco por, ao menos, seis anos.

2.2 Difusão

Adotado pela primeira vez em 2008, em 45 escolas nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Porto Alegre, o Jovem de Futuro, em mais de uma década de contínua expansão, já atingiu mais de 3 mil escolas de onze redes estaduais.[21]

Sua expansão ocorreu em três fases (gerações) que se sobrepõem (tabela 2). A primeira geração, considerada piloto, envolveu cerca de duzentas escolas – distribuídas entre cinco aglomerados urbanos, em quatro redes estaduais –,[22] e aconteceu entre 2008 e 2013.[23] As escolas atendidas nessa primeira geração representavam apenas de 2% a 4% do total de escolas com ensino médio regular das redes atendidas.

TABELA 2
Escolas atendidas pelo programa Jovem de Futuro, por ano de entrada (2008-2018)

Redes	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Nº total de escolas atendidas	Participação na rede atendida (%)
Minas Gerais	20			24								44	2
Rio Grande do Sul	25			21								46	4
São Paulo		41				36						77	2
Rio de Janeiro		15				15						30	3
Ceará					100	124	169	46		211	3	653	102
Goiás					179	120	281		74	10	18	682	108
Mato Grosso do Sul					99	96	76					271	88
Pará					131	254	70	6	0	20	6	487	86
Piauí					73	163	176	6	0	25	42	485	99
Espírito Santo								150	0	66	41	257	89
Rio Grande do Norte										143		143	50
1ª geração	45	56	0	45	0	51	0	0	0	0	0	197	2
2ª geração	0	0	0	0	582	757	772	46	0	0	0	2.157	82

(Continua)

21. Em 2019, o Jovem de Futuro foi novamente expandido para atender a boa parte da rede estadual de Minas Gerais. As informações apresentadas sobre a difusão do programa não incluem essa expansão mais recente. Informações sobre quais escolas estão sendo ou foram atendidas, e desde quando, eram inicialmente acompanhadas pelo Monitoramento Físico-Financeiro (MFF), sistema que foi posteriormente aprimorado e substituído pelo Sistema de Gestão de Projetos (SGP). Todas as informações utilizadas neste estudo sobre o atendimento às escolas das redes participantes foram extraídas desses sistemas.

22. O programa foi adotado nas regiões metropolitanas das capitais das redes estaduais de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro e São Paulo. Foi também adotado em São Paulo, no aglomerado urbano do Vale do Paraíba, formado por São José dos Campos e Jacareí.

23. Essas datas se referem ao intervalo entre o momento em que as primeiras escolas começaram a ser atendidas e o momento em que as últimas escolas dessas redes começaram a ser atendidas. A presença do programa nessas redes ocorreu por um período muito mais longo.

(Continuação)

Redes	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Nº total de escolas atendidas	Participação na rede atendida (%)
3ª geração	0	0	0	0	0	0	0	162	74	475	110	821	28
3ª geração (incluindo as gerações anteriores)	0	0	0	0	0	0	0	334	620	908	110	2.072	71
Todas as gerações	45	56	0	45	582	808	772	208	74	475	110	3.175	27

Legenda:

1ª geração

2ª geração

3ª geração

Fontes: MFF; SGP; e Censos Escolares 2014 a 2018.
Elaboração dos autores.
Obs.: Para o percentual de atendimento, foi considerado o número médio de escolas entre os anos de 2014 e 2018 com oferta de ensino médio na rede estadual. Devido à possibilidade do fechamento de escolas, o percentual da rede atendida pode superar 100%.

Na primeira geração, o programa estava dirigido apenas à gestão escolar; baseava-se mais em mudanças de mentalidade e cultura do que na efetiva oferta de protocolos de gestão; contava com envolvimento direto do Instituto Unibanco nas escolas,[24] ao contrário do que caracterizou as gerações seguintes; e garantia a cada escola um apoio financeiro anual para a implementação do seu plano de ação, da ordem de R$ 100 por estudante.[25]

A segunda geração foi iniciada em 2012, em cinco redes estaduais (Ceará, Goiás, Mato Grosso do Sul, Pará e Piauí), envolvendo ao todo 2,2 mil escolas, representando mais de 80% do total de escolas dessas redes com ensino médio regular. Vale ressaltar que o programa não é necessariamente adequado para todo tipo de escola. Assim, algumas redes optaram por não incluir algumas de suas escolas, tipicamente aquelas muito pequenas. Essa geração contou com programas de formação, protocolos e práticas de gestão mais estruturados que os utilizados na primeira. O atendimento do Instituto Unibanco às escolas passou a ser indireto, por intermédio da formação e da utilização de supervisores da rede estadual para atendimento às escolas. A despeito de a atuação ocorrer via secretarias estaduais de educação, o foco permaneceu na promoção de melhorias na gestão escolar. O apoio financeiro à implantação do plano de ação das escolas passou a ser responsabilidade do setor público, mais especificamente do Ministério da Educação, por meio do

24. Cada escola recebia assessoria em gestão diretamente do Instituto Unibanco.
25. Inicialmente, o apoio por estudante era dado para estudantes em todas as etapas da educação básica. Posteriormente, passou a ser proporcional apenas à matrícula no ensino médio.

Programa Ensino Médio Inovador (ProEMI).[26] Em 2015, o programa Jovem de Futuro deixou de estar acoplado ao ProEMI, marcando o final da segunda geração.

A terceira geração iniciou-se em 2015 em três estados (Pará, Piauí e Espírito Santo), expandiu-se, no ano seguinte, para Goiás, e dois anos depois, para Ceará e Rio Grande do Norte, alcançando, ao todo, cerca de 2,1 mil escolas,[27] o que representava mais de 70% do total de escolas com ensino médio regular dessas redes. Nessa terceira geração, o apoio financeiro foi formalmente extinto e o escopo ampliado para abarcar a promoção de melhorias, tanto na gestão escolar como na gestão da administração central e das regionais das redes estaduais. Os protocolos, procedimentos e formações se tornaram ainda mais estruturados e formalizados, além de ter havido a implantação de um circuito de gestão sincronizado e operante em todos os níveis de gestão.

3 IMPLEMENTAÇÃO DO PROGRAMA E POSSIBILIDADES DE AVALIAÇÃO

O modelo de implantação do programa Jovem de Futuro, em cada rede estadual, apresenta duas características que facilitam sobremaneira a identificação e estimação da magnitude do seu impacto médio:[28] i) implantação progressiva, com as últimas escolas sendo atendidas no mínimo três anos após o atendimento das primeiras; e ii) seleção, por sorteio, da ordem de entrada de ao menos parte das escolas.

Em cada uma das redes estaduais que adotaram o programa, a entrada das escolas foi progressiva, com as últimas escolas atendidas iniciando o atendimento sempre no mínimo três anos após as primeiras. Assim, ao longo de três anos, chamados de janela de avaliação, sempre coexistem escolas atendidas e não atendidas, permitindo, ao menos ao longo dessa janela, contrastar o desempenho dessas escolas.

Além disso, para uma parcela significativa de escolas programadas para serem atendidas,[29] o ano de admissão foi definido por sorteio. Das 3,3 mil escolas programadas para serem atendidas, mais da metade (1,7 mil escolas) teve seu momento de ingresso definido por sorteio (tabela 3).[30]

---

26. Mais informações sobre o ProEMI em: <https://bit.ly/3pf8QMJ>. Acesso em: 23 jul. 2019.

27. Pará, Piauí, Goiás e Ceará participaram da segunda geração do programa. Nesses estados, a partir de 2015, ocorreu tanto expansão da cobertura como migração de escolas atendidas pelo modelo da segunda para o da terceira geração. O número de escolas atendidas pelo modelo da segunda geração mencionado no texto (2,1 mil) contabiliza as escolas que já praticavam o modelo da segunda geração e migraram para a terceira geração.

28. Como em todas as avaliações experimentais, a identificação de outras características da distribuição do impacto além da média, tais como a mediana ou o desvio-padrão, requer hipóteses adicionais.

29. Nem todas as escolas programadas para participar do programa participaram. No Mato Grosso do Sul, por exemplo, a rede suspendeu o programa antes da participação de todas as escolas programadas. Essa suspensão ocorreu após o final da janela de avaliação e, portanto, em nada prejudica a inclusão dessa rede na avaliação de impacto do programa.

30. Nem todas as escolas que participaram do programa tiveram o momento que sua participação seria iniciada definida por sorteio. Informações sobre quais escolas participaram do sorteio e sobre o resultado do sorteio não constam dos sistemas MFF e SGP, que monitoravam a implementação do programa. O Instituto Unibanco, no entanto, conta com registros detalhados de todos os sorteios realizados. Todas as informações utilizadas neste estudo sobre os sorteios foram extraídas desses registros.

O conjunto de escolas que teve seu momento de ingresso definido por sorteio foi selecionado no instante em que a rede aderia ao programa, com um subconjunto sempre sendo selecionado para atendimento imediato[31] e outro para atendimento apenas após três anos desde o início da adoção do programa pela rede (isto é, após o final da janela de avaliação). A tabela 4 apresenta a distribuição desse conjunto de escolas, segundo a rede e o ano definido por sorteio para ingresso no programa.

TABELA 3
Escolas programadas para serem atendidas e que tiveram o momento de ingresso no programa definido por sorteio

Rede	Número de escolas programadas para serem atendidas			
	Programadas para serem atendidas	Não tiveram o momento de ingresso no programa definido por sorteio	Tiveram o momento do ingresso no programa definido por sorteio	Escolas programadas para serem atendidas que tiveram o momento de ingresso definido por sorteio (%)
Minas Gerais	48	0	48	100
Rio Grande do Sul	50	0	50	100
São Paulo	81	1	80	99
Rio de Janeiro	30	0	30	100
Ceará	653	275	378	58
Goiás	682	537	145	21
Mato Grosso do Sul	296	171	125	42
Pará	487	374	113	23
Piauí	485	210	275	57
Espírito Santo	257	36	221	86
Rio Grande do Norte	243	0	243	100
Todas as redes	**3.312**	**1.604**	**1.708**	**52**

Fontes: Sistemas de monitoramento do atendimento, MFF e SGP, e registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios.
Elaboração dos autores.
Obs.: Nem todas as escolas programadas para participar do programa o fizeram. No Mato Grosso do Sul, por exemplo, a rede suspendeu o programa antes que todas as escolas que estavam programadas para participar tivessem participado. No Rio Grande do Norte, cem escolas passaram a ser atendidas apenas a partir de 2020.

31. Exceções são o Ceará e o Piauí, que aderiram ao programa em 2012, mas só em 2013 e 2015, respectivamente, promoveram o ingresso das primeiras escolas cujo momento de entrada foi definido por sorteio (tabela 4). No Pará, a adesão ao programa ocorreu em etapas: dois conjuntos de escolas foram progressivamente selecionados, em 2012 e 2015, para ter o momento de ingresso no programa definido por sorteio. Em 2015, no Pará e no Piauí, quando a terceira geração foi adotada, o programa foi "reiniciado", no sentido de que uma nova definição do momento de atendimento foi realizada, incluindo não apenas escolas que ainda não haviam sido beneficiadas, mas também escolas que já haviam sido beneficiadas. Dessa forma, em alguns casos, definidos por sorteio, escolas que estavam sendo atendidas pela segunda geração do programa tiveram o atendimento interrompido. No Pará, os conjuntos de escolas envolvidas nos dois sorteios não foram disjuntos. Algumas escolas (precisamente catorze) participaram dos dois sorteios e, por isso, participam tanto da avaliação da segunda como da terceira geração nesse estado. Por esse motivo, o número de escolas no Pará que tiveram o momento do ingresso no programa definido por sorteio na tabela 3 (em que as que participaram de dois sorteios são contabilizadas uma única vez) é menor que o correspondente número de escolas por ano previsto para atendimento definido na tabela 4 (em que cada nova entrada no programa é contabilizada).

Neste estudo, obtém-se um estimador não enviesado da magnitude do impacto do programa, aproveitando-se essas duas características notáveis do seu modelo de implantação: *seleção por sorteio* do momento de ingresso, para mais da metade das escolas atendidas; e *implantação progressiva*, com mais de metade das escolas participantes do sorteio recebendo atendimento imediato e mais de um quarto recebendo atendimento apenas ao final da janela de avaliação. Estatisticamente, as escolas escolhidas por sorteio para participar apenas após o final da janela de avaliação apontam, ao longo desta janela, para o que teria acontecido com as escolhidas para atendimento imediato, também por sorteio, caso essas não fossem atendidas. Dessa forma, uma medida não enviesada da magnitude do impacto do programa, ao longo da janela de avaliação, é dada pela diferença entre o desempenho das escolas escolhidas para serem atendidas de imediato e o desempenho das escolhidas para atendimento posterior à janela.

TABELA 4
Escolas participantes de sorteio segundo a rede e o ano previsto para o atendimento pelo programa Jovem de Futuro

Redes	Ano de entrada (2008-2018)														Distribuição de escolas segundo tipo de atendimento	
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	**Total**	Imediato	Após a janela de avaliação
1ª geração																
Minas Gerais	20			28										**48**	42	58
Rio Grande do Sul	25			25										**50**	50	50
São Paulo		40				40								**80**	50	50
Rio de Janeiro		15				15								**30**	50	50
2ª geração																
Ceará						125	170	46	26					**367**	34	7
Goiás					120				25					**145**	83	17
Mato Grosso do Sul					100			25						**125**	80	20
Pará – 1ª etapa					25			25						**50**	50	50
3ª geração																
Espírito Santo								151		34	36			**221**	68	16
Pará – 2ª etapa								45			42			**87**	52	48
Piauí								139		16	120			**275**	51	44
Rio Grande do Norte										143			100	**243**	59	41

(Continua)

(Continuação)

Redes	Ano de entrada (2008-2018)														Distribuição de escolas segundo tipo de atendimento	
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	**Total**	Imediato	Após a janela de avaliação
1ª geração	45	55	0	53	0	55	0	0	0	0	0	0	0	**208**	48	52
2ª geração	0	0	0	0	245	125	170	96	51	0	0	0	0	**687**	54	15
3ª geração	0	0	0	0	0	0	0	335	0	193	198	0	100	**826**	58	36
Todos as redes	**45**	**55**	**0**	**53**	**245**	**180**	**170**	**431**	**51**	**193**	**198**	**0**	**100**	**1.721**	**55**	**29**

Legenda:

Entrada imediata

Ao longo da janela de avaliação

Após a janela de avaliação

Fonte: Registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. A 2ª etapa no Pará inclui 14 escolas que também fizeram parte da 1ª etapa no Pará. Nesta tabela, essas escolas precisam ser contabilizadas duas vezes. Por esse motivo, o total para o Pará (50 + 87 = 137 escolas) nessa tabela é maior que o total apresentado na tabela 3: 113 escolas cujo momento de ingresso no programa foi definido por sorteio.
2. No caso do Ceará, que adotou um sorteio sequencial, nove escolas que deveriam participar do segundo sorteio foram excluídas. Essas escolas participaram do primeiro sorteio, no qual tiveram seu atendimento postergado. Portanto, deveriam participar do segundo sorteio, mas foram excluídas. Assim, nem foram atendidas nem tiveram uma data para atendimento definida por sorteio. Por esse motivo, foram excluídas da contabilidade apresentada nesta tabela. Adicionalmente, duas escolas que deveriam participar do terceiro sorteio também deixaram de participar e por isso também foram excluídas desta tabela.

Vale ressaltar que apenas as escolas envolvidas no sorteio são utilizadas na avaliação. A experiência e as informações sobre as 1,6 mil escolas que estavam programadas para serem atendidas, mas cujo momento de admissão não foi definido por sorteio, não são utilizadas.[32]

4 SORTEIO E AGRUPAMENTOS

4.1 Sorteio

Em cada rede, a definição do ano de admissão ao programa das escolas envolvidas na avaliação poderia ter sido feita com base em um único sorteio. Como resultado desse sorteio, seriam definidas, desde o início, quais escolas participariam de imediato no 1º ano do programa, e quais começariam a participar a partir do 2º, 3º e 4º anos, respectivamente. Esse procedimento é denominado *sorteio único*.

32. Em 2013, ocorreu uma expansão do número de escolas atendidas tanto no Pará como no Piauí, em que o momento do atendimento foi definido por sorteio. Esse cronograma de atendimento foi respeitado por dois anos. Em 2015, no entanto, motivados pela oportunidade de adotar a terceira geração, optou-se por "reiniciar" o programa nas redes desses estados. Esse reinício envolveu uma completa redefinição do cronograma de atendimento das escolas. As que estavam sendo atendidas e as que ainda não tinham tido essa oportunidade passaram a ter iguais chances de atendimento imediato. Como a seleção por sorteio realizada em 2013 foi respeitada por dois anos, ela poderia ser utilizada para avaliar o impacto da segunda geração do programa ao longo de seus dois primeiros anos. A despeito dessa possibilidade, a experiência dessas escolas nesse período não é aproveitada neste estudo. Em concordância com essa opção, na tabela 3, essas escolas são tratadas como não tendo a data de atendimento definida por sorteio e, por conseguinte, são excluídas da tabela 4.

Uma alternativa seria realizar uma sequência de sorteios cujo primeiro, anterior ao início do programa na rede, contemplando todas as escolas na avaliação, definisse apenas quais escolas seriam atendidas de imediato. Ao final do 1º ano, haveria um segundo sorteio, limitado àquelas que ainda não haviam sido selecionadas para atendimento, definindo quais seriam atendidas no início do 2º ano. Finalmente, ao término do 2º ano, um terceiro sorteio seria realizado, com as escolas ainda não atendidas, definindo as que deveriam ser atendidas no 3º e 4º anos, respectivamente. Esse procedimento é denominado *sorteio sequencial.*

Na maioria das redes, o ano de admissão das escolas foi definido com base em um *sorteio único*. No Ceará, Piauí e no Espírito Santo, no entanto, o modelo de sorteio adotado foi o *sequencial*. Para efeito da estimação do impacto do programa, esses dois tipos de sorteios são plenamente equivalentes.

4.2 Agrupamentos

O modelo de implantação do programa prevê que as escolas que irão participar do sorteio sejam primeiro organizadas em agrupamentos, do modo mais homogêneo possível, a partir de características observadas, para então terem a ordem de atendimento definida por sorteio dentro de cada agrupamento. Esse procedimento de "sorteio por agrupamento" pode ser tanto do tipo *único* como do tipo *sequencial*. Em qualquer um dos casos, a cada momento, sorteios independentes por agrupamento são realizados. É de fundamental importância ressaltar que os agrupamentos são sempre formados antes da realização dos sorteios, e, quando um processo sequencial de sorteio é adotado, os agrupamentos iniciais são mantidos intactos ao longo de todo o processo.

Embora o sorteio por agrupamentos torne o processo mais complexo, ele traz vantagens tanto para a implementação do programa como para sua avaliação, que justificam sua adoção, a saber: i) maior igualdade de oportunidade; e ii) maior eficiência estatística na estimação da magnitude do impacto do programa.

Do ponto de vista da igualdade de oportunidades, sorteios dentro de agrupamentos são preferíveis, pois fica *garantido* que escolas representando cada um dos agrupamentos estarão presentes, tanto no grupo das que irão participar de imediato como entre as que deverão aguardar atendimento. O processo promove maior igualdade de oportunidades, na medida em que funciona como um sistema de cotas.

4.3 Ganho de precisão devido aos agrupamentos

Escolas podem sempre ser agrupadas procurando-se minimizar a desigualdade entre aquelas no mesmo agrupamento.[33] Dessa forma, escolas no mesmo agrupamento serão mais homogêneas e, graças a essa maior homogeneidade, o uso do agrupamento anterior ao sorteio permite aumentar a precisão das estimativas de impacto.

Com vistas a ilustrar esse argumento, considere-se a situação em que n agrupamentos são formados, cada um por m_0 (escolas a serem atendidas de imediato) e m_1, que precisam aguardar atendimento. Nesse caso, a média entre agrupamentos das diferenças intra-agrupamentos, entre a média do resultado de interesse entre as escolas com atendimento imediato no agrupamento e a correspondente média entre as escolas aguardando atendimento no mesmo agrupamento é uma estimativa do impacto do programa. A variância desse estimador, λ^2, é dada por:

$$\lambda^2 = \frac{1}{n}\frac{m_0 + m_1}{m_0 m_1}\tau^2, \tag{1}$$

em que, para simplificar a argumentação, foi assumido que o impacto de programa é o mesmo para todas as escolas e que a variância do resultado de interesse na ausência do programa entre escolas no mesmo agrupamento, τ^2, é a mesma em todos os agrupamentos.

Na ausência de agrupamentos, o impacto seria estimado pela diferença entre a média do resultado de interesse entre as $n.m_0$ escolas sorteadas para atendimento imediato e a correspondente média entre as $n.m_1$ escolas sorteadas para atendimento futuro, cuja variância é dada por:

$$\delta^2 = \frac{1}{n}\frac{m_0 + m_1}{m_0 m_1}\sigma^2, \tag{2}$$

em que σ^2 denota a variância do resultado de interesse na ausência do programa para o conjunto de todas as escolas.

Dado que a variância total pode ser sempre expressa como a soma da variância intra-agrupamentos com a variância entre os agrupamentos, isto é,

$$\sigma^2 = \tau^2 + Var\left[\mu_g\right], \tag{3}$$

33. Dado que a desigualdade total entre as escolas é fixa, esse procedimento equivale a agrupar escolas, com vistas à maximização da desigualdade entre agrupamentos.

em que μ_g denota a média do resultado de interesse na ausência do programa no agrupamento g, segue que $\sigma^2 > \tau^2$, e daí que $\delta^2 > \lambda^2$, exceto se $\mu_g = \mu$ para todo $g = 1, \ldots, n$, caso em que não existiria vantagem para a avaliação no agrupamento de escolas antes do sorteio.

Assim, o ganho relativo em precisão devido ao pareamento é dado pela porcentagem da variância do resultado de interesse na ausência do programa, que se deve às diferenças entre agrupamentos:

$$\phi = \frac{Var[\mu_g]}{\sigma^2}, \tag{4}$$

uma vez que segue dessa notação que $\tau^2 = (1 - \phi)\sigma^2$ e, portanto,

$$\frac{\delta^2 - \lambda^2}{\delta^2} = \phi\,. \tag{5}$$

Não é imediato obter estimativas desse ganho, uma vez que são requeridas estimativas da variância do resultado de interesse na ausência do programa. Uma aproximação, no entanto, pode ser obtida, removendo-se do resultado observado nas escolas atendidas uma estimativa da magnitude do impacto do programa na rede a que a escola pertence.[34]

TABELA 5
Ganho de precisão devido à utilização de agrupamentos

Geração/rede	Progresso na proficiência ao longo de uma janela de avaliação de três anos (%)		Tamanho médio dos agrupamentos
	Língua portuguesa	Matemática	
1ª geração	46	49	2,7
Minas Gerais	16	24	12,0
São Paulo	52	55	2,0
Rio de Janeiro	70	68	2,0
2ª geração	27	27	6,9
Ceará	18	24	14,5
Goiás	19	14	5,8
Mato Grosso do Sul	16	33	5,0
Pará – 1ª etapa	56	39	2,0
3ª geração	59	53	2,4
Espírito Santo	68	65	3,2
Pará – 2ª etapa	70	64	2,1

(Continua)

34. Outra alternativa seria estimar a variância intra-agrupamento do resultado de interesse na ausência do programa, utilizando-se apenas as escolas selecionadas para receber atendimento após a janela de avaliação. No caso deste estudo, no entanto, essa estratégia não é viável, uma vez que, na vasta maioria dos agrupamentos, apenas uma escola foi selecionada para atendimento após a janela de avaliação.

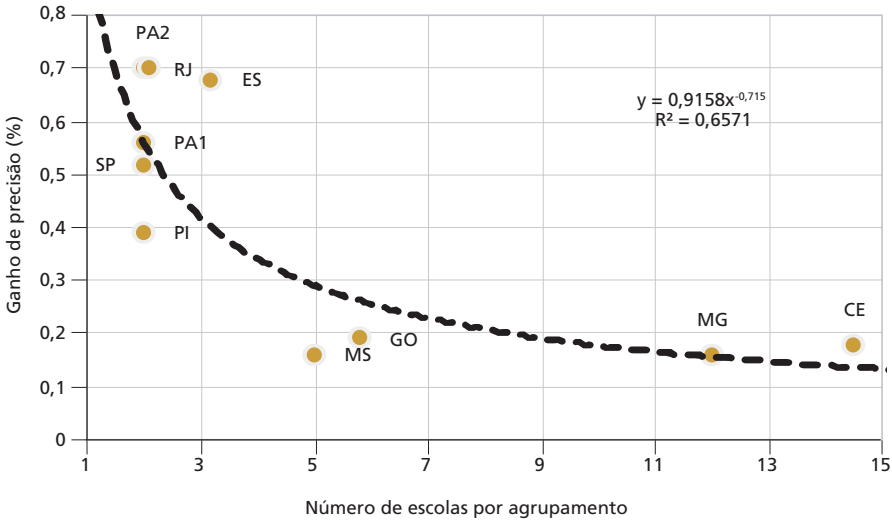
(Continuação)

Geração/rede	Progresso na proficiência ao longo de uma janela de avaliação de três anos (%)		Tamanho médio dos agrupamentos
	Língua portuguesa	Matemática	
Piauí	39	30	2,0
Todas as gerações	**44**	**43**	**3,3**

Fontes: Arquivos administrativos do Instituto Unibanco; estimativas obtidas a partir dos registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios e dos sistemas de avaliação estaduais da educação básica.
Minas Gerais – Programa de Avaliação da Educação Básica do Sistema Mineiro de Avaliação e Equidade da Educação Pública – Proeb/Simave (disponível em: <https://bit.ly/3MgTm3E>); São Paulo – Sistema de Avaliação de Rendimento Escolar do Estado de São Paulo – Saresp (disponível em: <https://bit.ly/3NVjLF9>); Rio de Janeiro – Sistema de Avaliação da Educação do Estado do Rio de Janeiro – Saerj (disponível em: <https://bit.ly/3xclaAO>); Ceará – Sistema Permanente de Avaliação da Educação Básica do Ceará – Spaece (disponível em: <https://bit.ly/3x2xEuF>); Goiás – Sistema de Avaliação Educacional do Estado de Goiás – Saego (disponível em: <https://bit.ly/3NPyt0y>); Mato Grosso do Sul – Sistema de Avaliação da Educação da Rede Pública de Mato Grosso do Sul – Saems (disponível em: <https://bit.ly/3xaXo9j>); Pará – Sistema Paraense de Avaliação Educacional – SisPAE (disponível em: <https://bit.ly/3NVAM2m>); Espírito Santo – Programa de Avaliação da Educação Básica do Espírito Santo – Paebes (disponível em: <https://bit.ly/3Mccuj7>); Piauí – Sistema de Avaliação Educacional do Piauí – Saepi (disponível em: <https://bit.ly/3NfOnS3>).
Elaboração dos autores.
Obs.: O ganho de precisão para cada geração foi obtido como a média simples dos correspondentes valores das redes atendidas. O valor para o conjunto das gerações é a média simples dos valores de cada geração

Utilizando-se esse procedimento, estimativas foram obtidas do ganho de eficiência decorrente da utilização do agrupamento anterior ao sorteio (tabela 5). Conforme essa tabela revela, em média, a utilização de agrupamentos é capaz de reduzir a variância da estimativa de impacto do programa por rede em mais de 40%, com essa redução variando substancialmente de acordo com o tamanho dos agrupamentos (gráfico 2) e o procedimento utilizado para construí-los.

GRÁFICO 2
Ganho de precisão devido ao uso de agrupamentos: língua portuguesa



Elaboração dos autores.
Obs.: PA1 = Pará – 1ª etapa; PA2 = Pará – 2ª etapa.

4.4 Procedimentos utilizados para a formação dos agrupamentos

Como resultado do protocolo de implementação do programa Jovem de Futuro, as 1,7 mil escolas que tiveram a data de ingresso no programa definida por sorteio foram previamente organizadas em 533 agrupamentos (tabela 6).

Tanto o tamanho dos agrupamentos como o número de escolas designadas para atendimento imediato, para atendimento ao longo da janela de avaliação e para atendimento apenas após o final da janela de avaliação variam substancialmente entre redes (tabela 6).[35] O tamanho dos agrupamentos varia de duas escolas (Rio Grande do Sul, São Paulo, Rio de Janeiro e Pará – 1ª etapa) a mais de dez, nos casos de Minas Gerais e Ceará. No Ceará, o menor agrupamento tinha dez escolas, e o maior, vinte. Em todas as redes, exceto Minas Gerais, uma única escola em cada agrupamento foi selecionada para receber atendimento apenas após o final da janela de avaliação.

Em praticamente todas as redes, os agrupamentos foram obtidos em dois estágios.[36] Primeiro, as escolas foram estratificadas em função de sua localização, para, em seguida, dentro de cada estrato espacial, serem agrupadas buscando-se a maior similaridade possível com relação a um conjunto de características. As características selecionadas e o método utilizado para maximizar a similaridade entre escolas em um mesmo agrupamento variou substancialmente entre redes.

Vale ressaltar que as diferenças entre redes, tanto na metodologia utilizada para a construção dos agrupamentos quanto no número de escolas e de agrupamentos e distribuição das escolas no agrupamento, segundo o momento do atendimento, resultaram de especificidades locais, limitações orçamentárias e outras necessidades do processo de implementação do programa. Essas diferenças não refletem necessidades do desenho da avaliação ou representam qualquer impedimento a ele. Vale ressaltar que essa variabilidade na forma de implementação da avaliação ilustra a grande flexibilidade do desenho experimental.

35. Existem também diferenças na configuração de agrupamentos de uma mesma rede, mas essas diferenças são pequenas.
36. O Pará – 1ª etapa é uma exceção: os agrupamentos não tiveram estratificação espacial.

TABELA 6

Quantitativo de escolas participantes do sorteio e agrupamentos formados por rede e geração

Geração	Rede	Número de escolas no sorteio	Número de agrupamentos por tipo							Número de escolas, por agrupamento, segundo o momento do atendimento em relação à janela de avaliação		
			Total	Pares	Trios	Quadras	Quinas	Sextetos	Outros	Início	Meio	Final
1ª	Minas Gerais	48	**4**	-	-	-	-	-	4	5		7
	Rio Grande do Sul	50	**25**	25	-	-	-	-	-	1		1
	São Paulo	80	**40**	40	-	-	-	-	-	1		1
	Rio de Janeiro	30	**15**	15	-	-	-	-	-	1		1
2ª	Ceará	378	**26**	-	-	-	-	-	26	3 a 6	5 a 13	1
	Goiás	145	**25**	-	-	-	5	20	-	4 a 5		1
	Mato Grosso do Sul	125	**25**	-	-	-	25	-	-	4		1
	Pará – 1ª etapa	50	**25**	25	-	-	-	-	-	1		1
3ª	Espírito Santo	221	**70**	-	59	11	-	-	-	3 a 2	0 ou 1	0 ou 1
	Pará – 2ª etapa	87	**42**	39	3	-	-	-	-	1 a 2		1
	Piauí	275	**136**	133	3	-	-	-	-	1 a 2	0 ou 1	0 ou 1
	Rio Grande do Norte	243	**100**	57	43	-	-	-	-	1 a 2		1
Todas as localidades		**1.732**	**533**	**334**	**108**	**11**	**30**	**20**	**30**	**-**		**-**

Fonte: Estimativas obtidas a partir dos registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios.
Elaboração dos autores.

4.5 Agrupamentos utilizados na avaliação

Cada um dos 533 agrupamentos gerados durante a implementação do programa representa uma oportunidade para, ao longo da janela de avaliação, observar-se o desempenho de escolas atendidas diante do desempenho de escolas ainda não atendidas e, portanto, uma oportunidade para se avaliar o impacto do programa.

Nem todos esses agrupamentos, no entanto, puderam ser utilizados com esse propósito, uma vez que sua utilização pressupõe: i) que o resultado de interesse tenha sido medido para as escolas no agrupamento antes e ao final da janela de avaliação; ii) que ao menos uma escola no agrupamento tenha efetivamente sido atendida continuamente desde o início da janela de avaliação; e iii) que ao menos uma escola no agrupamento tenha aguardado atendimento ao longo de toda a janela de avaliação.

A falta de informação sobre o resultado de interesse, no início e ao final da janela de avaliação, levou a que 125 agrupamentos (24%) fossem excluídos da avaliação.[37] Esse é o caso dos 100 agrupamentos no Rio Grande do Norte, onde a janela de avaliação vai do início de 2017 ao final de 2019 e, no momento em que este texto foi escrito, medidas para proficiência referentes ao final de 2019 ainda não estavam disponíveis. Também os 25 agrupamentos no Rio Grande do Sul tiveram que ser abandonados, por falta de informação confiável sobre proficiência: no período em que o programa foi implantado, a rede não contava com um sistema anual de avaliação externa da proficiência dos estudantes ao final do ensino médio. A retirada dessas duas redes, embora limite o escopo, não constitui uma ameaça à validade interna da avaliação. Mesmo sem elas, continua sendo possível obter um estimador não enviesado do impacto do programa para as nove redes remanescentes.

Pelo próprio desenho da implementação do programa, em todos os agrupamentos existe ao menos uma escola escolhida para atendimento imediato que foi efetivamente atendida por ao menos três anos consecutivos. O mesmo, no entanto, não se verifica com relação à existência de ao menos uma escola no agrupamento que não tenha sido atendida ao longo de toda a janela de três anos de avaliação. Em 60 agrupamentos, todas as escolas foram atendidas antes do final da janela de avaliação. Esse entrave ocorre na terceira geração nos estados do Piauí e do Espírito Santo. No Piauí, optou-se, em 26 dos 136 agrupamentos, por iniciar o atendimento das últimas escolas ainda não atendidas um ano antes do final da janela de avaliação. No Espírito Santo, a mesma decisão foi tomada, envolvendo 34 dos 70 agrupamentos. Como esses 60 agrupamentos foram escolhidos por sorteio, sua eventual exclusão não representa qualquer ameaça à validade interna da avaliação.

37. Neste estudo, todas as informações do resultado de interesse derivam das avaliações estaduais da educação básica.

Vale ressaltar, no entanto, que esses agrupamentos oferecem informação válida sobre o impacto dos dois primeiros anos do programa. Assim, ao invés de se descartarem completamente esses agrupamentos, foram obtidas estimativas da magnitude do impacto de três anos, combinando-se um estimador da magnitude do impacto dos dois primeiros anos que os inclui com uma estimativa da magnitude do impacto do terceiro ano do programa que os exclui.

TABELA 7
Quantitativo de escolas e agrupamentos descartados, utilizados parcialmente ou plenamente

Disponibilidades e perdas	Rede	Agrupamentos		Escolas	
		Número	%	Número	%
Disponível	-	533	100	1.732	100
Perdas devido à falta de informação	Rio Grande do Sul	25	5	50	3
	Rio Grande do Norte	100	19	243	14
Disponível com informação sobre resultado de interesse no início e no final da janela de avaliação	-	408	77	1.439	83
Todas as escolas foram atendidas antes do final da janela de avaliação	Piauí	26	5	26	2
	Espírito Santo	34	6	34	2
Informação disponível e com alguma escola não atendida até o final da janela de avaliação	-	348	65	1.379	80

Fontes: Estimativas obtidas a partir dos sistemas de monitoramento do atendimento, MFF e SGP, e registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios.
Elaboração dos autores.

Assim, sem qualquer ameaça à validade interna da avaliação, 185 agrupamentos foram ou descartados (125) ou utilizados apenas parcialmente (60). Trata-se, portanto, de uma perda completa de 24% e parcial de 11% dos agrupamentos inicialmente disponíveis (tabela 7). Em relação às escolas, as perdas são relativamente menores, 17% e 4%, respectivamente.

Essas perdas, infelizmente, não foram as únicas. Em todas as redes, ao longo dos três anos da janela de avaliação, escolas foram fechadas, não realizaram a avaliação externa ou abandonaram o programa por motivos não previstos no plano original de implementação. Por esses motivos, 26 agrupamentos e, por conseguinte, 59 escolas tiveram que ser retirados da avaliação (tabela 8).[38] Caso fosse possível confirmar que os eventos (fechamento de escola, não participação na avaliação etc.) que levaram à retirada desses 26 agrupamentos da análise teriam ocorrido mesmo na ausência do programa, sua exclusão não teria consequências sobre a validade interna da avaliação. Não há, no entanto, evidência de que a ocorrência desses eventos tenha sido independente da implantação do programa. A exclusão desses agrupamentos e

38. Adicionalmente, catorze escolas (1% do total) em agrupamentos incluídos foram retiradas pelos mesmos motivos (tabela 8).

escolas pode estar, em alguma medida, enviesando os resultados obtidos na avaliação. Como apenas 6% dos agrupamentos e 5% das escolas precisaram ser excluídos, o viés que podem causar deve ser correspondentemente limitado.

TABELA 8
Disponibilidade e perdas de agrupamentos e escolas

Rede	Agrupamentos			Escolas			
	Potencialmente disponíveis	Perdas	Perdas (%)	Potencialmente disponíveis	Perdas vinculadas à exclusão de agrupamentos	Perdas em agrupamentos não excluídos	Total de perdas (%)
1ª geração	59	6	10	158	12	1	8
Minas Gerais	4	0	0	48	0	1	2
São Paulo	40	3	8	80	6	0	8
Rio de Janeiro	15	3	20	30	6	0	20
2ª geração	101	12	12	689	30	12	6
Ceará	26	0	0	369	0	9	2
Goiás	25	0	0	145	0	2	1
Mato Grosso do Sul	25	2	8	125	10	1	9
Pará – 1ª etapa	25	10	40	50	20	0	40
3ª geração	248	8	3	583	17	1	3
Piauí	136	5	4	275	10	0	4
Pará – 2ª etapa	42	3	7	87	7	0	8
Espírito Santo	70	0	0	221	0	1	0
Total	**408**	**26**	**6**	**1.430**	**59**	**14**	**5**

Fontes: Estimativas obtidas a partir dos sistemas de monitoramento do atendimento, MFF e SGP, e registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios.
Elaboração dos autores.

5 METODOLOGIA

Para cada um dos 382 agrupamentos efetivamente disponíveis para a avaliação, um estimador não enviesado do impacto pode ser obtido pela diferença entre o desempenho médio dos estudantes nas escolas atendidas e não atendidas. Esse estimador, embora não enviesado, tem baixa precisão, devido ao limitado número de escolas em cada agrupamento. Estimadores mais precisos por rede de ensino podem ser obtidos como a média dos estimadores para os diversos agrupamentos que fazem parte da rede. O impacto do programa para o conjunto das redes pode, então, ser obtido com a média ponderada dos estimadores obtidos por rede. Esta seção descreve, sequencialmente, a metodologia utilizada para obter estimadores do impacto por agrupamento, por rede e global (conjunto das redes).

5.1 Estimando o impacto por agrupamento

Para efeito dessa avaliação, a origem do tempo é ajustada por agrupamento, de tal forma que $t = 0$ denota o ano letivo imediatamente anterior ao início do atendimento e $t = j$ denota o *j*-ésimo ano letivo desde o início do programa em escolas no agrupamento. Considera-se, como janela de avaliação, J os primeiros três anos da adoção do programa em um agrupamento. Assim, $J = \{1,2,3\}$. O objetivo desta subseção é obter um estimador não enviesado do impacto do Jovem de Futuro para cada agrupamento em cada momento, ao longo da janela de avaliação, isto é, para cada $t \in J$. Como toda a análise é realizada por agrupamento, a notação deveria estar correspondentemente indexada por agrupamento. No entanto, para simplificar a exposição, esse indexador é omitido.

Considera-se, como parte do grupo de beneficiários, B, apenas as escolas que foram atendidas continuamente ao longo de toda a janela de avaliação, isto é, desde o início da adoção do programa, $t = 1$. Esse conjunto, portanto, não varia ao longo da janela de avaliação e, como vimos,[39] não é vazio, $B \neq \emptyset$. Por sua vez, o conjunto das escolas atendidas apenas após o ano t, $\bar{B}_t$,[40] pode variar ao longo da janela de avaliação e se tornar, inclusive, vazio, antes do final da janela de avaliação.[41] Para que um agrupamento seja útil à avaliação, ao menos algumas escolas no agrupamento precisam não ser atendidas desde o início, isto é, precisa-se, ao menos, ter que $\bar{B}_1 \neq \emptyset$. Note-se que $\bar{B}_t \subseteq \bar{B}_s$ sempre que $t \geq s$. Na medida em que parte das escolas inicia seu atendimento ao longo da janela de avaliação, o conjunto das escolas ainda não atendidas efetivamente declina.

Para cada escola i e ano t, d_{it} indica se essa escola foi sorteada para iniciar seu atendimento em algum ano até t (inclusive),[42] $d_{it} = 1$, ou se foi sorteada para atendimento apenas após o ano letivo t (exclusive), $d_{it} = 0$. Dessa forma, $i \in \bar{B}_t$, se e somente se $d_{it} = 0$, e $i \in B$, se e somente se $d_{i1} = 1$. O conjunto de escolas úteis para a avaliação do impacto do *t*-ésimo ano do programa é dado por $\bar{B}_t \cup B$.[43] Na medida em que algumas escolas podem iniciar seu atendimento ao longo da janela de avaliação, $\bar{B}_t \cup B$ pode estar estritamente contido no conjunto de todas as escolas no agrupamento.[44]

39. Como relatado na seção anterior, essa hipótese é válida para todos os 382 agrupamentos a serem utilizados na avalição.
40. Esse conjunto inclui todas as escolas atendidas a partir do início do ano letivo $t + 1$.
41. De fato, para 26 agrupamentos na rede do Piauí e 34 na rede do Espírito Santo, $\bar{B}_3 = \emptyset$.
42. Nessa avaliação, toda escola que ingressa no programa permanece ao menos até o final da janela de avaliação. Logo, se $d_{it} = 1$, então temos necessariamente que $d_{is} = 1$ para todo $s \geq t$.
43. Implicitamente, está sendo considerado que o impacto do *t*-ésimo ano do programa num agrupamento é o impacto desse ano letivo sobre escolas que participam continuamente desde o primeiro ano do programa nesse agrupamento. É, portanto, o impacto do *t*-ésimo ano sobre escolas que participam do programa em *t* anos. Escolas que participaram do *t*-ésimo ano do programa, mas iniciaram sua participação somente após o primeiro ano, não são consideradas na avaliação do impacto do *t*-ésimo ano do programa.
44. Vale ressaltar, no entanto, que $\bar{B}_1 \cup B$ forma o conjunto de todas as escolas no agrupamento.

Adicionalmente, para cada escola i no agrupamento, denota-se por y_{it}^{b} o progresso no resultado de interesse ao longo do ano t para essa escola i caso tenha sido beneficiada (b) pelo programa continuamente desde o início da janela de avaliação, e por y_{it}^{a}, o progresso no mesmo resultado para essa mesma escola i ao longo do mesmo ano t, caso só venha a ter acesso ao programa em algum momento após (a) o final do ano t.[45]

Com base nessa notação, o progresso observado (o) no resultado de interesse para a escola i ao longo do ano t, y_{it}^{o}, entre as escolas úteis à avaliação de impacto no ano t, isto é, $i \in \bar{B}_t \cup B$, é dado por

$$y_{it}^{o} = (1 - d_{it})y_{it}^{a} + d_{it}.y_{it}^{b}\,, \tag{6}$$

desde que $i \in \bar{B}_t \cup B$.

Supondo que a magnitude do impacto ao longo do ano t, β_t, seja homogênea, isto é, que o programa influencie o progresso no resultado de interesse de todas as escolas na mesma magnitude, segue que $y_{it}^{b} = y_{it}^{a} + \beta_t$.

Nesse caso, a diferença entre o progresso médio ao longo do ano t alcançado pelas m_0 escolas sorteadas para atendimento imediato, $m_0 = \#B$, e o progresso médio ao longo do ano t das m_t escolas sorteadas para atendimento apenas após t anos, $m_t = \#\bar{B}_t$, que é denominado de $\hat{\beta}_t$, é um estimador não enviesado da magnitude do impacto ao longo do ano t, β_t. De fato, como

$$\hat{\beta}_t = \frac{1}{m_0}\sum_{i\in B} y_{it}^{o} - \frac{1}{m_t}\sum_{i\in \bar{B}_t} y_{it}^{o}, \tag{7}$$

$y_{it}^{o} = y_{it}^{a}$ se $i \in B_t$, e $y_{it}^{o} = y_{it}^{b}$ se $i \in B$, segue que

$$\hat{\beta}_t = \frac{1}{m_0}\sum_{i\in B} y_{it}^{b} - \frac{1}{m_t}\sum_{i\in \bar{B}_t} y_{it}^{a}, \tag{8}$$

como $y_{it}^{b} = y_{it}^{a} + \beta_t$, segue que

$$\hat{\beta}_t = \beta_t + \frac{1}{m_0}\sum_{i\in B} y_{it}^{a} - \frac{1}{m_t}\sum_{i\in \bar{B}_t} y_{it}^{a}, \tag{9}$$

e, portanto,

$$E\left[\hat{\beta}_t\right] = \beta_t + E[y_{it}^{a} | i \in B] - E[y_{it}^{a} | i \in \bar{B}_t]\,. \tag{10}$$

45. O progresso para uma escola ao longo do ano t, caso ela tenha tido acesso ao programa no meio da janela de avaliação (isto é, em algum ano s anterior a t, mas posterior ao início da janela de avaliação, $t > s > 1$) não está sendo aqui especificado. Considerar esses casos não é necessário, dado que as escolas que aderem ao programa no ano letivo $1 < s < t$ só são úteis à avaliação de impacto até o ano $s - 1$.

Como, em cada agrupamento, o momento do atendimento das escolas foi escolhido ao acaso, segue que

$$E[y_{it}^{a}|i \in B] = E[y_{it}^{a}|i \in \bar{B}_t] = E[y_{it}^{a}], \tag{11}$$

e daí, que $E[\hat{\beta}_t] = \beta_t$, como se queria mostrar. Adicionalmente,

$$Var[\hat{\beta}_t] = Var\left[\frac{1}{m_0}\sum_{i\in B} y_{it}^{a} - \frac{1}{m_t}\sum_{i\in \bar{B}_t} y_{it}^{a}\right] = \left(\frac{m_0 + m_t}{m_0 m_t}\right) Var[y_{it}^{a}]. \tag{12}$$

Na sequência, apresenta-se a metodologia utilizada para obter-se a média por rede desses estimadores por agrupamento. Para isso, torna-se necessário utilizar explicitamente um indexador de agrupamento, g. Assim, o estimador do impacto do programa, ao longo do ano t, referente no agrupamento g, passa a ser denotado por $\hat{\beta}_{gt}$.

5.2 Estimando o impacto por rede de ensino

Denota-se por E_{rt} o conjunto de agrupamentos da rede r relevantes para a avaliação do impacto do programa ao longo do ano t, $t \in J$. Esse conjunto é formado por todos os agrupamentos na rede r, para os quais, ao final do ano t , ainda existiam escolas não atendidas, isto é, agrupamentos para os quais $\bar{B}_{gt} \neq \emptyset$ e, portanto, $m_{gt} > 0$.

Assumindo-se que a magnitude do impacto, ao longo do ano t, é a mesma em todos os agrupamentos da mesma rede r, segue que a média, $\hat{\hat{\beta}}_{rt}$, dos estimadores obtidos para cada agrupamento, $\hat{\beta}_{gt}$, também é um estimador não enviesado dessa magnitude:

$$\hat{\hat{\beta}}_{rt} = \frac{1}{n_{rt}} \sum_{g\in E_{rt}} \hat{\beta}_{gt}, \tag{13}$$

em que $n_{rt} = \#E_{rt}$ denota o número de agrupamentos da rede r relevantes para a avaliação do impacto ao longo do ano t.

Uma vez obtidos estimadores não enviesados para o impacto do programa em cada rede r ao longo de cada ano t na janela de avaliação, um estimador por rede r do impacto ao longo de toda a janela de avaliação, denominado de $\hat{\hat{\beta}}_r$, pode ser obtido pela soma:

$$\hat{\hat{\beta}}_r = \hat{\hat{\beta}}_{r1} + \hat{\hat{\beta}}_{r2} + \hat{\hat{\beta}}_{r3}\,. \tag{14}$$

Na medida em que o tamanho e a natureza dos agrupamentos em uma mesma rede são muito similares, segue que a covariância entre $\hat{\hat{\beta}}_{rs}$ e $\hat{\hat{\beta}}_{rt}$, $Cov\left[\hat{\hat{\beta}}_{rs}, \hat{\hat{\beta}}_{rt}\right] = \sigma_{rst}$ pode ser obtida para todo s e t, tal que $s \leq t$, via[46]

46. Note que para obter essa expressão utilizamos o fato que $B_t \subseteq B_s$ sempre que $s \leq t$.

$$\hat{\sigma}_{rst} = \frac{1}{n_{rt} - 1} \sum_{g \in E_{rt}} \left(\hat{\beta}_{gs} - \hat{\hat{\beta}}_{rs}\right)\left(\hat{\beta}_{gt} - \hat{\hat{\beta}}_{rt}\right). \tag{15}$$

Dessa forma, um estimador de $Var\left[\hat{\hat{\beta}}_r\right] = \tau_r^2$ pode ser obtido via

$$\hat{\tau}_r^2 = \sum_{t=1}^{3} \hat{\sigma}_{rtt} + 2 \sum_{t=1}^{2} \sum_{s=t+1}^{3} \hat{\sigma}_{rst}. \tag{16}$$

5.3 Estimando o impacto para o conjunto das redes

Por fim, sob a hipótese de que o impacto é homogêneo (isto é, de igual magnitude em todas as redes), um estimador não enviesado da magnitude do impacto do Jovem de Futuro para o conjunto das redes de ensino, $\hat{\hat{\beta}}$, pode ser obtido via qualquer uma das combinações lineares

$$\hat{\hat{\beta}} = \frac{\sum_r \alpha_r \hat{\hat{\beta}}_r}{\sum_r \alpha_r}. \tag{17}$$

Dado que os estimadores por rede, $\hat{\hat{\beta}}_r$, são estocasticamente independentes, segue que, sob a hipótese de que o impacto é homogêneo, a combinação linear que leva ao estimador de menor variância é aquela em que

$$\alpha_r = \frac{1}{\hat{\tau}_r^2}. \tag{18}$$

Neste caso,

$$Var\left[\hat{\hat{\beta}}\right] = \frac{1}{\sum_r \frac{1}{\hat{\tau}_r^2}}. \tag{19}$$

6 A NATUREZA E MAGNITUDE DO IMPACTO DO PROGRAMA SOBRE O APRENDIZADO

6.1 A natureza do impacto do programa sobre o aprendizado

Neste estudo, estima-se a magnitude do impacto de três anos de exposição ao Jovem de Futuro sobre a proficiência em matemática e língua portuguesa ao final da 3ª série do ensino médio.[47] É importante ressaltar que a *escola* é a unidade de intervenção do programa e, também, a unidade utilizada para medir seu impacto. Assim, o que se busca avaliar é o impacto do programa sobre o desempenho da *escola*, medido pela proficiência média de seu corpo discente ao final da 3ª série do ensino médio.

47. Vale ressaltar que o impacto do programa sobre o *nível* da proficiência ao final da 3ª série é idêntico a seu impacto sobre o *progresso* na proficiência. Afinal o programa não pode ter impacto sobre o valor da proficiência anterior a seu início.

Embora fosse extremamente importante medir o impacto do programa sobre a proficiência de um dado grupo de estudantes – por exemplo, aqueles que iniciaram a 1ª série no início da janela de avaliação –, não é esse impacto que a avaliação é capaz de identificar. Devido à evasão, à repetência e às transferências entre escolas, nem todos os estudantes concluintes da 3ª série em um dado ano estavam na 1ª série da mesma escola três anos antes. Na medida em que esses fluxos escolares são influenciados pelo programa, o impacto estimado para a escola capta tanto o impacto do programa sobre o *aprendizado* quanto seu impacto sobre a *composição* do corpo discente.

Vale também ressaltar que, mesmo que o programa não tivesse qualquer impacto sobre evasão, repetência e transferências, o impacto estimado neste estudo não seria necessariamente igual ao impacto que o programa tem sobre o aprendizado dos estudantes que estavam na 1ª série no início da janela de avaliação. Para que esses dois impactos fossem os mesmos, seria necessário que todos os fluxos escolares ocorressem ao acaso, garantindo que a composição do corpo discente no início da 1ª série fosse estatisticamente equivalente à alcançada três anos mais tarde, ao final da 3ª série.

6.2 A magnitude do impacto do programa sobre o aprendizado

A tabela 9 apresenta estimativas da magnitude do impacto de três anos de exposição ao Jovem de Futuro sobre o desempenho escolar, medido pela proficiência média do corpo discente ao final da 3ª série do ensino médio, por rede, para cada uma das três gerações que marcam a evolução do programa ao longo da década (2008-2018) e, também, para o conjunto das três gerações.[48] Para isso, utiliza-se a experiência de 1,4 mil escolas em nove redes estaduais. Para efeito da implementação e avaliação do programa, essas 1,4 mil escolas foram organizadas em 382 agrupamentos. Destes agrupamentos, 322 permitem estimar o impacto de três anos de exposição, enquanto os 60 restantes complementam permitindo aprimorar as estimativas do impacto dos dois primeiros anos de exposição ao programa.

Beneficiaram-se da primeira geração cerca de 200 escolas em quatro redes estaduais. Nessa avaliação, utilizamos a experiência de 145 escolas em três redes de ensino organizadas em 53 agrupamentos (tabela 9). As estimativas obtidas apontam para um impacto de 6 e 5 pontos na escala Saeb em língua portuguesa e matemática, respectivamente. Ambas as estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 1% (tabela 9).

48. A proficiência média em língua portuguesa e matemática dos estudantes ao final da 3ª série do ensino médio, para cada escola na avaliação, foi extraída dos sistemas estaduais de avaliação da educação básica de cada rede na avaliação: Proeb, Saresp, Saerj, Spaece, Saego, Saems, SisPAE, Saepi e Paebes, conforme detalhado nas fontes das tabelas 5 e 9.

Na segunda geração, o programa beneficiou 2,2 mil escolas em cinco estados (tabela 2). Da avaliação, participaram cerca de 650 escolas de quatro redes estaduais, organizadas em 89 agrupamentos (tabela 9). A magnitude dos impactos estimados sobre a proficiência foi de 6 pontos na escala Saeb, tanto em língua portuguesa quanto em matemática – portanto, um pouco acima do obtido na primeira geração. Todas as estimativas obtidas para o impacto são estatisticamente significativas ao nível de 1% (tabela 9).

TABELA 9
Impactos sobre o desempenho em língua portuguesa e matemática por geração e localidade

Geração/localidade	Número de agrupamentos	Língua portuguesa			Matemática		
		Impacto médio (pontos na escala Saeb)	Erro-padrão (pontos na escala Saeb)	*p*-valor (%)	Impacto médio (pontos na escala Saeb)	Erro-padrão (pontos na escala Saeb)	*p*-valor (%)
Todas as gerações	382	4,4	0,9	0	4,8	0,8	0
1ª geração	53	5,5	2,1	0	5,3	1,7	0
Minas Gerais	4	9,7	4,7	2	11,8	6,0	2
São Paulo	37	4,4	2,5	4	4,4	1,9	1
Rio de Janeiro	12	5,5	6,8	21	6,9	5,0	8
2ª geração	89	5,6	1,6	0	5,8	1,4	0
Ceará	26	7,9	2,4	0	7,1	2,3	0
Goiás	25	5,2	4,0	10	5,5	3,9	8
Mato Grosso do Sul	23	3,1	3,4	18	4,0	2,1	3
Pará – 1ª etapa	15	2,0	4,6	33	10,1	4,7	2
3ª geração	240	3,1	1,4	1	3,7	1,2	0
Espírito Santo	70	2,5	2,4	15	4,7	2,9	5
Pará – 2ª etapa	39	4,8	2,8	4	3,5	2,1	5
Piauí	131	2,6	2,1	11	3,4	1,8	3

Fontes: Estimativas obtidas a partir dos sistemas de monitoramento do atendimento do programa, MFF e SGP, e dos registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios e dos dados dos sistemas de avaliação estaduais da educação básica. Minas Gerais – Proeb/Simave (disponível em: <https://bit.ly/3MgTm3E>); São Paulo – Saresp (disponível em: <https://bit.ly/3NVjLF9>); Rio de Janeiro – Saerj (disponível em: <https://bit.ly/3xclaAO>); Ceará – Spaece (disponível em: <https://bit.ly/3x2xEuF>); Goiás – Saego (disponível em: <https://bit.ly/3NPyt0y>); Mato Grosso do Sul – Saems (disponível em: <https://bit.ly/3xaXo9j>); Pará – SisPAE (disponível em: <https://bit.ly/3NVAM2m>); Espírito Santo – Paebes (disponível em: <https://bit.ly/3Mccuj7>); Piauí – Saepi (disponível em: <https://bit.ly/3NfOnS3>).

Por fim, na terceira geração foram beneficiadas cerca de 2,1 mil escolas em seis estados. Participaram da avaliação mais de 550 escolas de três redes estaduais, organizadas em 240 agrupamentos. As estimativas obtidas para essa geração apontam para um impacto de magnitude um pouco menor: 3 e 4 pontos na

escala Saeb em língua portuguesa e matemática, respectivamente. A precisão dessas estimativas é maior que nas gerações anteriores, devido ao aumento no número de agrupamentos utilizados. No entanto, como a magnitude estimada é menor, o *p*-valor é ligeiramente maior, mas, mesmo assim, da ordem de (ou inferior a) 1%.

Agregando as experiências das três gerações, obtêm-se impactos globais de 4 e 5 pontos na escala Saeb sobre a proficiência em língua portuguesa e em matemática, respectivamente, ambos estatisticamente significantes ao nível de 1% (tabela 9). Esses impactos sobre a proficiência em língua portuguesa e em matemática correspondem, respectivamente, a 9% e 12% de um desvio-padrão, uma vez que o desvio-padrão do aprendizado entre estudantes em língua portuguesa e matemática, ao final do ensino médio, é de 48 e 40 pontos, respectivamente.[49]

6.3 Diferenças na magnitude do impacto do programa entre gerações

Com vistas a interpretar a evolução da magnitude do impacto de um programa ao longo do tempo, é conveniente reconhecer a interveniência de três fatores. Em primeiro lugar, a experiência com o programa deve levar a aperfeiçoamentos e, portanto, a aumentos na magnitude do impacto.

Em segundo lugar, na medida em que aumenta a escala da operação, a qualidade da implementação deve sofrer em alguma medida, levando a uma queda na magnitude do impacto. No caso do Jovem de Futuro, ocorreu um grande aumento na escala de operação entre a primeira e a segunda geração (o número de escolas atendidas passou de 200 para 2,2 mil), mas também um significativo aperfeiçoamento do desenho. O ligeiro aumento na magnitude do impacto entre essas gerações aponta para a validade da hipótese de que os ganhos devidos ao aperfeiçoamento devem ter suplantado eventuais perdas decorrentes do aumento na escala.

Em terceiro lugar, deve-se sempre reconhecer que o impacto medido de um programa raramente é absoluto. Invariavelmente, o que se mede é o impacto do programa em relação a uma alternativa. À medida que o tempo passa, é esperado que programas similares sejam desenvolvidos. Assim, espera-se que o impacto medido de um programa inovador vá declinando ao longo do tempo, na medida em que suas características inovadoras vão sendo adotadas pelas alternativas (Duncan e Magnuson, 2013). No caso do Jovem de Futuro, embora o progresso das alternativas possa ser um candidato para explicar o pequeno declínio do seu impacto entre a segunda e a terceira geração, o substancial aprimoramento no desenho do programa, ocorrido entre essas duas gerações, torna a validade dessa conjectura pouco provável.

49. Esse desvio-padrão refere-se à distribuição da proficiência dos estudantes ao final da 3ª série do ensino médio da rede pública no Brasil segundo o Saeb 2015.

No caso do Jovem de Futuro, a explicação mais provável para o pequeno declínio na magnitude do impacto entre a segunda e a terceira geração é o crescimento no impacto do programa sobre o fluxo escolar (Henriques, Carvalho e Barros, 2020). Conforme esses autores demonstram, o impacto do Jovem de Futuro de terceira geração sobre a taxa de aprovação é muito superior ao encontrado na primeira ou segunda geração. Na medida em que os que não seriam aprovados na ausência do programa têm uma proficiência em média inferior à dos que seriam aprovados independentemente do programa, um aumento na aprovação deve levar a uma redução na proficiência dos aprovados e a uma medida de impacto de menor magnitude.

A comparação, entre gerações, das estimativas da magnitude do impacto do Jovem de Futuro claramente aponta para uma tendência em "U invertido": a magnitude do impacto cresce da primeira para a segunda geração e decresce da segunda para a terceira geração. Essas comparações, no entanto, devem ser tratadas com extrema cautela, uma vez que as diferenças encontradas não são estatisticamente significativas. De fato, como nas três gerações o erro-padrão das estimativas da magnitude do impacto fica sempre em torno de 1,5 ponto na escala Saeb, e as diferenças observadas nunca superam 2,5 pontos, não é possível rejeitar a hipótese de que o impacto é invariante, mesmo assumindo-se erros de até 30%. De fato, o *p*-valor do teste Q de Cochran para homogeneidade do impacto entre as três gerações é de 43% para língua portuguesa e de 50% para matemática (tabela 10).[50]

TABELA 10
Teste para heterogeneidade do impacto entre gerações

Matéria	Estatística	Geração				*p*-valor (%)
		Primeira	Segunda	Terceira	Todas	
Língua portuguesa	Impacto (pontos na escala Saeb)	5,5	5,6	3,1	4,4	–
	Erro-padrão (pontos na escala Saeb)	2,1	1,6	1,4	0,9	–
	Q-Cochran	–	–	–	–	43
Matemática	Impacto (pontos na escala Saeb)	5,3	5,8	3,7	4,8	–
	Erro-padrão (pontos na escala Saeb)	1,7	1,4	1,2	0,8	–
	Q-Cochran	–	–	–	–	50

Fontes: Estimativas obtidas a partir dos sistemas de monitoramento do atendimento do programa, MFF e SGP, e dos registros do Instituto Unibanco sobre os procedimentos e resultados dos sorteios e dos dados dos sistemas de avaliação estaduais da educação básica.

50. Também as disparidades entre redes não apontam para qualquer heterogeneidade do impacto do programa. De fato, o *p*-valor do teste Q de Cochran para homogeneidade do impacto entre as dez redes (note-se que são nove redes, mas, quanto ao Pará, temos duas estimativas) é de 81% para língua portuguesa e de 84% para matemática.

6.4 Relevância da magnitude do impacto estimado

Em que medida um impacto de 5 pontos na escala Saeb, ou 10% de um desvio-padrão, pode ser considerado *sucesso* para um programa de promoção da gestão escolar como o Jovem de Futuro? Nesta subseção, essa questão é encaminhada com base em quatro abordagens complementares.

Em primeiro lugar, vale relembrar o gráfico 1, apresentado no início deste estudo. Esse gráfico revela que a proficiência dos estudantes brasileiros poderia ser 64% de um desvio-padrão melhor se fosse possível alcançar o que outros países com gasto similar por estudante já alcançam. Se considerarmos essa marca como o potencial de melhorias na gestão educacional, o impacto do Jovem de Futuro (10% de um desvio-padrão) representaria 16% desse potencial. Assim, por um lado, os resultados dessa avaliação revelam a capacidade do Jovem de Futuro de promover maior proficiência via melhorias em gestão; por outro lado, esses mesmos resultados também revelam que o programa definitivamente não exaure as possibilidades que uma melhor gestão pode trazer para a proficiência dos estudantes.

Em segundo lugar, uma forma alternativa de contextualizar a eficácia do Jovem de Futuro consiste em contrastar a magnitude do seu impacto com o obtido em avaliações de iniciativas similares, como as realizadas em Fryer Junior (2014; 2017). O resultado dessa comparação revela que o impacto do programa (10% de um desvio-padrão) se encontra dentro do espectro de estimativas obtidas por Fryer Junior (2017) (10% a 20% de um desvio-padrão), mas um pouco abaixo das obtidas por Fryer Junior (2014) (15% a 20% de um desvio-padrão).

Uma terceira abordagem para balizar a eficácia do programa consiste em comparar a magnitude do seu impacto com o que tipicamente um estudante aprende ao longo das três séries do ensino médio. Em média, em uma escola pública brasileira, o ganho "aparente" de proficiência ao longo do ensino médio é de 15 pontos na escala Saeb.[51] Assim, em uma escola típica que adote o Jovem de Futuro, esse ganho de proficiência passaria de 15 para 20 pontos: um significativo adicional de 33%.[52] Nessa métrica, o impacto do Jovem de Futuro é equivalente ao aprendizado médio ao longo de um ano letivo adicional de ensino médio.

51. Esse ganho *aparente* de proficiência ao longo do ensino médio é obtido subtraindo-se da proficiência ao final do ensino médio em 2017 a proficiência ao final do ensino fundamental em 2014, uma tentativa de comparar coortes similares. Dada a ausência da Prova Brasil em 2014, a proficiência para esse ano foi aproximada utilizando-se a média para os anos de 2013 e 2015. A estimativa é a média simples do estimado para língua portuguesa (13 pontos na escala Saeb) com o estimado para matemática (17 pontos na escala Saeb).

52. Como o desvio-padrão em proficiência, ao final do ensino médio, fica entre 48 e 40 pontos (em língua portuguesa e matemática, respectivamente), 44 pontos em média; 15 pontos na escala Saeb representam 34% de um desvio-padrão. Embora o ganho de proficiência, ao longo do ensino médio brasileiro, seja definitivamente limitado, a estimava para os Estados Unidos não fica muito acima, sendo de 42% de um desvio-padrão, segundo Hill *et al*. (2008).

Por fim, vale observar que, segundo Inep (2019b), três anos em uma escola pública de ensino médio custava, em 2009, R$ 7 mil[53] por estudante. Segundo Vasconcellos (2015, p. 16), nesse ano, o correspondente custo de três anos de Jovem de Futuro era de R$ 788,87[54] por estudante. Segue que o Jovem de Futuro, a um custo equivalente a 11% do que se gasta com o ensino médio, é capaz de promover um ganho de aprendizado da ordem de 33% do que é alcançado ao longo do ensino médio (15 pontos). Esse resultado demonstra que o custo de um ponto adicional em proficiência promovido pelo Jovem de Futuro (R$ 190 por ponto na escala Saeb)[55] é inferior à metade do correspondente custo das escolas públicas de ensino médio (R$ 467 por ponto adicional na escala Saeb).[56]

Em suma, embora o Jovem de Futuro tenha um impacto ligeiramente inferior ao alcançado internacionalmente por programas similares, dado o limitado desempenho das escolas públicas brasileiras, esse impacto representa uma inestimável contribuição à educação brasileira. No entanto, muito mais ainda se pode esperar de futuras versões do programa, uma vez que o impacto estimado representa apenas 16% do aparente impacto potencial que melhorias em gestão podem trazer para a proficiência dos estudantes.

7 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O Jovem de Futuro foi inicialmente desenhado para promover melhorias na gestão escolar por meio da incorporação de uma mentalidade voltada para resultados. Progressivamente, o programa incorporou a oferta de protocolos e práticas estruturadas, além de introduzir um circuito de gestão voltado para resultados, com especial atenção às correções de rumo e à promoção da troca de experiências entre escolas. Em sua terceira geração, o programa aumentou seu escopo, dirigindo a atenção também para as melhorias na gestão da rede estadual e suas regionais.

Embora o Jovem de Futuro tenha por objetivo influenciar múltiplos aspectos da gestão, seu foco central é o planejamento estratégico, sua execução, avaliação e correção de rumos. Assim, não são diretamente tratados pelo Jovem de Futuro aspectos ligados à governança e à descentralização, nem aspectos ligados ao aperfeiçoamento das rotinas de gestão.

---

53. Essa estimativa se refere ao custo de três anos de ensino médio em 2009, obtida na publicação *Investimento público direto cumulativo por estudante* de 2015 (Inep, 2019b). Usamos a estimativa para 2009 em valores nominais para maior comparabilidade com a estimativa de custo do Jovem de Futuro que se refere a esse ano.

54. Esse custo está expresso em reais (2008) e se refere à primeira geração. Portanto, como mencionado na seção 2.2, inclui uma transferência às escolas de R$ 300 por estudante matriculado (R$ 100 por série). Como essa transferência deixou de estar presente na terceira geração, essa estimativa de custo provavelmente muito superestima o custo atual (terceira geração) do Jovem de Futuro por estudante.

55. Isto é, R$ 190 = R$ 875/4,6 pontos na escala Saeb, impacto médio do Jovem de Futuro sobre a proficiência em língua portuguesa e matemática.

56. Isto é, R$ 467 = R$ 7 mil/15 pontos na escala Saeb, aprendizado *aparente* ao longo do ensino médio.

Ações desenhadas para a melhoria da gestão deveriam, teoricamente, ser capazes de promover maior eficiência. Embora extremamente limitada, a evidência disponível sobre a eficácia desse tipo de ação (Bloom *et al.*, 2015; Fryer Junior, 2014; 2017) é encorajadora, por apontar que ações adequadamente desenhadas para promover uma melhor gestão tendem a ser eficazes em reduzir significativamente a ineficiência no uso dos recursos educacionais. Assim, uma iniciativa como o Jovem de Futuro é de grande relevância em um país onde os resultados educacionais alcançados são ruins e desiguais, a despeito de um gasto público com educação elevado e crescente.

Os resultados da avaliação do impacto do Jovem de Futuro são encorajadores. Esses resultados apontam para impactos, sobre a proficiência ao final da 3ª série do ensino médio em língua portuguesa e matemática, da ordem de 4 a 5 pontos na escala Saeb, respectivamente, o que equivale a 9% e 12% de um desvio-padrão.

No que concerne a essa magnitude, podem ser feitas as considerações a seguir.

1) Está dentro do esperado, dada a evidência internacional com iniciativas similares (Fryer Junior, 2014; 2017).

2) Corresponde a um aumento significativo, em comparação ao que um estudante típico aprende ao longo do ensino médio na rede pública brasileira.

3) Leva a uma relação custo-efetividade mais favorável que a dos demais gastos com o ensino médio público.

4) Representa uma ajuda de imenso valor a um sistema educacional no qual o progresso lento vem se tornado a regra.

No entanto, diante do elevado grau total da *aparente ineficiência* (0,64 desvio-padrão) do sistema educacional brasileiro, o impacto do Jovem de Futuro é uma contribuição apenas parcial. Se adotado em todas as escolas públicas brasileiras, seria capaz de reduzir em 16% as *aparentes ineficiências* existentes. Essa contribuição abre caminho para outras iniciativas em gestão, complementares ou mais abrangentes, que possam trazer contribuições ainda maiores para a melhoria do desempenho educacional brasileiro.

Em suma, este estudo, por um lado, revela que a ineficiência no uso dos recursos educacionais, que tanto prejudica o desempenho educacional brasileiro, pode ser combatida com eficácia por iniciativas voltadas à melhoria da gestão, como o Jovem de Futuro. Por outro lado, revela que o Jovem de Futuro deve ser pensado apenas como um primeiro passo. Muito mais ainda pode e precisa ser feito para a melhoria no uso eficaz do gasto público com educação no Brasil via melhorias na gestão.

REFERÊNCIAS

BARROS, R. P. *et al*. O impacto do projeto jovem de futuro sobre a aprendizagem em escolas públicas. *In*: INSTITUTO UNIBANCO (Org.). **Caminhos para a qualidade da educação pública**: impactos e evidências. São Paulo: Instituto Unibanco, 2017. p. 38-57. Disponível em: <https://bit.ly/3viESLQ>. Acesso em: 14 jun. 2019.

BLOOM, N. *et al*. Does management matter? Evidence from India. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 128, n. 1, p. 1-51, Feb. 2013.

_____. Does management matter in schools? **The Economic Journal**, v. 125, n. 584, p. 647-674, May 2015.

DUNCAN, G. J.; MAGNUSON, K. Investing in preschool programs. **Journal of Economic Perspectives**, v. 27, n. 2, p. 109-132, 2013.

FRYER JUNIOR, R. G. Injecting charter school best practices into traditional public schools: evidence from field experiments. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 129, n. 3, p. 1355-1407, Apr. 2014.

_____. **Management and student achievement**: evidence from a randomized field experiment. Cambridge, Massachusetts: NBER, May 2017. (NBER Working Paper, n. 23437).

HENRIQUES, R.; CARVALHO, M.; BARROS, R. P. (Org.). **Avaliação de impacto em educação**: a experiência exitosa do programa Jovem de Futuro em parceria com o poder público. São Paulo: Instituto Unibanco, 2020.

HILL, C. J. *et al*. Empirical benchmarks for interpreting effect sizes in research. **Child Development Perspectives**, v. 2, n. 3, p. 172-177, Dec. 2008.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados da Aneb e da Anresc 2015**. Brasília: Inep, 2017.

_____. **Relatório do 2º ciclo de monitoramento das metas do Plano Nacional de Educação**: 2018. 2. ed. Brasília: Inep, 2019a. Disponível em: <https://bit.ly/3OWs2Kv>. Acesso: 16 jul. 2019.

_____. **Indicadores financeiros educacionais**. Brasília: Inep, 2019b. Disponível em: <https://bit.ly/3LM2ei6>. Acesso: 17 jul. 2019.

LÜCK, H. (Org.). **Dimensões da gestão escolar e suas competências**. Curitiba: Editora Positivo, 2009.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **PISA 2015 results**: excellence and equity in education. Paris: OECD Publishing, Dec. 2016. v. 1. Disponível em: <https://bit.ly/3M1vKAT>. Acesso em: 3 out. 2018.

_____. **Education at a glance 2017**: OECD indicators. Paris: OECD Publishing, Sept. 2017. Disponível em: <https://bit.ly/351NhIU>. Acesso em: 3 out. 2018.

TODOS PELA EDUCAÇÃO. **Anuário brasileiro da educação básica 2019**. São Paulo: Moderna, 2019. Disponível em: <https://bit.ly/3vfYn7J>. Acesso em: 24 jul. 2019.

VASCONCELLOS, L. **Monitoramento e avaliação**: estudos selecionados para o Brasil. [s.l.]: Itaú Unibanco, Set. 2015. Disponível em: <https://bit.ly/3NPtooU>. Acesso em: 9 maio 2022.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Senado Federal. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Senado Federal, 1988. Disponível em: <https://bit.ly/3t30NDU>. Acesso em: 16 jul. 2019.

Originais submetidos em: nov. 2018.

Última versão recebida em: dez. 2020.

Aprovada em: dez. 2020.

OS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DA ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL NO BRASIL[1,2]

Marcelo Fernandes[3]
Ygor Munhoz[4]
Clemens Nunes[5]

Este trabalho modela os fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de cupom cambial no Brasil como função de variáveis macroeconômicas observáveis. Entre os indicadores macro, consideramos a taxa de câmbio em real por dólar, o ágio do *credit default swap* (CDS) Brasil, o índice de preço de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura, a taxa futura de juros em dólar (London Interbank Offered Rate – LIBOR), a volatilidade implícita da taxa de câmbio e a inflação implícita no Brasil. O modelo possui excelente aderência para a estrutura a termo do cupom cambial, explicando cerca de 95% de sua variação. Aumentos no ágio do CDS, na taxa de cupom cambial de três meses, na LIBOR, no índice de preço de *commodities* e na volatilidade implícita do câmbio estão diretamente relacionados com aumentos na curva de cupom cambial. Por sua vez, encontramos uma associação positiva da expectativa de depreciação cambial com cupons cambiais mais curtos e negativa com a parte mais longa da curva. Choques na inflação implícita têm um pequeno impacto positivo para vencimentos curtos, mas levemente negativo para vencimentos mais longos.

Palavras-chave: curva de juros; cupom cambial; estrutura a termo; macrofinanças.

THE MACROECONOMIC DRIVERS OF THE TERM STRUCTURE OF THE USD-DENOMINATED INTEREST RATES IN BRAZIL

In this paper, we model the level, slope and curvature of the term structure of US dollar-denominated interest-rate coupons in Brazil as driven by observable macroeconomic variables. Among the macro indicators, we consider the exchange rate of the Brazilian real against the US dollar, Brazil's CDS spread, commodity prices, the dollar-denominated forward rate, the LIBOR forward rate, the implied exchange rate volatility, and the Brazilian breakeven inflation. The model fits the yield curve very well, explaining 95% of its variation. The coupon curve increases with the CDS spread, 3-month dollar denominated rate, the LIBOR rate, commodity prices, and the exchange rate volatility. The exchange rate depreciation positively correlates with shorter maturities, but negatively with the long end of the curve. Changes in the breakeven inflation have little impact in the coupon curve.

Keywords: yield curve; dollar-denominated interest rates; term structure; macro-finance.

JEL: G12; G15.

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art2

2. Os autores agradecem a Marcel Ribeiro e Ricardo Brito os comentários. Marcelo Fernandes agradece ainda o apoio da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp; processo nº 2019/05798-7) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq; processo nº 302278/2018-4).

3. Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (FGV EESP). *E-mail*: <marcelo.fernandes@fgv.br>.

4. Diretor do Credit Suisse. *E-mail*: <ygormunhoz1@gmail.com>.

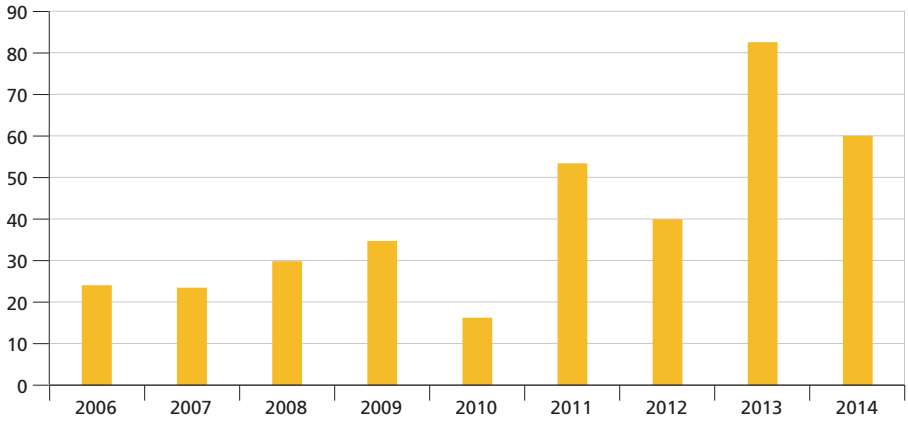
5. Professor da FGV EESP. *E-mail*: <clemens.nunes@fgv.br>.

1 INTRODUÇÃO

O aumento da integração econômica, principalmente a partir dos anos 1990, impulsionou o comércio e a migração de fatores de produção entre países. No caso brasileiro, observa-se uma dinâmica similar. O total de ativos de residentes em moeda estrangeira aumentou de 36,3% do produto interno bruto (PIB) em dezembro de 2004 para 50,3% do PIB em março de 2018 (SGS e Banco Central).[6] Neste mesmo período, o passivo de residentes em moeda estrangeira aumentou de 62,1% para 94,2% do PIB. Como resultado, o grau de exposição cambial dos agentes aumentou significativamente, exigindo não apenas uma gestão adequada de ativos e passivos em moeda estrangeira na economia, mas também uma supervisão diligente destes riscos por parte do Banco Central do Brasil (BCB).

Um instrumento importante para se atender a esta necessidade é o cupom cambial, que representa a remuneração a ser obtida em dólares em uma aplicação em títulos na moeda doméstica. O gráfico 1 registra o interesse crescente pelo uso do cupom cambial, dado o aumento do volume de contratos em aberto na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F).

GRÁFICO 1
Número de contratos abertos de cupom cambial de três anos na BM&F (2006-2014)
(Em 1 mil)



Elaboração dos autores.

Este trabalho propõe descrever a dinâmica da estrutura a termo do cupom cambial (ETCC) no Brasil a partir de um modelo de três fatores com variáveis macroeconômicas. Entender a interação entre a curva de juros denominada em dólar e as condições macroeconômicas é crucial em diversas dimensões. Primeiro, fornece munição importante para a construção de modelos teóricos de estrutura

6. Disponível em: <https://bit.ly/3Q2cbdS>.

a termo. Segundo, permite que se avaliem experimentos de política econômica. Terceiro, oferece alternativas de apreçamento e avaliação de risco a partir de cenários macroeconômicos bem definidos.

Em particular, empregamos um modelo dinâmico inspirado em Nelson e Siegel (1987) e Diebold e Li (2006) para descrever o nível, a curvatura e a inclinação da curva do cupom cambial no Brasil. Assim como em Huse (2011), restringimos a evolução de cada fator da curva a uma função afim de variáveis macroeconômicas predeterminadas e observáveis. Isto traz duas vantagens diante de outras alternativas. O número de parâmetros a serem estimados não aumenta conforme o número de vértices na curva, pois podemos extrair previsões do cupom cambial de cada maturidade a partir dos fatores de nível, inclinação e curvatura. No mais, como as sensibilidades dos fatores às variáveis macroeconômicas são invariantes no tempo, podemos usar simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade na estimação. Dessa forma, não apenas ganha-se em precisão, mas também se evitam erros de medida, como observado em Diebold e Li (2006), por exemplo.

A literatura sobre a ETCC no Brasil é relativamente rica. Guillén e Araújo (2002) analisam o comportamento do cupom cambial mediante uma decomposição de ciclo e tendência. Pinheiro, Almeida e Vicente (2007) estimam um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para descrever a curva de cupom cambial até a maturidade de dois anos. Viola *et al.* (2009) examinam o impacto dos *swaps* cambiais ofertados pelo Banco Central sobre a ETCC a partir da análise de componentes principais, enquanto Franklin Junior *et al.* (2012) estimam um modelo de quatro fatores de Svensson (1994). Entretanto, nenhum dos trabalhos acima estima a dinâmica da ETCC no Brasil usando apenas variáveis macroeconômicas observáveis. Neste aspecto, a metodologia que empregamos assemelha-se mais àquela usada em Thiele e Fernandes (2015) para descrever a dinâmica da estrutura a termo das expectativas de inflação no Brasil.

Para estimar o modelo, usamos um procedimento de mínimos quadrados agrupados para aproveitar a estrutura em painel dos dados. O período amostral abrange julho de 2006 a dezembro de 2014, para o qual coletamos dados diários de contratos futuros de juros em dólar (FRC), dólar e depósitos interfinanceiros (DI) negociados na BM&F (atualmente B3), assim como a taxa do "casado". Para representar as condições macro, empregamos a taxa *spot* de câmbio, o ágio do *credit default swap* (CDS) Brasil de cinco anos, o índice de preço de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura com vencimento em três meses, a taxa futura London Interbank Offered Rate (LIBOR), a volatilidade implícita da taxa de câmbio esperada nos próximos doze meses e a inflação implícita de doze meses no Brasil.

Os resultados obtidos mostram que aumentos no ágio do CDS, na taxa de cupom cambial, na taxa LIBOR, nos preços de *commodities* e na volatilidade

implícita do câmbio estão diretamente relacionados com aumentos no cupom cambial. Por sua vez, a expectativa de depreciação cambial tem correlação positiva com as maturidades mais curtas, até dois anos e meio, e negativa com a parte longa, até cinco anos. Choques na inflação implícita causam impactos pouco relevantes na curva de cupom, porém positivamente correlacionados com vencimentos mais curtos (até dois anos) e negativamente correlacionados com vencimentos mais longos (dois a cinco anos).

O restante deste trabalho está organizado da seguinte forma. Na seção 2, revisamos as literaturas de estrutura a termo. Na seção 3, apresentamos a metodologia que empregamos na estimação dos fatores e descrevemos os dados. A seção 4 discute os resultados da estimação, e na seção 5 tecemos algumas considerações finais.

2 MODELOS PARA A ESTRUTURA A TERMO DO CUPOM CAMBIAL

Litterman e Scheinkman (1991) e Knez, Litterman e Scheinkman (1994) mostram que três fatores explicam mais de 90% dos movimentos da curva de juros americana, a saber, os fatores de nível, inclinação e curvatura. Piazzesi (2009) e Duffe (2011) empregam mais que três fatores na busca por um maior poder preditivo, porém Joslin (2011) argumenta que estes modelos podem ter parametrização excessiva. Dessa forma, optamos por um modelo de três fatores para capturar a dinâmica da estrutura a termo de forma parcimoniosa.

Assim como em Huse (2011), descrevemos a dinâmica da estrutura a termo pressupondo que os fatores de nível, inclinação e curvatura são funções afins apenas de variáveis macroeconômicas observáveis:

$$y_t(\tau_i) = \beta_1(Z_t) + \beta_2(Z_t)\left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_i}}{\lambda\tau_i}\right) + \beta_3(Z_t)\left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_i}}{\lambda\tau_i} - e^{-\lambda_t\tau_i}\right) + \upsilon(\tau_i) \qquad (1)$$

em que $y(\tau_i)$ é a taxa de rendimento do título com maturidade τ_i, $\beta_1(Z_t), \beta_2(Z_t)$ e $\beta_3(Z_t)$ são respectivamente os fatores de nível, inclinação e curvatura, que dependem do vetor Z_t de indicadores macroeconômicos, λ é o parâmetro de decaimento, e $\upsilon(\tau_i)$ é um ruído branco.

A estrutura em painel da equação (1) é conveniente por dois motivos. O primeiro concerne à parcimônia. O número de parâmetros a serem estimados não aumenta com o número de vértices na curva, como em Evans e Marshall (2007), nem com o período amostral, como em Diebold e Li (2006). A sensibilidade de cada fator às variáveis macroeconômicas é invariante no tempo. A segunda razão é aumentar a precisão das estimativas, usando-se simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade e evitando-se, assim, a presença de erros de medida, como em Diebold e Li (2006).

Em sua modelagem da estrutura a termo da taxa de juros (ETTJ) americana, Huse (2011) fixa $\lambda = 0.006667$, por não encontrar variação significativa no tempo. Ao fixar a taxa de decaimento, o modelo descrito em (1) passa a ser linear nos parâmetros, permitindo a estimação por mínimos quadrados. Entre as variáveis de estado Z_t, Huse considera indicadores de inflação (Consumer Price Index – CPI), de atividade econômica (PIB e taxa de desemprego), de política monetária (taxas básicas de juros do Banco Central norte-americano) e de política fiscal (dívida pública). Huse mostra que o nível da curva de juros nominal americana depende da inflação, enquanto as políticas monetária e fiscal afetam sua inclinação e curvatura, respectivamente.

Na literatura sobre a ETCC brasileira, destacamos os seguintes trabalhos. Guillén e Araújo (2002) analisam o comportamento do cupom cambial por intermédio de uma decomposição tendência-ciclo, e concluem que o cupom cambial no equilíbrio de longo prazo converge para a trajetória do Prêmio do C-Bond, que é interpretado como componente de fundamento. No curto prazo, o cupom cambial converge para o prêmio do *swap* cambial. Viola *et al.* (2009) examinam o impacto dos *swaps* cambiais ofertados pelo Banco Central sobre a ETCC a partir da análise de componentes principais. Franklin Junior *et al.* (2012) estimam a ETCC a partir do modelo de Svensson (1994), usando algoritmos genéticos e tradicionais de otimização não linear.

O estudo mais próximo ao nosso é Pinheiro, Almeida e Vicente (2007). Os autores descrevem a dinâmica da ETCC por meio de modelos com fatores latentes e variáveis macroeconômicas (*emerging markets bond index* – EMBI Global e expectativa de inflação). Os resultados mostram um desempenho global inferior ao passeio aleatório, no entanto. A introdução de variáveis macroeconômicas contribui positivamente na capacidade da previsão na parte curta da curva de cupom cambial, e negativamente na parte longa. Na análise de resposta a impulsos, verificam que efeitos de choques na expectativa de inflação e no risco-país aumentam o nível e a inclinação da ETCC. Em contraste com Pinheiro, Almeida e Vicente (2007), usamos um modelo que utiliza apenas variáveis observáveis, além de considerarmos maturidades mais longas. Finalmente, vale notar que Thiele e Fernandes (2015) empregam uma abordagem similar para descrever a dinâmica da estrutura a termos das expectativas de inflação no Brasil.

3 METODOLOGIA E DADOS

O modelo descrito em (1) postula que o vetor Z_t de variáveis estados governa os movimentos da estrutura a termo. Denotando por β_t o vetor 3×1 contendo os fatores de nível, inclinação e curvatura no instante *t*, podemos reescrever (1) como

$$y_t(\tau) = X_t(\lambda_t)\beta_t + \upsilon_t(\tau), \tag{2}$$

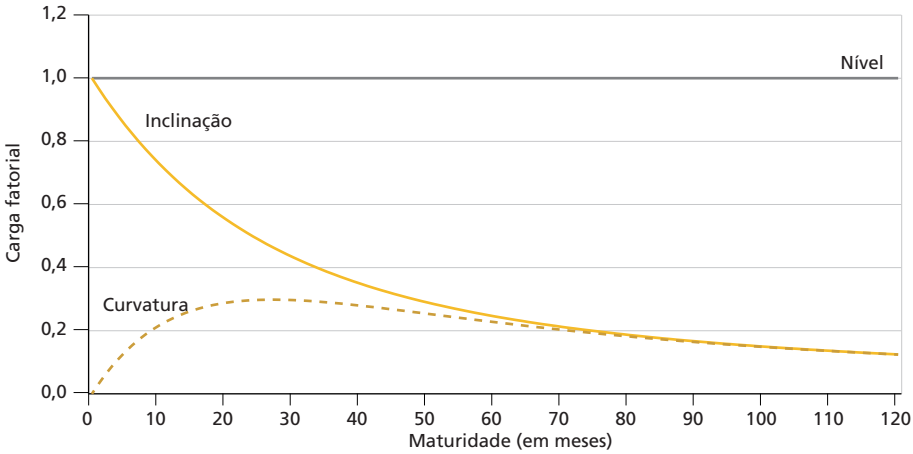
em que $y_t(\tau)$ é um vetor coluna com as taxas de rendimento observadas em t de dimensão N×1, $v_t(\tau)$ é um vetor com termos de erro de dimensão N×1 e

$$X(\lambda_t) = \begin{bmatrix} 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda_t\tau_1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} & \frac{1-e^{-\lambda\tau_N}}{\lambda\tau_N} - e^{-\lambda_t\tau_N} \end{bmatrix},$$

enquanto $\lambda_t = \lambda(Z_t) = Z_t'a$ e $\beta_t = \beta(Z_t) = Z_t'b$. A estratégia de identificação assume que as variáveis de estado Z_t são predeterminadas em relação às taxas de rendimento da ETCC e que os vetores de parâmetros a e b são constantes ao longo do tempo.

Neste trabalho em particular, fixamos o valor de λ_t ao longo do tempo naquele que maximiza a carga do fator de curvatura na maturidade de nove meses: $\lambda = 0{,}0667$. O gráfico 2 exibe as cargas dos fatores de nível, inclinação e curvatura conforme a matriz $X(0{,}0667)$.

GRÁFICO 2
Cargas dos fatores de nível, inclinação e curvatura



Elaboração dos autores.

O fator de nível não depende de λ, dando carga unitária para todas as maturidades. O fator de inclinação tem carga máxima na maturidade mais curta, decrescendo exponencialmente com a duração do cupom cambial. O fator de curvatura tem carga máxima na maturidade de nove meses, conforme se verifica empiricamente observando-se sua *proxy* empírica: (cupom longo – cupom médio) – (cupom médio – cupom curto).

Fixar o parâmetro λ_t permite estimarmos a equação (1) por mínimos quadrados agrupados (MQA) usando simultaneamente as dimensões de tempo e maturidade.

As estimativas de MQA são consistentes se o termo de erro for um *martingale* com respeito à informação corrente e passada, e ortogonal à maturidade.

Entre os indicadores macroeconômicos, consideramos a inflação implícita nos próximos doze meses, dada pela diferença entre as taxas nominal da curva DI1 e real da curva de *swap* IPCA (BEIR), a taxa de câmbio à vista (BRL), a taxa de juros do cupom cambial de três meses (CC), o prêmio de risco brasileiro embutido no CDS brasileiro de cinco anos (CDS), o índice Thomson Reuters/CoreCommodity de preços futuros de *commodities* (CRB), a taxa LIBOR de três meses (LIBOR) e a volatilidade implícita das opções de câmbio nos próximos doze meses (VOL).[7]

Coletamos dados diários da empresa Bloomberg para o período entre 1º de julho de 2006 e 30 de dezembro de 2014. Para avaliar a robustez das estimativas, consideramos também subamostras para os anos de 2006 a 2009 e de 2010 a 2014. O primeiro passo consiste em investigar a ordem de integração das variáveis macroeconômicas. Como testes de raiz unitária têm baixo poder, realizamos inicialmente testes agrupando todas as séries. Em particular, adotamos o teste de Im, Pesaran e Shin (2003) e combinamos os *p*-valores dos testes individuais de Phillips e Perron (1988) usando o método de Fisher (1932). Ambos os testes rejeitam a hipótese nula de que todas as séries possuem raiz unitária ao nível de confiança de 10% (*p*-valores de 0,0972 e 0,0502, respectivamente).

Para descobrir quais séries são realmente estacionárias, usamos testes individuais de raiz unitária (testes aumentado de Dickey-Fuller – ADF e Phillips-Perron), assim como o teste de estacionaridade de Kwiatkowski *et al*. (1992).[8] Os resultados são bastante semelhantes, indicando que apenas CDS, LIBOR e VOL não possuem raiz unitária. Entretanto, os testes de cointegração mostram claramente que existem ao menos duas relações de equilíbrio entre BEIR, BRL, CC e CRB.[9] Para preservar essa informação de longo prazo, mantivemos todas as variáveis em nível no modelo e verificamos cuidadosamente o comportamento dos resíduos. Com efeito, as evidências mostram que os resíduos do modelo em nível são bem mais estacionários que os resíduos de qualquer modelo em primeiras diferenças.

---

7. Há espaço, naturalmente, para aperfeiçoar a *proxy* de inflação implícita, controlando-se pelos prêmios de risco e liquidez (Val, Barbedo e Maia, 2010). Teríamos, entretanto, que considerar eventuais erros de estimação dos prêmios de risco e de liquidez. Assim como em Thiele e Fernandes (2015), optamos pela simplicidade de empregar apenas a diferença entre as taxas nominal e real. Um raciocínio similar vale para a volatilidade cambial implícita.

8. O teste de Phillips-Perron tem a vantagem de acomodar heterocedasticidade condicional, que é uma característica saliente de séries financeiras. Georgiev, Rodrigues e Taylor (2017) mostram, por sua vez, que a presença de caudas pesadas não afeta o desempenho de testes de raiz unitária em amostras finitas, mesmo afetando sua distribuição assintótica.

9. Os testes do traço e do autovalor de Johansen (1991) indicam respectivamente dois e três vetores de cointegração. No entanto, sabe-se que a presença de heterocedasticidade pode afetar seriamente o tamanho dos testes tradicionais de cointegração (Cavaliere, Rahbek e Taylor, 2010), de modo que também empregamos o procedimento de *wild bootstrap* para obter valores críticos mais apropriados (Boswijk *et al*., 2016; Cavaliere *et al*., 2018). Os resultados são qualitativamente semelhantes, indicando três vetores de cointegração.

A tabela 1 reporta algumas estatísticas descritivas dos indicadores macroeconômicos, em pontos percentuais. Apesar de estimarmos o modelo em nível, reportamos as estatísticas descritivas das primeiras diferenças de BEIR, BRL, CC e CRB, por não fazer sentido apresentá-las em nível.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis macroeconômicas

		Média	Desvio-padrão	Mediana	Mínimo	Máximo
			jul. 2006-dez. 2014			
ΔBEIR	Pontos percentuais (p.p.)	0,16	6,49	0,00	-45,41	96,35
ΔBRL	(p.p.)	0,03	2,21	-0,01	-17,08	14,19
ΔCC	(p.p.)	-0,15	23,29	-0,49	-199,56	281,68
CDS	% ao ano (a.a.)	1,48	0,64	1,31	0,62	5,87
ΔCRB	(p.p.)	-0,06	3,59	0,00	-21,44	16,79
LIBOR	(% a.a.)	1,93	1,80	1,21	0,26	6,01
VOL	(% a.a.)	15,18	4,07	14,22	9,23	36,91
			jul. 2006-dez. 2009			
ΔBEIR	(p.p.)	0,11	7,59	0,00	-45,41	96,35
ΔBRL	(p.p.)	-0,05	2,73	-0,11	-17,08	14,19
ΔCC	(p.p.)	-0,48	29,93	-1,11	-199,56	281,68
CDS	(% a.a.)	1,58	0,93	1,24	0,62	5,87
ΔCRB	(p.p.)	-0,08	4,53	0,00	-21,44	16,79
LIBOR	(% a.a.)	3,71	1,49	3,75	1,43	6,01
VOL	(% a.a.)	16,13	5,49	14,35	9,23	36,91
			jan. 2010-dez. 2014			
ΔBEIR	(p.p.)	0,19	5,60	0,00	-26,53	65,10
ΔBRL	(p.p.)	0,08	1,77	0,09	-8,74	9,11
ΔCC	(p.p.)	0,08	17,20	-0,23	-181,48	182,81
CDS	(% a.a.)	1,41	0,29	1,37	0,90	2,41
ΔCRB	(p.p.)	-0,04	2,75	0,01	-17,64	12,43
LIBOR	(% a.a.)	0,69	0,43	0,56	0,26	1,90
VOL	(% a.a.)	14,52	2,46	14,18	9,78	24,55

Elaboração dos autores.

As diferenças mais significativas nas médias e medianas são para a variação no cupom cambial e na taxa LIBOR. Em particular, a taxa LIBOR é bem menor entre 2010 e 2014, refletindo as políticas de liquidez internacional praticadas pelo Federal Reserve (FED) e pelo Banco Central Europeu (BCE). As políticas de facilitação

quantitativa, entre 2010 e 2014, implicam uma redução na variabilidade de todos os indicadores. Tanto o desvio-padrão quanto a amplitude amostral (isto é, diferença entre máximo e mínimo) são bem mais altos no período da crise internacional (2006 a 2009). Antes de estimar o modelo de estrutura a termo, normalizamos todas as variáveis macroeconômicas por suas respectivas médias e desvios-padrão.

3.1 Construção da estrutura a termo do cupom cambial

A construção da ETCC foi realizada a partir dos preços e taxas de ativos financeiros negociados no mercado cambial, entre eles, os contratos futuros de cupom cambial (DDI), dólar, juros (DI) e FRC, além do contrato "casado". Em seguida, descrevemos as principais características destes ativos.

O cupom cambial é a taxa de juros obtida a partir do cálculo da diferença entre a acumulação da taxa de DI e a variação da taxa de câmbio, ambas referidas ao mesmo período de observação. Em outras palavras, é a taxa de juros para aplicações em dólares no Brasil, expressa em percentual ao ano. Seu regime de capitalização é simples, com base de 360 dias corridos. O contrato futuro DDI negociado na BM&F tem o cupom cambial como subjacente. A cotação de fechamento se dá em preço unitário (PU), sendo apurada diariamente pela BM&F para cada um dos vencimentos autorizados.

O contrato futuro de DI é um derivativo que tem como objeto de negociação a taxa média acumulada do Certificado de Depósito Interbancário (CDI) para o período entre o dia da negociação (inclusive) e um dia útil anterior ao seu prazo de vencimento. O contrato possui um valor de face na liquidação de R$ 100 mil, considerando-se uma taxa anualizada, com base de 252 dias úteis e regime de capitalização composto. Todos os negócios efetuados em pregão são cotados em PU, que corresponde ao desconto do valor de face pela taxa negociada; $PU = 100.000(1+i)^{-du/252}$, em que i denota a taxa de juros negociada, expressa em percentual ao ano, com base em 252 dias úteis; e du indica o número de dias úteis até o vencimento do contrato.

O cupom cambial pode ser "sujo" ou "limpo". O primeiro utiliza a taxa PTAX de câmbio, publicada diariamente pelo BCB, do dia anterior à operação como referência para o cálculo da variação cambial. É imperfeito, pois a variação cambial expressa no contrato não espelha a variação realizada. Por sua vez, o segundo emprega a taxa de câmbio vigente no início da operação.

Ao transacionar um contrato futuro de DDI, negocia-se o cupom cambial sujo. Isso acontece porque é mais conveniente negociar uma taxa de juros em dólar cujo ponto de início da operação não dependa da variação intradiária da taxa de câmbio à vista. Assim, usa-se um valor fixo de câmbio (PTAX do dia anterior) e negocia-se a taxa de juros em dólar (cupom cambial sujo).

Uma alternativa para tomar posições de taxas em dólar é o contrato FRC negociado na BM&F, que corresponde a um *forward rate agreement* (FRA) de cupom cambial. A taxa FRC representa a taxa a termo entre a data do primeiro vencimento de dólar na BM&F e o vencimento do contrato de FRA em tela. Estes contratos permitem a negociação de taxa de juros em dólar a termo com o cambial limpo. Ou seja, sem a distorção causada pela variação da taxa de câmbio do dia anterior para o dia da operação (isto é, o cupom cambial limpo). O FRC consiste na realização simultânea de duas operações: a primeira aplicada para o primeiro vencimento do DDI; e a segunda, vendida, para o vencimento do DDI de vencimento igual ao do FRC. As operações realizadas nesse mercado são automaticamente transformadas pela bolsa em duas posições no mercado futuro de DDI: uma de mesma natureza, na ponta longa do DDI futuro, que corresponde ao vencimento do FRC; e outra, de natureza inversa, na ponta curta do DDI futuro, que corresponde ao primeiro vencimento de DDI futuro. Portanto ao comprar o FRC com vencimento em um ano, compra-se de fato o contrato futuro de DDI com vencimento em um ano e vende-se o contrato futuro de DDI com vencimento em um mês. Na prática, ao se negociar o FRA, se está negociando o cupom cambial limpo entre o primeiro vencimento de DDI futuro e o DDI de ponta longa (Figueiredo, 2005). A cotação do contrato FRC é na forma de taxa de juros, expressa em percentual ao ano, linear, com base de 360 dias corridos.

Finalmente, a taxa do "casado" representa a diferença entre o preço do dólar negociado para o primeiro vencimento na BM&F e o preço do dólar à vista. Este produto tem a finalidade de transferir posições no mercado futuro para o mercado à vista, aproveitando a maior liquidez do primeiro (Ventura e Garcia, 2012). Dado que esta posição está sujeita à variação intradiária do cupom cambial, bem como da taxa de juros do DI futuro, o agente pode transferir esta posição para o mercado à vista por meio do "casado". Como a taxa de juros em reais e o preço do dólar futuro são negociados no mercado de derivativos, o valor do "casado", reflete uma condição de não arbitragem entre estes, a taxa do cupom cambial e a taxa de câmbio à vista.

Calculamos a estrutura a termo do cupom cambial limpo para as maturidades de 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 30, 36, 42, 48, 54 e 60 meses entre 3 de julho de 2006 e 30 de dezembro de 2014, considerando as taxas diárias de fechamento dos contratos futuros (dólar, DI e FRC) e a taxa do "casado". Como os contratos de FRC não têm liquidez em todos os vértices, obtemos as taxas das maturidades menos líquidas por meio de interpolação linear, conforme descrito em CETIP (2010).

Para calcular a taxa do cupom limpo para os vértices específicos da BM&F, calcula-se o fator da taxa até o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise:

$$ftCupom\ 1\ futuro = \frac{SPOT \times (1 + txPRE_{1\ futuro})^{(DU_{1\ futuro}/252)}}{DOL\ 1\ futuro}, \quad (3)$$

em que $DOL\ 1\ futuro$ é o preço do dólar futuro com vencimento no primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise; $SPOT$ é preço do dólar à vista, calculado pela diferença entre o preço do dólar futuro e o "casado" negociado no balcão; $txPRE_{1\ futuro}$ é taxa de juros em reais negociada, expressa em percentual ao ano, com vencimento no primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise e base de 252 dias úteis; e $DU_{1\ futuro}$ é o número de dias úteis a partir da data de negociação até o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise.

Em seguida, calcula-se o fator para o período de cada FRC:

$$ftCupom_{FRC} = (1 + \frac{Cupom_{FRC} \times DCs_{FRC}}{360}), \quad (4)$$

em que $Cupom_{FRC}$ é a taxa do FRC negociado na BM&F; DCs_{FRC} é o número de dias corridos entre o primeiro dia útil do mês seguinte à data de análise e o vencimento do FRC.

O produto dos dois fatores acima corresponde ao fator para o período total, entre a data analisada e o vencimento do FRC negociado na bolsa. A partir desse fator, calcula-se a taxa do cupom limpo para esse período:

$$CupomLimpo_{VctBMF} = [(ftCupom\ 1\ futuro \times ftCupom_{FRC}) - 1] \times 360 \div DCs_{VctoBMF}, \quad (5)$$

em que $DCs_{VctoBMF}$ é o número de dias corridos entre a data de análise e a data de vencimento do FRC. Com base nas taxas do cupom limpo, construímos a ETCC para cada dia do período amostral.

A tabela 2 apresenta algumas estatísticas descritivas sobre a curva de cupom cambial entre julho de 2006 e dezembro de 2014. Percebe-se uma dispersão muito grande nos níveis das curvas nos diferentes vértices. A maturidade de três meses, por exemplo, apresenta um valor mínimo de 0,36% e máximo de 9,71%. Além disso, observa-se que a volatilidade declina com a maturidade, saindo de 1,88% a.a., para a taxa de três meses, e chegando a 1,42% a.a., para a maturidade de cinco anos.

Os valores máximos na tabela 2 referem-se sempre ao período inicial da amostra, entre 2006 e 2009, refletindo a grave crise financeira. A intensificação da crise a partir de meados de 2008 levou a uma queda nos preços das *commodities* e a um aumento considerável do grau de aversão ao risco nos mercados internacionais. Nesse cenário, os investidores estrangeiros liquidavam seus investimentos em real e remetiam o capital para seus países de origem. A pressão de demanda no mercado de câmbio à vista resultou no aumento das taxas de juros em dólar para refletir um prêmio de risco maior.

TABELA 2
Estatísticas descritivas da curva de cupom cambial (2006-2014)

Maturidade (em meses)	Média (% a.a.)	Desvio-padrão (% a.a.)	Mínimo (% a.a.)	Máximo (% a.a.)
3	2,65	1,88	0,36	9,71
4	2,71	1,84	0,32	10,13
5	2,77	1,82	0,51	9,82
6	2,86	1,79	0,57	9,44
7	2,84	1,78	0,60	9,64
8	2,92	1,76	0,72	9,34
9	2,96	1,75	0,71	9,11
12	3,07	1,70	0,90	8,29
15	3,17	1,65	1,01	8,15
18	3,26	1,61	1,15	8,05
21	3,35	1,56	1,27	8,15
24	3,43	1,53	1,36	8,22
30	3,62	1,48	1,49	8,31
36	3,81	1,44	1,61	8,54
42	4,02	1,41	1,70	8,97
48	4,23	1,40	1,86	9,40
54	4,40	1,40	1,98	9,87
60	4,64	1,42	2,19	10,80

Fontes: BM&F; BCB.
Elaboração dos autores.

A adoção de políticas monetárias não convencionais, a partir de 2010, aumentou substancialmente a liquidez internacional, afetando positivamente os preços de *commodities*. Por conseguinte, observou-se um fluxo maior de dólares para o Brasil, apreciando o real e reduzindo não apenas o prêmio de risco, mas também o cupom cambial. Não surpreendentemente, todos os valores mínimos das taxas de cupom cambial se situam no final do período amostral.

A partir das taxas de cupom cambial para as diferentes maturidades, calculamos as *proxies* empíricas do nível, inclinação e curvatura da ETCC. Em particular, usamos a taxa longa de cinco anos e a diferença entre as taxas longa (cinco anos) e curta (três meses) de cupom cambial, para dar uma ideia do nível e da inclinação da curva de cupom cambial, respectivamente. Por sua vez, uma estimativa crua da curvatura considera a diferença entre as taxas longa (cinco anos) e média (um ano) menos a diferença entre as taxas média (um ano) e curta (três meses) do cupom cambial. Na próxima seção, comparamos essas estimativas empíricas com os fatores de nível, inclinação e curvatura estimados a partir do modelo com variáveis macroeconômicas.

4 DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DO CUPOM CAMBIAL

Apresentamos, a seguir, os resultados da estimação do modelo não apenas para a amostra completa, entre julho de 2006 e dezembro de 2014, mas também para os períodos de crise financeira (2006 a 2009) e de facilitação quantitativa (2010 a 2014).

A tabela 3 reporta as estimativas, considerando-se todos os 2.124 dias do período amostral. Percebe-se que, com exceção do efeito parcial da inflação implícita na inclinação e curvatura, todas as estimativas são estatisticamente significantes ao nível de confiança de 5%. Ademais, o modelo revela ótima aderência, com um R^2 ajustado de 95,55%.

A inflação implícita afeta apenas o nível da curva de cupom cambial, tendo um impacto negativo, assim como a taxa de câmbio e o cupom cambial. Os demais indicadores apresentam um efeito significantemente positivo no nível da curva. O quadro praticamente se reverte no que concerne à inclinação da curva. Inflação implícita e cupom cambial agora afetam positivamente, enquanto os demais efeitos parciais são negativos. Finalmente, observam-se efeitos positivos na curvatura de todos os indicadores, menos a taxa LIBOR.

TABELA 3
Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jul. 2006-dez. 2014)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	*p*-valor
		Nível			
Constante		4,7459	0,0058	823,8630	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0367	0,0114	-3,2264	0,0013
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,1723	0,0118	-14,6357	0,0000
Cupom cambial	(CC)	-0,1587	0,0127	-12,5270	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1232	0,0136	9,0564	0,0000
Índice de *commodities*	(CRB)	0,0505	0,0117	4,3136	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	1,2774	0,0172	74,2477	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,5233	0,0128	40,8002	0,0000
		Inclinação			
Constante		-1,4364	0,0127	-113,4122	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,0429	0,0250	1,7188	0,0857
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,1527	0,0259	-5,8971	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,8574	0,0278	66,7011	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,1786	0,0299	-5,9712	0,0000
Índice de *commodities*	(CRB)	-0,2980	0,0257	-11,5824	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,1515	0,0378	-30,4406	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,7394	0,0282	-26,2196	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	*p*-valor
		Curvatura			
Constante		-4,1707	0,0370	-112,6294	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,0130	0,0731	0,1781	0,8586
Taxa de câmbio	(BRL)	1,3819	0,0757	18,2552	0,0000
Cupom cambial	(CC)	2,9134	0,0814	35,7844	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1845	0,0875	2,1090	0,0349
Índice de *commodities*	(CRB)	0,9177	0,0752	12,1991	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,9500	0,1106	-17,6310	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,3094	0,0824	3,7527	0,0002

Elaboração dos autores.

Para entender o quão estáveis são essas estimativas ao longo do tempo, quebramos a amostra em dois subperíodos: julho de 2006 a dezembro de 2009 (872 dias); e janeiro de 2010 a dezembro de 2014 (1.252 dias). Reportamos, nas tabelas 4 e 5, as respectivas estimativas. Em ambos os casos, o modelo apresenta excelente aderência, com R^2 ajustados de 91,28% e 93,4%, respectivamente.

TABELA 4
Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jul. 2006-dez. 2009)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	*p*-valor
		Nível			
Constante		4,8216	0,0535	90,1191	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,1266	0,0289	-4,3849	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,2353	0,0394	-5,9788	0,0000
Cupom cambial	(CC)	-0,1284	0,0254	-5,0605	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,1393	0,0227	6,1488	0,0000
Índice de *commodities*	(CRB)	0,0411	0,0236	1,7419	0,0815
Taxa LIBOR	(LIBOR)	1,1143	0,0541	20,6140	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,4696	0,0250	18,7525	0,0000
		Inclinação			
Constante		-1,2389	0,1176	-10,5318	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0202	0,0635	-0,3173	0,7510
Taxa de câmbio	(BRL)	0,0630	0,0865	0,7284	0,4664
Cupom cambial	(CC)	1,8385	0,0558	32,9643	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,2849	0,0498	-5,7174	0,0000
Índice de *commodities*	(CRB)	-0,2045	0,0519	-3,9372	0,0001
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,3669	0,1188	-11,5012	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,7361	0,0551	-13,3685	0,0000

(Continua)

(Continuação)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	*p*-valor
		Curvatura			
Constante		-5,4554	0,3439	-15,8622	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,6322	0,1857	3,4054	0,0007
Taxa de câmbio	(BRL)	0,8818	0,2530	3,4847	0,0005
Cupom cambial	(CC)	2,8952	0,1631	17,7556	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,3778	0,1457	2,5934	0,0095
Índice de *commodities*	(CRB)	0,6257	0,1519	4,1206	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-0,3062	0,3475	-0,8812	0,3782
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,7727	0,1610	4,7999	0,0000

Elaboração dos autores.

Percebe-se, na tabela 4, que as estimativas dos efeitos parciais têm o mesmo sinal (e aproximadamente a mesma magnitude) na primeira parte da amostra que na amostra inteira. As exceções cabem às estimativas dos coeficientes atrelados à inflação implícita e à taxa de câmbio para a inclinação da ETCC, porém ambas são estatisticamente iguais a zero, mesmo ao nível de 10% de significância. No mais, apenas os efeitos parciais do índice de *commodities* no nível e da taxa LIBOR na curvatura são insignificantes.

TABELA 5
Determinantes do nível, inclinação e curvatura da ETCC (jan. 2010-dez. 2014)

Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
		Nível			
Constante		6,0839	0,0268	227,0355	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,1298	0,0112	-11,6346	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	0,2989	0,0150	19,9611	0,0000
Cupom cambial	(CC)	0,0496	0,0157	3,1511	0,0016
Ágio do CDS	(CDS)	0,1160	0,0220	5,2786	0,0000
Índice de *commodities*	(CRB)	0,4334	0,0150	28,9382	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	2,9430	0,0350	84,1543	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,4651	0,0149	31,3050	0,0000
		Inclinação			
Constante		-1,4824	0,0589	-25,1597	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	0,1996	0,0245	8,1400	0,0000
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,2734	0,0329	-8,3049	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,9075	0,0346	55,1538	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	-0,0102	0,0483	-0,2114	0,8326
Índice de *commodities*	(CRB)	-0,3270	0,0329	-9,9308	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-1,0948	0,0769	-14,2382	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	-0,8879	0,0327	-27,1794	0,0000

(Continua)

(Continuação)

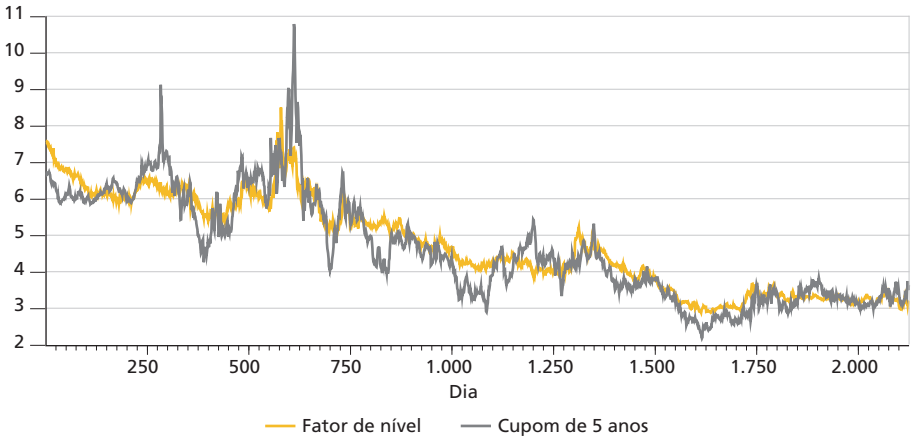
Regressor		Estimativa	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
		Curvatura			
Constante		-10,1198	0,1723	-58,7477	0,0000
Inflação implícita	(BEIR)	-0,0693	0,0717	-0,9664	0,3338
Taxa de câmbio	(BRL)	-0,5676	0,0963	-5,8965	0,0000
Cupom cambial	(CC)	1,4695	0,1011	14,5330	0,0000
Ágio do CDS	(CDS)	0,0054	0,1413	0,0385	0,9693
Índice de *commodities*	(CRB)	-0,6437	0,0963	-6,6860	0,0000
Taxa LIBOR	(LIBOR)	-9,4970	0,2248	-42,245	0,0000
Volatilidade do câmbio	(VOL)	0,8037	0,0955	8,4155	0,0000

Elaboração dos autores.

A tabela 5 revela que as estimativas pontuais são um pouco diferentes para a segunda parte da amostra, entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014. A taxa de câmbio e o cupom cambial agora afetam o nível de forma significativamente positiva, enquanto os preços de *commodities* e câmbio têm impacto negativo na curvatura da ETCC. Por sua vez, a inflação implícita volta a ter um efeito positivo na inclinação e não significativo na curvatura, assim como na amostra completa.

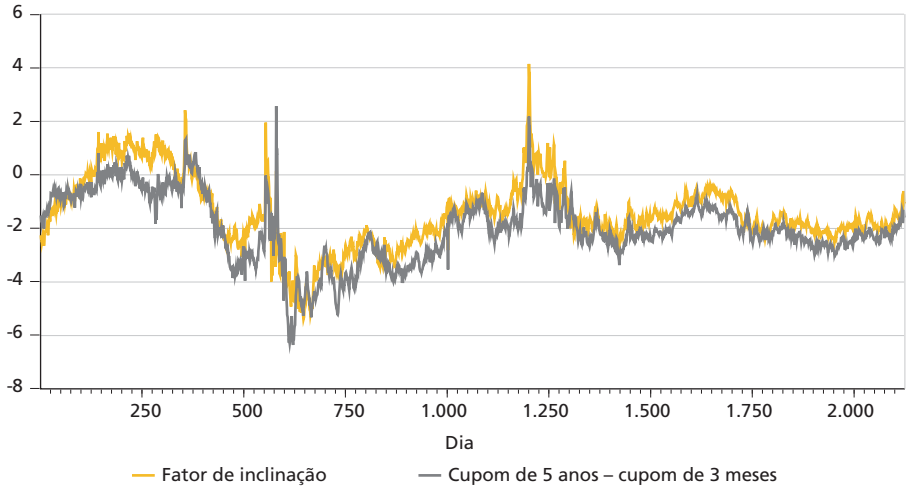
Os gráficos 3 a 5 comparam os fatores de nível, inclinação e curvatura estimados pelo modelo com suas respectivas aproximações empíricas, a saber, taxa do cupom cambial de cinco anos, diferença entre as taxas de cinco anos e três meses, e soma entre as taxas de cinco anos e três meses menos duas vezes a taxa de um ano. As correlações são altíssimas, especialmente para o nível e a inclinação da curva de cupom cambial: 93,16%, 91,49% e 68,36%, respectivamente, para as estimativas de nível, inclinação e curvatura.

GRÁFICO 3
Dinâmica do fator de nível em relação à sua aproximação empírica
(Em % a.a.)



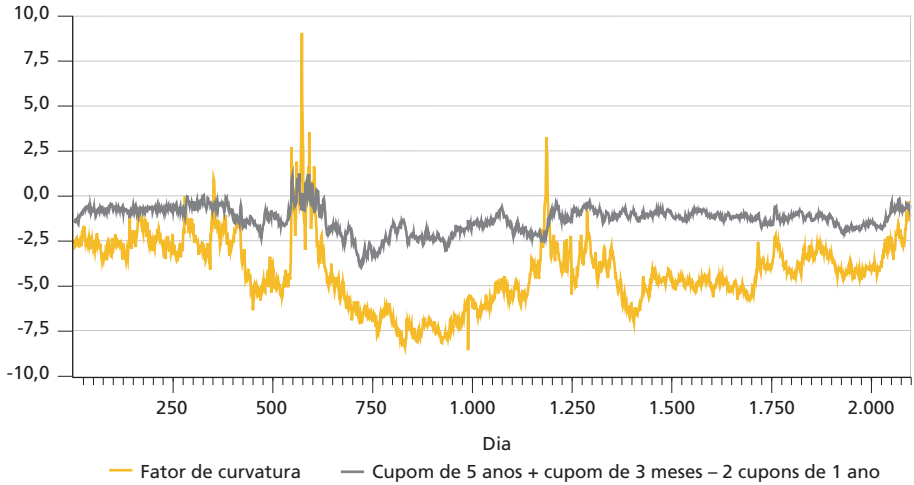
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
Dinâmica do fator de inclinação em relação à sua aproximação empírica
(Em % a.a.)



Elaboração dos autores.

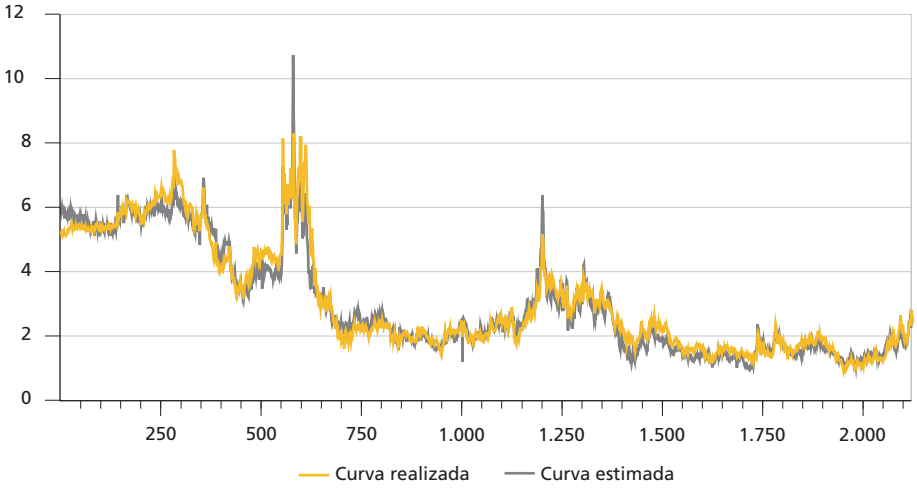
GRÁFICO 5
Dinâmica do fator de curvatura em relação à sua aproximação empírica
(Em % a.a.)



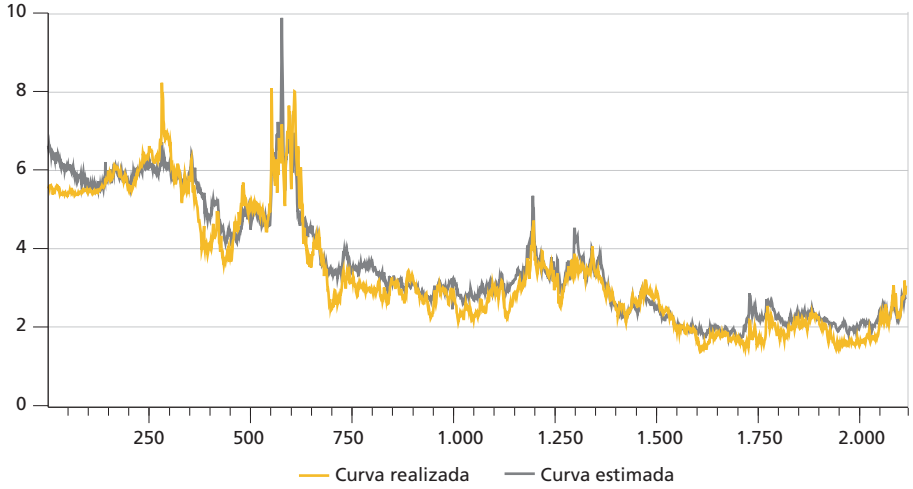
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
Aderência do modelo para as taxas de cupom cambial de um, dois, três e cinco anos
(Em % a.a.)

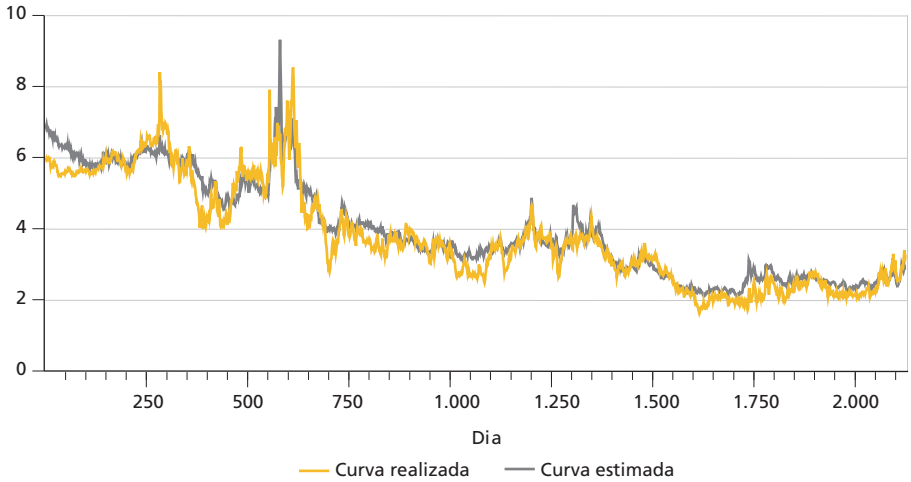
6A – Um ano



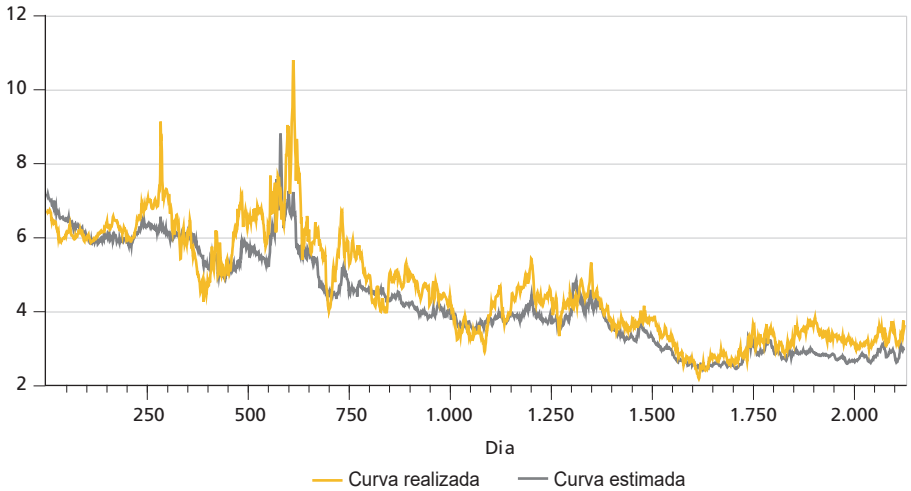
6B – Dois anos



6C – Três anos



6D – Cinco anos



Elaboração dos autores.

Para ilustrar a aderência do modelo diretamente às taxas, o gráfico 6 considera os valores estimados e realizados de algumas taxas do cupom cambial entre julho de 2006 e dezembro de 2014. A correlação entre os valores estimados e realizados é sempre muito alta, mesmo que decrescente na maturidade. Em particular, encontramos correlações de 98,05%, 97,07%, 96,41% e 93,79%, respectivamente, para os prazos de um, dois, três e cinco anos. Quando focamos as subamostras, os resultados são qualitativamente semelhantes, mesmo que com valores um pouco

mais baixos. Entre julho de 2006 e dezembro de 2009, a correlação entre os valores estimados e realizados passa a ser de 96,33%, 92,27%, 87,72% e 70,79%, respectivamente, para os prazos de um, dois, três e cinco anos. Entre janeiro de 2010 e dezembro de 2014, a correlação entre as taxas estimadas e as observadas não decresce mais com a maturidade, mesmo que apresentando valores bastante altos, a saber: 95,81%, 92,73%, 93,37% e 94,25% para os prazos de um, dois, três e cinco anos.

4.1 Os determinantes macroeconômicos são realmente genuínos?

Antes de analisar o impacto dos determinantes macroeconômicos na ETCC, é importante verificar se há realmente ganhos genuínos em considerá-los. Bauer e Hamilton (2018) argumentam que regressões (preditivas) com variáveis macroeconômicas estão tipicamente sujeitas a vieses de pequenas amostras e de erro-padrão (Stambaugh, 1999). Para verificar se os indicadores macro realmente ajudam a capacidade de aderência do modelo, empregamos uma variação do procedimento de Bauer e Hamilton (2018) para acomodar heterocedasticidade condicional. Em particular, construímos 9.999 amostras artificiais de *wild bootstrap* reamostrando resíduos de modelos VAR (5) independentes para as variáveis macroeconômicas e para os fatores de nível, inclinação e curvatura da curva de cupom cambial.[10] Para cada amostra de *wild bootstrap*, reestimamos o modelo em (1) e calculamos a estatística-*F* para a hipótese nula de que as variáveis macroeconômicas não afetam os fatores da curva de cupom cambial. Caso os indicadores macro sejam genuinamente importantes, a estatística-*F* original deve aparecer na cauda da distribuição de *wild bootstrap* das estatísticas-*F*.

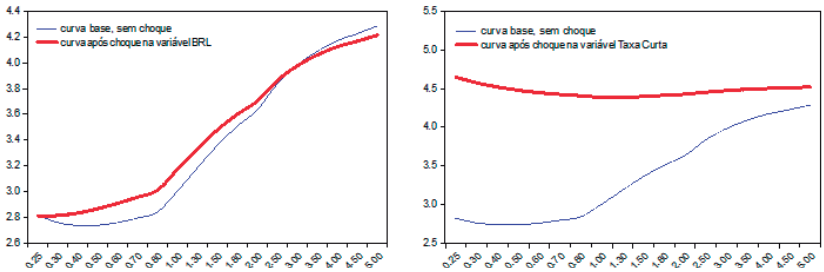
Quando testamos todos os coeficientes associados às variáveis macroeconômicas, a estatística-*F* original aparece no 98,98-ésimo da distribuição de *bootstrap*. Testando separadamente os coeficientes atrelados a cada fator da curva de cupom cambial, as estatísticas-*F* originais correspondem aos percentis 99,98, 96,42 e 98,71 das respectivas distribuições de *bootstrap* das estatísticas-*F* para os fatores de nível, inclinação e curvatura. Portanto, as evidências indicam fortemente que a aderência da especificação que estimamos do modelo de Huse (2011) para a curva de cupom cambial não é espúria. Naturalmente, uma outra forma de interpretar esses resultados é que, ao menos no período amostral, o modelo de Huse (2011) tem uma aderência significantemente maior que a especificação de Diebold e Li (2006).

10. O critério de informação bayesiano indica uma estrutura de cinco defasagens para as variáveis macroeconômicas e de duas defasagens apenas para os fatores da curva de cupom cambial. Como, no modelo de Huse (2011), a persistência dos fatores da curva depende exclusivamente da persistência dos indicadores macro, optamos por nivelar por cima o número de defasagens.

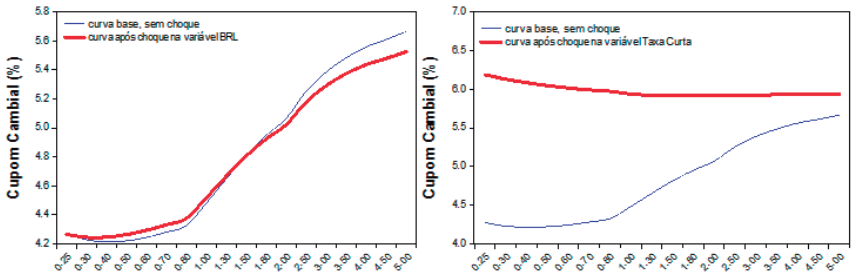
4.2 Análise parcial de choques nos indicadores macroeconômicos

Avaliamos nesta subseção como a curva de cupom cambial se altera a partir de choques macroeconômicos. A análise é em forma reduzida, portanto de natureza parcial, como em Thiele e Fernandes (2015). Mais especificamente, impomos o valor médio amostral em todas as variáveis macroeconômicas (zero, portanto, devido à normalização) e damos um choque de um desvio-padrão em cada variável macroeconômica para ver como a curva de cupom cambial se altera, tanto na amostra completa como nos dois subperíodos anteriormente examinados.

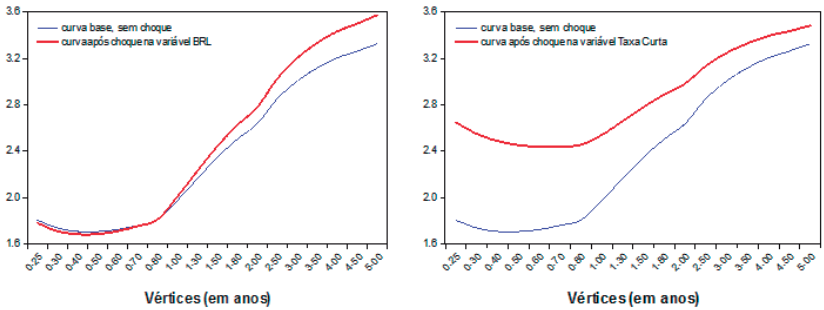
GRÁFICO 7
Mudanças na ETCC após choques na taxa de câmbio e no cupom cambial
7A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



7B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



7C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014

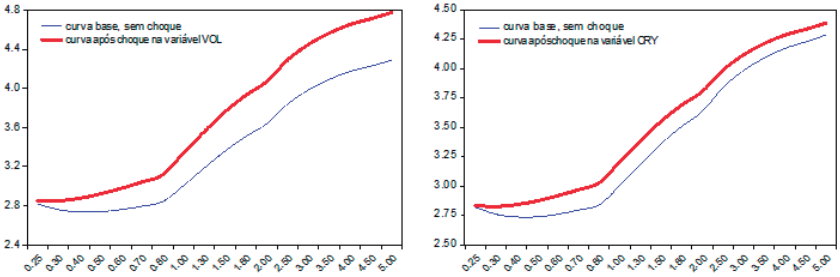


Elaboração dos autores.
Obs.: Gráficos reproduzidos em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

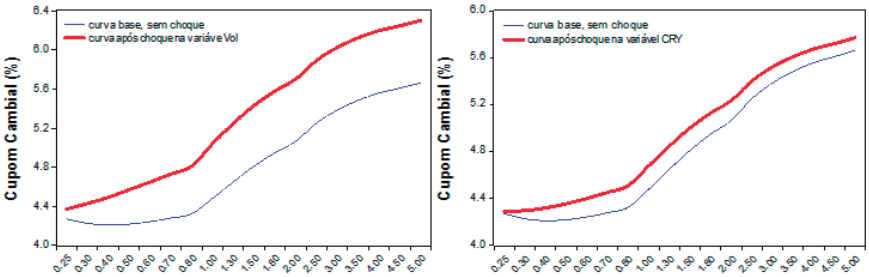
GRÁFICO 8

Mudanças na ETCC após choques na volatilidade implícita da taxa de câmbio e no índice de *commodities*

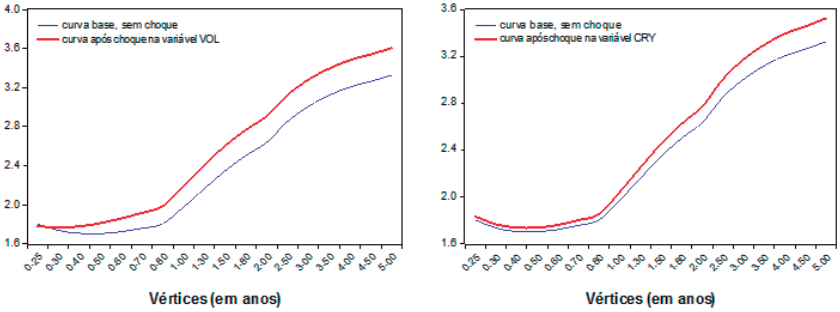
8A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



8B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



8C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



Elaboração dos autores.

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

O gráfico 7 revela que um choque na taxa curta do cupom cambial (CC) aplaina a curva de cupom cambial, com impacto inclusive muito parecido em todos os períodos. Em contraste, a resposta a um choque na taxa de câmbio (BRL) varia bastante com o período amostral. Em particular, observa-se, na amostra completa,

um efeito mais forte na curvatura da ETCC, uma vez que o impacto é significativo no médio prazo, porém bem pequeno nas pontas curta e longa.

Por sua vez, nos subperíodos, um choque na taxa de câmbio afeta mais a inclinação da curva, especialmente no que concerne às taxas mais longas, porém com sinais contrários. Em particular, a depreciação cambial aumenta a inclinação da ETCC entre julho de 2006 até dezembro de 2009, mas diminui a partir de 2010. Para entender o porquê dessas diferenças, talvez seja necessário condicionar a análise na probabilidade de intervenção por parte do BCB no mercado de câmbio e no nível de reserva. Ambos aumentaram a partir de 2010, acarretando expectativas de maior oferta de dólares pelo BCB no mercado à vista e pressionando para baixo as taxas de juros em dólar de curto prazo.

No gráfico 8, observamos que um choque, seja na volatilidade implícita da taxa de câmbio (VOL), seja no índice de *commodities*, aumenta essencialmente o nível da ETCC. O impacto nas taxas do cupom cambial é praticamente o mesmo para todos os vencimentos. A única exceção é a taxa mais curta, que não varia tanto quanto as outras, provavelmente por já figurar entre os regressores do modelo. Por seu turno, na primeira coluna do gráfico 9, pode-se observar que um crescimento do risco-Brasil, conforme medido pelo ágio do CDS de cinco anos, também acarreta um aumento no nível da ETCC. A resposta de todas as taxas de cupom cambial, inclusive na ponta mais curta, é aproximadamente uniforme, refletindo a intuição econômica de que a taxa de juros local em dólar deveria corresponder à taxa de juros em dólar adicionada do risco-país.

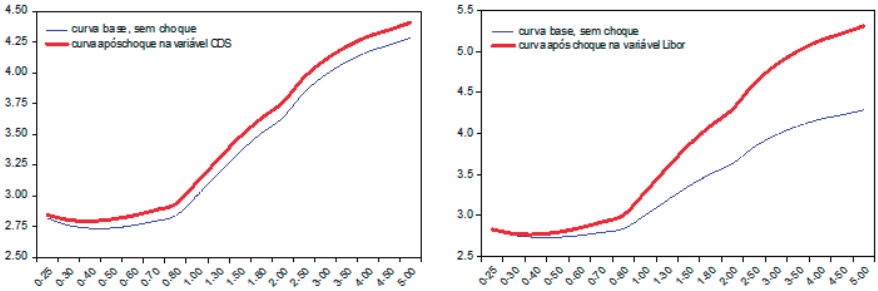
O gráfico 9 também documenta como a curva de cupom cambial responde a um choque na taxa de juros de referência no mercado internacional (LIBOR). Conforme esperado, um aumento da taxa LIBOR implica uma variação positiva nas taxas do cupom cambial, com magnitude crescente na maturidade. Apesar de aparentar ser apenas na inclinação da ETCC, o movimento incorpora também uma mudança de nível. Um choque na inclinação tipicamente afeta as pontas curta e longa em direções opostas, com pouco efeito no médio prazo. Um efeito não decrescente no vencimento requer, portanto, um aumento no nível da ETCC para compensar a queda da ponta curta provocada pelo aumento da inclinação.

Finalmente, o gráfico 10 ilustra que um choque na inflação implícita (BEIR) afeta pouco a curva de cupom cambial. Esse resultado pode parecer surpreendente à primeira vista, porém vale lembrar que o cupom cambial é dado pela diferença entre a taxa nominal de juros e a taxa nominal de juros denominada em dólar. Portanto, a falta de reação do cupom cambial implica essencialmente que a taxa nominal de juros denominada em dólar absorve virtualmente todo o efeito que um choque na expectativa de inflação tem sobre a taxa nominal de juros.

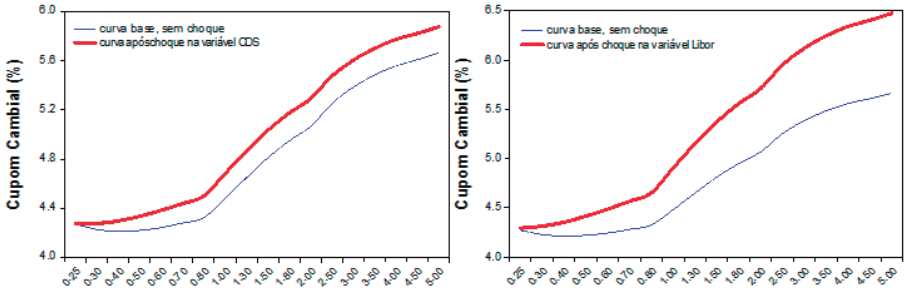
GRÁFICO 9

Mudanças na ETCC após choques no ágio do CDS e na taxa LIBOR

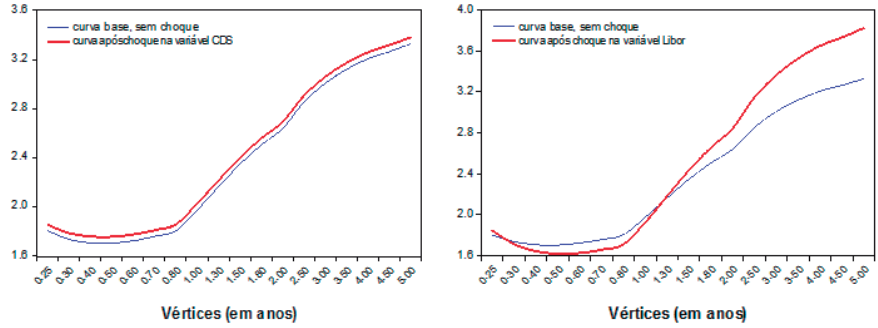
9A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



9B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



9C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



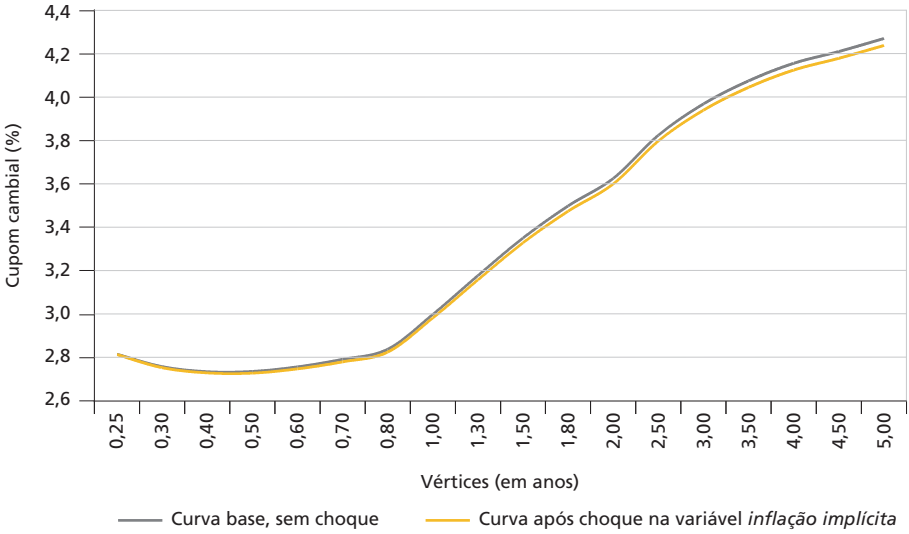
Elaboração dos autores.

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

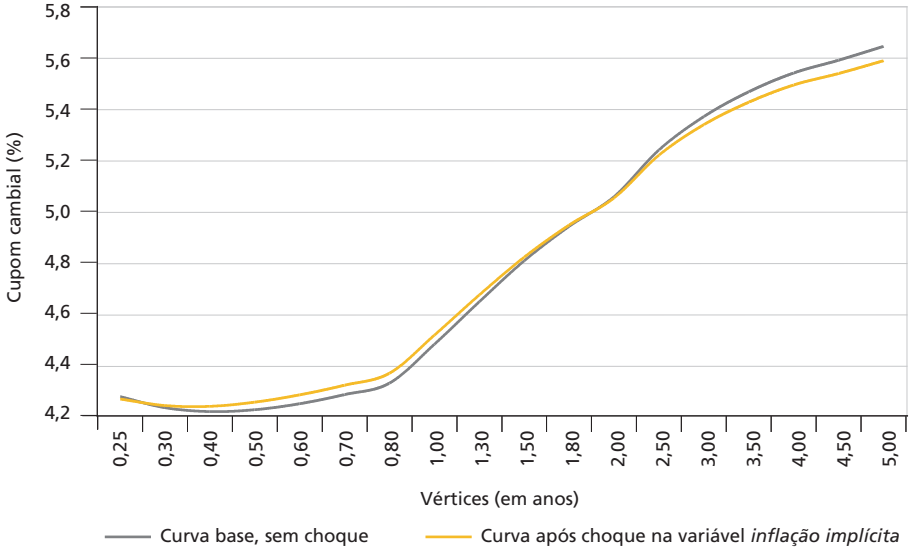
GRÁFICO 10

Mudanças na ETCC após choques na inflação implícita

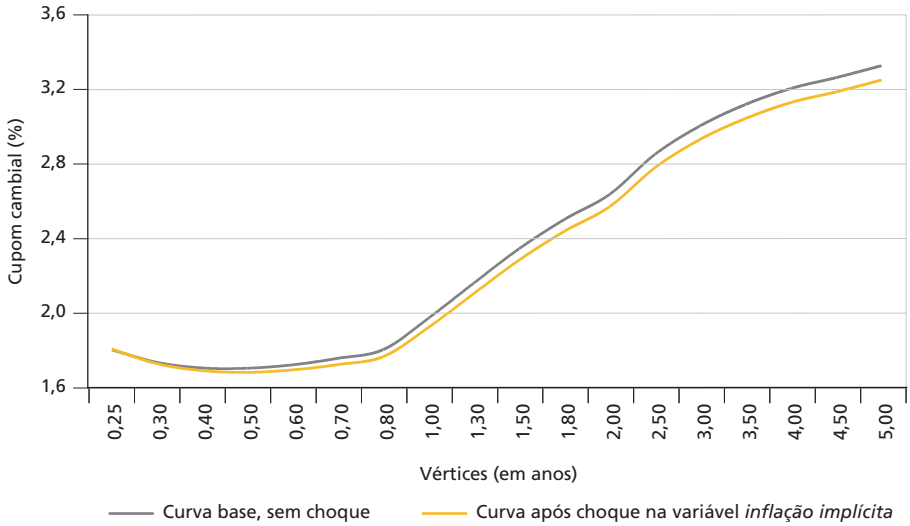
10A – Período: julho de 2006 a dezembro de 2014



10B – Período: julho de 2006 a dezembro de 2009



10C – Período: janeiro de 2010 a dezembro de 2014



Elaboração dos autores.

5 CONCLUSÃO

Diante da crescente demanda por instrumentos financeiros atrelados a taxas de juros denominadas em dólar, especialmente por parte de empresas que atuam financeira e comercialmente no mercado internacional, faz-se mister entender a dinâmica da estrutura a termo do cupom cambial no Brasil. Para tanto, desenvolvemos um modelo à la Huse (2011) de três fatores em que o nível, a inclinação e curvatura da ETCC são funções afim de indicadores macroeconômicos. Em particular, consideramos a taxa de câmbio em real por dólar, o ágio do CDS Brasil de cinco anos, o índice de preços de *commodities*, a taxa de cupom cambial futura com vencimento em três meses, a taxa futura LIBOR, a volatilidade implícita da taxa de câmbio esperada pelo mercado de hoje até um ano e a inflação implícita de um ano no Brasil.

Entre julho de 2006 e dezembro de 2014, choques na incerteza econômica (a saber, no risco-Brasil e na volatilidade implícita do câmbio) impactaram essencialmente o nível da ETCC, assim como mudanças nos preços de *commodities*. Uma mudança na taxa de referência internacional (LIBOR) afeta, por sua vez, não apenas o nível, mas também a inclinação da curva de cupom cambial. Por sua vez, choques no câmbio influenciam mais a inclinação da ETCC, enquanto um aumento da taxa curta do cupom cambial tende a tornar a curva mais plana.

Cabe reforçar que a análise de impulso resposta acima foi realizada apenas em forma reduzida. Deixamos para pesquisas futuras o aprofundamento da discussão

por meio de uma análise de caráter estrutural. Os movimentos da ETCC impactam diretamente o custo-benefício dos produtos financeiros empregados por empresas para gestão de ativos e passivos em dólar.

REFERÊNCIAS

BAUER, M. D.; HAMILTON, J. D. Robust bond risk premia. **The Review of Financial Studies**, v. 31, n. 2, p. 399-448, Feb. 2018.

BOSWIJK, H. P. *et al*. Inference on co-integration parameters in heteroskedastic vector autoregressions. **Journal of Econometrics**, v. 192, n. 1, p. 64-85, May 2016.

CAVALIERE, G. *et al*. Determining the cointegration rank in heteroskedastic VAR models of unknown order. **Econometric Theory**, v. 34, n. 2, p. 349-382, Apr. 2018.

CAVALIERE, G.; RAHBEK, A.; TAYLOR, A. M. R. Cointegration rank testing under conditional heteroskedasticity. **Econometric Theory**, v. 26, n. 6, p. 1719-1760, Dec. 2010.

CETIP – CENTRAL DE CUSTÓDIA E LIQUIDAÇÃO FINANCEIRA DE TÍTULOS PRIVADOS. **Metodologia CETIP de marcação a mercado**. CETIP, 2010.

DIEBOLD, F. X.; LI, C. Forecasting the term structure of government bond yields. **Journal of Econometrics**, v. 130, n. 2, 337-364, Feb. 2006.

DUFFE, G. R. **Forecasting with the term structure**: the role of no-arbitrage restrictions. Johns Hopkins University, 2011. (Working Paper).

EVANS, C. L.; MARSHALL, D. A. Economic determinants of the nominal treasury yield curve. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 7, p. 1986-2003, 2007.

FIGUEIREDO, C. A. **Introdução aos derivativos**. 2. ed. São Paulo: Thomson, 2005.

FISHER, R. A. (Org.). **Statistical methods for research workers**. 4th ed. London: Oliver and Boyd, 1932.

FRANKLIN JUNIOR, S. L. *et al*. A estrutura a termo de taxas de juros no Brasil: modelos, estimação e testes. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 2, p. 255-290, jun. 2012.

GEORGIEV, I.; RODRIGUES, P.; TAYLOR, A. M. R. Unit root tests and heavy-tailed innovations. **Journal of Time Series Analysis**, v. 38, n. 5, p. 733-768, Sept. 2017.

GUILLÉN, O. T. C.; ARAÚJO, C. H. V. **Taxas de cupom cambial no Brasil**: componentes de curto e longo prazo. Brasília: BCB, nov. 2002. (Trabalhos para Discussão, n. 55).

HUSE, C. Term structure modelling with observable state variables. **Journal of Banking and Finance**, v. 12, n. 35, p. 3240-3252, Dec. 2011.

IM, S. K.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, n. 1, p. 53-74, July 2003.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, Nov. 1991.

JOSLIN, S. Can unspanned stochastic volatility models explain the cross section of bond volatilities? **Management Science**, v. 64, n. 4, p.1477-1973, 2018.

KNEZ, P. J.; LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. A. Explorations into factors explaining money market returns. **Journal of Finance**, v. 49, n. 5, p. 1861-1882, Dec. 1994.

KWIATKOWSKI, D. *et al*. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, Oct.-Dec. 1992.

LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. A. Common factors affecting bond returns. **Journal of Fixed Income**, v. 1, n. 1, p. 54-61, 1991.

NELSON, C. R.; SIEGEL, A. F. Parsimonious modeling of yield curves. **Journal of Business**, v. 60, n. 4, p. 473-489, Oct. 1987.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, Jun. 1988.

PIAZZESI, M. Affine-term structure models. *In*: AÏT-SAHALIA, Y.; HANSEN, L. P. (Ed.). **Handbook of financial econometrics**: tools and techniques. North Holland, Sept. 2009. v. 1. p. 691-766.

PINHEIRO, F.; ALMEIDA, C.; VICENTE, J. Um modelo de fatores latentes com variáveis macroeconômicas para a curva do cupom cambial. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 5, n. 1, p. 79-92, 2007.

SVENSSON, L. E. O. **Estimating and interpreting forward interest rates**: Sweden 1992-1994. Cambridge, Massachusetts: NBER, Sept. 1994. (Working Paper, n. 4871).

STAMBAUGH, R. F. Predictive regressions. **Journal of Financial Economics**, v. 54, n. 3, p. 375-421, Dec. 1999.

THIELE, E.; FERNANDES, M. The macroeconomic determinants of the term structure of inflation expectations in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 35, n. 1, p. 3-22, May 2015.

VAL, F. DE F.; BARBEDO, C. H. DA S.; MAIA, M. V. **Expectativas inflacionárias e inflação implícita no mercado brasileiro**. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2010. (Trabalhos para Discussão, n. 225).

VENTURA, A.; GARCIA, M. Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, n. 1, p. 21-48, mar. 2012.

VIOLA, ALESSANDRA P. *et. al*. **Impacto dos *swaps* cambiais na curva do cupom cambial**: uma análise segundo a regressão de componentes principais. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2009. (Trabalhos para Discussão, n. 198).

Originais submetidos em: maio 2019.

Última versão recebida em: jun. 2020.

Aprovada em: jun. 2020.

GRAU DE ESPECIALIZAÇÃO DA CESTA DE EXPORTAÇÕES E SUA RELAÇÃO COM A COMPLEXIDADE ECONÔMICA DAS UNIDADES DA FEDERAÇÃO BRASILEIRAS[1]

Felipe Orsolin Teixeira[2]
Clailton Ataídes de Freitas[3]
Daniel Arruda Coronel[4]

Este artigo tem por objetivo verificar o grau de especialização setorial das exportações das Unidades da Federação (UFs) brasileiras, e como isso pode estar relacionado com a complexidade econômica dessas UFs. Levando-se em conta as características espaciais dessas variáveis, foi utilizado um painel espacial para o período 1998-2014. Para o cálculo da especialização setorial das UFs, foi utilizado o índice EXPY, criado por Hausmann, Hwang e Rodrik (2007). Por sua vez, para a medida de complexidade econômica, foi utilizado o índice proposto por Hidalgo e Hausmann (2009), que se ajusta nas iterações entre diversificação das economias exportadoras e ubiquidade dos produtos exportados. Os principais resultados indicaram que existe dependência espacial, tanto no índice de complexidade econômica (ICE) quanto no índice de especialização setorial das UFs, bem como uma relação positiva entre a especialização em alta tecnologia e o ICE das UFs – indicando um efeito cíclico cumulativo entre UFs com maior complexidade econômica.

Palavras-chave: especialização; diversificação; complexidade econômica; painel de dados com dependência espacial.

DEGREE OF SPECIALIZATION OF THE EXPORT BASKET AND ITS RELATIONSHIP WITH THE ECONOMIC COMPLEXITY OF THE BRAZILIAN FEDERATIVE UNITS

This paper aims to verify the degree of sectoral specialization of exports of Brazilian states, and how this can be related to the economic complexity of these states. Considering the spatial characteristics of these variables, a spatial panel was used for the period 1998-2014. For the calculation of sectorial specialization of the Brazilian states, the EXPY index created by Hausmann, Hwang, and Rodrik (2007) was used. Yet, for the measure of economic complexity, the index proposed by Hidalgo and Hausmann (2009) was used, which is based on the iterations between the diversification of exporting economies and the ubiquity of exported products. The main results indicated that there is spatial dependence, both in the economic complexity index (ECI) and in the sectoral specialization index of the UFs, as well as a positive relationship between the specialization in high technology and the ECI of the UFs – indicating a cumulative cyclical effect between UFs with greater economic complexity.

Keywords: specialization; diversification; economic complexity; panel data with spatial dependence.

JEL: F43; R11; C46.

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art3

2. Doutorando em economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). *E-mail*: <felipeorsolin@gmail.com>.

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento da Universidade Federal de Santa Maria (PPGE&D/UFSM). *E-mail*: <lcv589@gmail.com>.

4. Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da UFSM. *E-mail*: <daniel.coronel@uol.com.br>.

1 INTRODUÇÃO

Hausman, Hwang e Rodrik (2007) criaram um índice que relaciona a especialização ao nível de renda das economias (EXPY), considerando que países que apresentam uma estrutura de exportações compatível com a estrutura de países com maior renda tendem a apresentar maior crescimento no longo prazo. Dessa forma, essa abordagem considera que é possível ter uma noção de qual será o crescimento de um país por meio da especialização de sua cesta de exportações em produtos mais produtivos, sendo que, na medida de produtividade, é levada em conta a vantagem comparativa do produto e o nível de renda das economias que o exportam. Acredita-se que essa abordagem é útil para casos específicos em que as economias com maior renda são aquelas com maior diversificação produtiva, especializadas em produtos com maior elasticidade-renda da demanda e menos dependentes de poucas regiões consumidoras.

No entanto, em países não desenvolvidos, pode ocorrer o fenômeno conhecido como "armadilha da renda média", em que o país atinge um certo nível de renda média, mas tende a ficar preso nesse nível e nunca realizar o processo de emparelhamento (*catching-up*) com as economias desenvolvidas. Brasil e África do Sul são os principais exemplos de países que, após a década de 1990, estão presos em uma armadilha da renda média (Kharas e Kohli, 2011; Glawe e Wagner, 2016). Dessa forma, o índice de especialização (EXPY), quando utilizado para regiões não desenvolvidas e com estrutura primário-exportadora, tende a indicar que uma economia apresenta alto índice EXPY por meio da exportação de produtos não industriais e de baixo valor agregado, pois muitas economias apresentam vantagem comparativa e um nível médio de renda propiciado pela exportação dessa categoria de produtos.

Como o índice EXPY leva em conta a produtividade dos produtos da cesta de exportação, sendo essa produtividade baseada tanto na vantagem comparativa do produto quanto no nível de renda das economias que exportam esses produtos, tem-se que a simples análise do índice EXPY, sem levar em conta diferentes setores tecnológicos, torna-se inválida para regiões não desenvolvidas.

Dessa forma, ao se trabalhar com o índice EXPY em nível estadual, como é proposto neste artigo, optou-se por levar em conta uma abordagem setorial, pois muitos estados apresentam um nível médio de renda, estando essa renda menos relacionada com a sofisticação e com a complexidade do estado e mais relacionada com a exploração de seus recursos naturais.

Existe uma gama de autores, tais como Imbs e Wacziarg (2003), Shafaeddin (2005) e Rodrik (2004;[5] 2010),[6] que consideram os benefícios de uma especialização

5. Disponível em: <https://bit.ly/3trTe9Z>.

6. Mais detalhes das diferenças teóricas entre essas abordagens estão na seção 2.

produtiva. No entanto, essa especialização não deve ocorrer de forma prematura, mas sim após um processo de diversificação da estrutura produtiva e quando a economia já alcançou um nível elevado de renda *per capita*. Caso contrário, a especialização, por mais que seja em produtos que são exportados por economias com maior renda, tal como tentou captar o índice de Hausman, Hwang e Rodrik (2007), pode ter efeitos contrários e não indicar a verdadeira sofisticação de uma economia, pois essa não é captada pela renda e sim pela complexidade dos seus produtos exportados, que está embutida no grau de qualificação das pessoas (capital humano), nas máquinas e nos equipamentos (capital físico) e na capacidade dos indivíduos em se conectar (capital social), e assim trocar informações (Hidalgo, 2015).

A partir da análise de redes, Hidalgo e Hausmann (2009) criaram um índice que permite medir o grau de complexidade econômica de um local, com base na estrutura produtiva de suas exportações. Esse índice leva em conta a diversificação de uma economia, que é a capacidade de exportar uma gama variada de produtos com vantagem comparativa, e a exclusividade (não ubiquidade) dos produtos que essa economia exporta. Dessa forma, uma economia complexa é aquela que apresenta uma cesta de exportações diversificada e com produtos exclusivos, que não são exportados por muitas outras economias.

Levando-se em conta todo esse contexto, este artigo tem por objetivo verificar o grau de especialização setorial das exportações das Unidades da Federação (UFs) brasileiras e como isso pode estar relacionado aos seus índices de complexidade econômica. Essa análise irá permitir um melhor entendimento do padrão estrutural e regional brasileiro, bem como um melhor entendimento da relação entre estrutura exportadora e complexidade econômica em nível estadual.

Nesse sentido, este artigo ressalta a importância dos fatores regionais e da composição das exportações sobre a complexidade da economia brasileira, e de que forma isso é capaz de influenciar o desenvolvimento econômico do país. O artigo é inovador por três fatores. O primeiro é por considerar a importância da análise desagregada, tanto em nível setorial quanto em nível geográfico. O segundo é por testar se um índice pensado para o nível macro, tal como é o índice EXPY, tem validade empírica para o nível micro. O terceiro está em considerar a dinâmica espacial, captada tanto no índice de complexidade econômica, ao realizar inúmeras iterações em uma análise de rede entre as UFs exportadoras e os produtos exportados, quanto na análise econométrica espacial.

O artigo está estruturado em cinco seções, sendo a seção 1 contemplada com esta introdução. A seção 2 apresenta o marco teórico e insere as exportações em um contexto de mudanças estruturais e regionais. A seção 3 apresenta a metodologia, incluindo os passos para o cálculo do índice de especialização, do

índice de complexidade, da análise exploratória de dados espaciais e do modelo econométrico espacial com dados em painel. Na seção 4, têm-se os resultados do índice de especialização, da análise exploratória de dados espaciais e do modelo econométrico espacial. Por fim, apresentam-se as conclusões do trabalho.

2 MARCO TEÓRICO: AS EXPORTAÇÕES E SUA DINÂMICA COM OS FATORES ESTRUTURAIS E REGIONAIS

Desde o século XVIII, pensadores como Adam Smith e David Ricardo já se preocupavam em estudar o crescimento econômico e tentar entender por que as economias apresentam distintas taxas de crescimento. Smith (1996) foi o pioneiro a formular o conceito de vantagens absolutas, ao considerar que um país deveria se dedicar à exportação de bens em que era mais produtivo.

Ricardo (1996) se baseou na abordagem de Smith e demonstrou que, mesmo se um país não apresentar vantagens absolutas na produção de um bem, ainda assim existirá possibilidade de comércio com outros países. Essa teoria de Ricardo se consagrou na literatura econômica como a teoria das vantagens comparativas, uma das clássicas do comércio internacional. Fundamentalmente, ela considera que, se um país se especializar na produção de bens em que detém vantagem comparativa, ele poderá obter divisas capazes de sustentar o seu crescimento econômico.

No entanto, a literatura sobre crescimento econômico avançou, ao considerar outros fatores que podem estar relacionados ao crescimento econômico, mas ainda não existe uma explicação consensual acerca das distintas taxas de crescimento alcançadas pelos países. Para Krueger (1998), isso decorre da maior abertura comercial dos mercados; North (1981) e Acemoglu, Johnson e Robinson (2001) entendem que a dinâmica do crescimento deve ser buscada nas origens do processo de colonização; Krugman (1991) e Sachs (2003) consideram que a localização e os fatores geográficos são fatores importantes na determinação do crescimento; Lucas Junior (1988) e Romer (1986) associam o crescimento com o acúmulo de capital humano; para Stiglitz (2000), Chang (2002) e Bresser-Pereira (2006), a qualidade das instituições é fundamental na alavancagem do crescimento; por fim, alguns autores, como Diamond (1965) e Kuznets (1955), consideram que as diferenças no crescimento estão relacionadas às mudanças populacionais e ao processo de transição demográfica.

Sob outra perspectiva, Kaldor (1957; 1978), Balassa (1978), Thirlwall (1979) e Feder (1983) relacionaram a dinâmica do setor exportador como um dos principais meios para se alcançar maior crescimento econômico. Para esses autores, é válida a hipótese de que as exportações têm a capacidade de induzir o crescimento econômico de um país (*export-led growth*). Segundo Balassa (1978), a política de exportações orientada para o crescimento fornece incentivos para vendas, tanto no

mercado interno quanto no externo, o que permite maior utilização da capacidade instalada e melhorias tecnológicas em resposta à concorrência no mercado externo.

Kaldor enfatiza a importância fundamental que o setor industrial tem para gerar inovações e cria um conjunto de proposições que ficaram conhecidas como leis de Kaldor. Nessas leis, são observadas relações positivas entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto; o crescimento da produtividade e o crescimento do setor industrial; o crescimento das exportações e o crescimento do produto. Por fim, considera-se que o crescimento de longo prazo não está restringido pela oferta agregada, mas pela demanda (Thirlwall, 1983).

Thirlwall (1979) considera que a demanda externa é importante para dinamizar uma economia, e elaborou um modelo que testa a hipótese de que o crescimento econômico de um país é restringido pelo desempenho do seu balanço de pagamentos. Para o autor, a taxa de crescimento das exportações, dividida pela elasticidade-renda da demanda por importações, pode ser um bom preditor do crescimento econômico de um país.

O modelo de Feder (1983) difere dos anteriores, pois se ampara no arcabouço teórico neoclássico de que o produto interno bruto (PIB) e as exportações estão diretamente relacionados, sem que um ocorra primeiro, ou seja, as exportações influenciam o crescimento e o crescimento influencia as exportações, sendo um processo de retroalimentação. O autor também considera que essa relação não acontece somente de forma direta, mas também de forma indireta, de modo que a diversificação produtiva, os ganhos de escala e a maior utilização da capacidade exportadora podem induzir o crescimento de maneira indireta, o que não ocorre com o setor não exportador.

Analisando no âmbito regional, alguns autores se destacaram em verificar a relação entre as transformações do processo produtivo em uma ótica de crescimento e de desenvolvimento econômico. Os principais a tratarem desse assunto foram Rosenstein-Rodan (1961), Hirschman (1958) e Krugman (1991).

Rosenstein-Rodan (1961) foi pioneiro em tratar o contexto de desenvolvimento equilibrado e, sem negar a relevância do setor primário, destacou a importância da industrialização para o alcance do desenvolvimento econômico. Para ele, não é viável empregar todo o pessoal em uma única empresa, pois, assim, não haveria mercado consumidor, de modo que o ideal seria que ocorressem incentivos para se investir nas diferentes esferas industriais mediante um grande esforço integrado (*big push*) para se conseguir realizar o crescimento equilibrado.

No entanto, Hirschman (1958) considera que o crescimento deveria ser do tipo "desequilibrado". Para o autor, existe uma grande necessidade de capital para que haja o investimento em grande escala. Em sua visão, para que pudesse haver

desenvolvimento, o investimento deveria ser feito em um único empreendimento, diferentemente do que preconizou Rosentein-Rodan (1961). Ou seja, a expansão de uma indústria pode gerar externalidades que irão beneficiar outros agentes que estão indiretamente ligados a ela.

Nesse sentido, Krugman (1991) trabalhou com o conceito conhecido como nova geografia econômica e com as características da distribuição das atividades industriais no espaço. O autor considerou que, para realizar economias de escala e minimizar custos de transporte, empresas tendem a localizar-se em regiões com maior demanda, o que, com o passar do tempo, tenderá a gerar uma concentração da atividade em determinada região.

Trabalhos de autores que tratam de modelos de crescimento restrito ao balanço de pagamentos, como Thirlwall (1979; 2005), Thirlwall e McCombie (1994) e Araújo e Lima (2007), consideraram que as diferenças nas estruturas produtivas de um país podem fazer com que este siga trajetórias diferentes no futuro. Assim, se um país se especializar em produtos de tecnologia estagnada, isso pode fazer com que ele perca competitividade em seu processo produtivo.

A maioria dos autores estruturalistas enfatizam a importância da industrialização como motor do crescimento econômico. Gala *et al*. (2017) consideram que a vertente estruturalista define desenvolvimento econômico como uma transformação radical da estrutura produtiva das economias que caminham para uma produção sofisticada.

Há uma abordagem teórica cujos principais autores são Imbs e Wacziarg (2003), Shafaeddin (2005) e Rodrik (2010), os quais propõem uma visão diferente, tanto do lado clássico (ortodoxo) como do lado heterodoxo. De modo geral, a visão ortodoxa defende que deve haver uma especialização em setores em que uma economia é mais produtiva e que apresenta vantagens comparativas, pois isso está relacionado a ganhos de escala. A visão heteredoxa, no entanto, considera que a forma como ocorre essa especialização é de extrema importância para o desenvolvimento de uma economia.

Nesse sentido é que Imbs e Wacziarg (2003) concordam, em parte, com as duas visões citadas anteriormente. Esses autores estudaram um grande grupo de países em vários períodos no tempo e, como resultados, encontraram que a especialização e a diversificação ocorrem em pontos diferentes do desenvolvimento. Ou seja, para eles, uma economia ainda não desenvolvida deve diversificar sua estrutura produtiva até alcançar determinado nível de renda, para depois se especializar no que apresenta vantagem comparativa.

Na mesma linha, Shafaeddin (2005) considera que a especialização prematura, ou seja, quando o país ainda não atingiu um nível elevado de renda

e nem apresenta uma estrutura produtiva diversificada, pode trazer impactos negativos em termos de desenvolvimento econômico.

Rodrik (2010) argumenta que a maioria dos cursos de doutorado em economia na América do Norte induz ao pensamento de que a diferença entre os países ricos e pobres é que os primeiros optaram por aproveitar suas vantagens comparativas, ou seja, destinar recursos e se especializar em produtos dos quais já têm vantagens em relação a outras economias. Essa questão foi bastante discutida por Chang (2002), ao analisar o desenvolvimento histórico das economias e constatar que os países desenvolvidos não teriam alcançado um nível de desenvolvimento satisfatório se tivessem, no passado, adotado as políticas que, no período atual, eles consideram ideal para os países subdesenvolvidos.

Também, levando-se em conta as mudanças estruturais e as características produtivas, estudos mais recentes discutem a importância da diversificação produtiva no contexto de que uma economia diversificada é uma economia mais complexa. Entre esses, podem-se destacar os trabalhos de Hausmann e Hidalgo (2010; 2011), Felipe *et al*. (2012), Caldarelli *et al*. (2012), Hausmann *et al*. (2014), Cristelli, Tacchella e Pietronero (2015), Gala (2017) e Hartmann *et al*. (2017). Para esses autores, a complexidade de uma economia está relacionada com a quantidade de conhecimento que nela existe, sendo essa expressa na sua diversidade produtiva, ou seja, no número de produtos e serviços distintos que a economia realiza.

Hausmann *et al*. (2014) exemplificam o conceito de complexidade econômica, tratando-a como uma medida da mistura de mercadorias que uma economia é capaz de produzir. Alguns grupos de bens, como os dos setores de aviação e farmacêutico, exigem conhecimentos avançados para serem produzidos e, então, possuem maior capacidade de relacionamento com outros setores através de redes de organizações. Enfim, esses produtos necessitam estar em economias mais diversificadas e com participação em setores de maior tecnologia, pois eles dependem da cadeia produtiva para viabilizar a sua produção.

Entretanto, é importante destacar que não é tão simples ter as exportações diversificadas e com participação em produtos de maior valor agregado, uma vez que setores de maior intensidade tecnológica não apresentam vantagens comparativas na maioria das economias de renda média, sendo que a diversificação gera incertezas por parte de investidores e, também, um alto custo de oportunidade para os potenciais ingressantes no mercado.

Esse dilema na escolha do investidor entre especializar em produtos de baixo valor agregado e diversificar a estrutura produtiva pode ser mais bem definido por Rodrik (2010), visto que economias ainda não desenvolvidas, como é o caso do Brasil, não investem em produtos sofisticados e de maior intensidade tecnológica por medo de não atingirem os mesmos lucros obtidos com a exportação de produtos

em que detêm vantagens comparativas. Para o autor, se um investimento inovador em produtos de alta intensidade tecnológica gerar lucros, esses serão socializados, visto que outros investidores irão segui-lo, mas, se o empreendimento fracassar e o investidor inovador tiver perdas, essas serão somente dele. Estando os investidores cientes disso, acabam por não investir em ramos industriais de maior valor agregado e maior conteúdo tecnológico, por medo de não alcançar os lucros desejados.

3 METODOLOGIA

3.1 Índice de produtividade implícita do produto (PRODY) e especialização associado ao nível de renda (EXPY) da cesta de exportações

Hausmann, Hwang e Rodrik (2007) criaram uma metodologia que permite mensurar a produtividade e o grau de especialização da cesta de exportações de uma economia, a qual foi adaptada para atender ao interesse da presente pesquisa. O cálculo da produtividade implícita do produto (PRODY) se dá através de uma média ponderada da renda *per capita* de cada UF, em que o ponderador é o índice de vantagem comparativa revelada (IVCR), criado por Balassa (1965), conforme mostra a equação (1):

$$\mathrm{PRODY_K} = \sum_J \frac{\left(\frac{x_{jk}}{x_j}\right)}{\left(\frac{\sum_j x_{jk}}{\sum_j x_j}\right)} Y_j \,, \qquad (1)$$

em que, $PRODY_K$ é a produtividade implícita do produto k; x_{jk} se refere à exportação do produto k na UF j; X_j se refere à exportação total da j-ésima UF e Y_j à renda *per capita* da UF j. Dessa forma, o numerador $(x_{jk/}x_j)$ representa a participação de determinada mercadoria na cesta de exportações da respectiva UF; e o denominador $\frac{\sum_j x_{jk}}{\sum_j x_j}$ representa a participação dessa mesma mercadoria na cesta de exportações do país. A soma $(\sum_J)$ da ponderação da renda *per capita* pelo IVCR de determinado produto, para todas as UFs, corresponde à produtividade implícita do produto no país.

Por seu turno, o grau de especialização da cesta de exportações (EXPY) é obtido através do somatório da participação de cada produto na cesta de exportações de cada UF, multiplicado pela produtividade implícita (PRODY) do respectivo produto no país. O índice EXPY pode ser mais bem demonstrado na equação (2):

$$EXPY_{jt} = \sum_K \frac{x_{jkt}}{x_{jt}} \, PRODY_K \,, \qquad (2)$$

em que, $EXPY_{jt}$ é o índice de especialização das exportações associado ao nível de renda da UF j no período t; X_{jkt} é a exportação do produto k na UF j e no tempo t; e X_{jt} é a exportação total da UF no tempo t.

3.2 Índice de complexidade econômica

O índice de complexidade econômica parte do IVCR, tal como já apresentado na equação (1). A diferença é que, na equação (3), o índice não é ponderado pela renda *per capita* de cada UF:

$$IVCR_{jk} = \frac{\left(\frac{x_{jk}}{x_j}\right)}{\left(\frac{\sum_j x_{jk}}{\sum_j x_j}\right)} . \qquad (3)$$

Partindo do IVCR, Hidalgo e Hausmann (2009) consideram que o produto complexo é aquele que é não ubíquo e que está inserido dentro de uma economia com diversificação produtiva. Ou seja, o produto deve apresentar vantagem comparativa em poucas UFs (não ubiquidade) e, por sua vez, essas UFs devem ter vantagem comparativa em uma grande quantidade de produtos (diversificação). Assim, o método que permite verificar a diversificação e a ubiquidade é apresentado nas equações (4) e (5):

$$k_{e,0} = \sum_{p=1}^{N} M_{ep} . \qquad \text{(Diversificação)} \qquad (4)$$

$$k_{p,0} = \sum_{e=1}^{N} M_{ep} . \qquad \text{(Ubiquidade)} \qquad (5)$$

Aqui, e representa cada UF; p representa a categoria de produtos, classificada no quadro A.2 do apêndice A; e M_{ep} representa a matriz de vantagem comparativa de produtos e UFs com valores 1 e zero, a depender da existência ou não de vantagem comparativa.

Desse modo, a complexidade de uma economia pode ser dada por meio da diversidade e da exclusividade dos produtos que ela exporta. Porém, as equações (4) e (5) fornecem somente informações sobre a estrutura da rede das UFs e dos produtos. Para se chegar ao índice, é necessário proceder ao método de reflexão, que consiste na iteratividade do valor médio das medidas, conforme mostram as equações (6) e (7). Assim, a complexidade econômica de determinada economia será maior ainda se essa tiver VCR em produtos que poucas outras economias tenham VCR e, também, se essas outras (economias tiverem as exportações diversificadas, ou seja, com VCR em grande quantidade de produtos.

$$k_{e,n} = \frac{1}{k_{e,0}} \sum_{p=1}^{N} M_{ep} \; k_{p,n-1} . \qquad (6)$$

Na equação (6), $k_{e,n}$ consiste na ubiquidade média dos produtos exportados pela UF *E* na iteração *n*.

$$k_{p,n} = \frac{1}{k_{p,0}} \sum_{e=1}^{N} M_{ep} \; k_{e,n-1} \; . \tag{7}$$

Na equação (7), $k_{p,n}$ corresponde à diversificação média da UF que exporta o produto *P* na iteração *n*. Partindo das UFs ($k_{e,n}$), as iterações com *n* partindo de zero para números pares ($k_{e,0}$; $k_{e,2}$; $k_{e,4}$; $k_{e,8}$) estão mais ligadas à diversificação e as iterações impares ($k_{e,1}$; $k_{e,3}$; $k_{e,5}$; $k_{e,7}$) estão mais relacionadas com a ubiquidade.

3.3 Uma breve revisão de estudos que utilizaram o índice EXPY

De nosso conhecimento, o único trabalho que utilizou o índice EXPY especificamente para o Brasil foi o de Silva e Hidalgo (2016). No entanto, eles consideraram o índice EXPY como uma *proxy* de sofisticação, e tiveram por objetivo verificar as variáveis que podem ser determinantes do índice EXPY. Dessa forma, apesar de o objetivo desses autores ter sido bastante diferente dos objetivos do trabalho aqui apresentado, observaram-se alguns pontos em comum nos resultados, tais como o aumento da produtividade dos bens primários e a deterioração das exportações brasileiras em produtos de alta intensidade tecnológica.

Usando uma classificação por níveis de intensidade tecnológica, Jarreau e Poncet (2009) analisaram, entre os anos de 1997 a 2007, a evolução do índice EXPY das exportações chinesas. Como resultados, encontraram que o setor de transformação foi o que apresentou maior índice EXPY e que a China apresentou um nível de especialização muito alto, se comparado ao seu nível global de desenvolvimento.

Por intermédio de uma base de dados semelhante à de Hausmann, Hwang e Rodrik (2007), Minondo (2010) desenvolveu, para os anos de 1999 a 2001, um indicador que incorpora as diferenças na qualidade (baixa, média e alta) de cada categoria de produtos. O autor encontrou que não deve ser levada em conta somente a produtividade do produto, pois o crescimento econômico pode ocorrer de forma mais sustentada e de maneira mais rápida por meio da especialização em produtos de maior qualidade. Por meio de uma análise comparativa do desempenho e da estrutura da especialização das exportações do Brasil e de alguns países emergentes, tais como China, Coreia do Sul, México, Rússia e Índia, entre os anos de 1996 a 2007, Kume, Piani e Miranda (2012) verificaram que o índice EXPY das exportações do Brasil aumentou no período 1996-2000, mas manteve-se constante nos anos posteriores.

Rubin e Waquil (2013) investigaram o nível de produtividade implícita das exportações de cada produto do agronegócio e a especialização das exportações do agronegócio para os países do Cone Sul (Argentina, Brasil, Chile, Paraguai e

Uruguai) entre 1992 e 2009. Os autores verificaram que, quanto mais especializada a pauta de exportação dos produtos do agronegócio nos países do Cone Sul, maiores são os efeitos de crescimento do nível de renda desses países.

Silva e Batista (2015) utilizaram o Índice de Similaridade e o Índice de Especialização das exportações, entre os anos de 2000 e 2011, para os países do Cone Sul, e verificaram que a especialização do Brasil, da Argentina e do Uruguai foi maior que a dos outros países dessa região. Porém, de uma forma geral, a média do índice EXPY dos países do Cone Sul ficou abaixo da média mundial.

O quadro A.1 (apêndice A) sintetiza os principais estudos, já citados, que utilizaram a metodologia criada por Hausmann, Hwang e Rodrik (2007).

Diferentemente da proposta de todos os autores citados nesta seção, no presente trabalho não se irá considerar o índice EXPY como *proxy* da sofisticação, mas sim testar em que condições esse índice pode representar a real sofisticação da estrutura produtiva e, assim, ser considerado um bom preditor do crescimento futuro da economia. A subseção 3.4 aborda a análise exploratória de dados espaciais (Aede) com o propósito de elucidar o método aqui utilizado.

3.4 Análise exploratória de dados espaciais

A econometria espacial é um ramo relativamente recente dos estudos econométricos e se destaca como importante para a compreensão de alguns fenômenos da ciência econômica e de outros aspectos sociais (Anselin, Florax e Rey, 2013). A diferença entre a econometria convencional e a econometria espacial está no fato de essa última incorporar, na análise de regressão, os efeitos espaciais.

Um dos primeiros efeitos de um modelo espacial está relacionado à sua dependência, que é a interação dos indivíduos de uma amostra nos diversos locais analisados. Ou seja, essa área da econometria verifica se existe dependência espacial entre as variáveis, de modo que regiões mais próximas podem ter maior influência sobre tais variáveis do que regiões mais distantes. Esse fenômeno é conhecido como dependência espacial, e ocorre quando uma variável de interesse em uma região sofre influência das regiões vizinhas.

A análise de regressão linear está pautada em alguns pressupostos, e um deles é de que ocorre independência dos termos de erro aleatório, o que pode implicar viés das estimativas, se for verificado que as variáveis da regressão estão autocorrelacionadas no espaço. A própria econometria espacial tem relação com a ideia de complexidade, pois leva em conta a interdependência entre os locais, ou seja, uma região pode sofrer influência de regiões vizinhas e, por sua vez, os vizinhos dos vizinhos dessa região podem influenciá-la de algum modo, e assim por diante.

Dentro do escopo da econometria espacial, existe uma área que coleta técnicas para descrever e visualizar as distribuições espaciais. Essa parte da econometria espacial é chamada de análise exploratória de dados espaciais. Recomenda-se que, antes de se estimar um modelo de econometria espacial, seja feita uma análise exploratória, para se conhecer qual é a estrutura do processo espacial e selecionar o modelo mais apropriado.

O primeiro passo de uma Aede é verificar se os valores de uma região dependem dos valores de outra. Para isso, faz-se uma análise para verificar se existe autocorrelação espacial, usando-se a estatística *I* de Moran, como especificado na equação (8); porém, as estatísticas *C de Geary* e *G de Getis-Word* também podem ser utilizadas como medidas de autocorrelação espacial. Assim,

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \quad \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^{n} z_i^2}, \tag{8}$$

em que, *n* representa as regiões; *z,* as variáveis; w_{ij} , a matriz de ponderação espacial referente às regiões *i* e *j*. De um modo geral, o *I* de Moran é a relação da covariância pela variância dos dados (Almeida, 2012). Sabater, Tur e Azorín (2011) destacam que a média teórica do *I* de Moran é dada por E(I) = [-1/(n–1)], sendo que valores acima da média indicam autocorrelação positiva e valores abaixo indicam autocorrelação negativa.

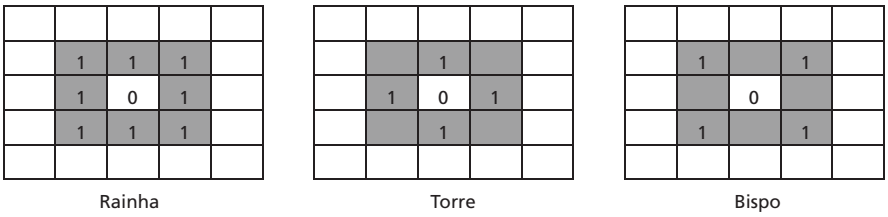
Se for indicada autocorrelação espacial, é sinal de que ocorre similaridade entre os valores em determinadas regiões. Caso contrário, uma região não apresenta influência sobre a outra (Almeida, 2012).

Para verificar a existência de autocorrelação espacial, é necessário que se tenha uma matriz de pesos espaciais, e essa está relacionada ao conceito de fronteira geográfica, conforme demonstrado na equação (9). Este conceito pode ser definido por intermédio de algumas convenções de contiguidade, como é o caso da torre, da rainha e do bispo, fazendo alusão a um jogo de xadrez.

$$W_{ji} = \begin{cases} 1 & \text{se i e j são contíguos} \\ 0 & \text{se i e j não são contíguos} \end{cases}. \tag{9}$$

Conforme a figura 1, a convenção de contiguidade conhecida como *torre* leva em conta somente os vizinhos que fazem fronteira física com a região em análise. A convenção conhecida como *rainha* leva em conta as regiões que fazem fronteira física e os vértices. Por fim, a convenção conhecida como *bispo* leva em conta somente os vértices (Anselin e Rey, 2014).

FIGURA 1
Convenções de contiguidade



Elaboração dos autores.

Outra alternativa para se verificar a existência de aleatoriedade (ausência de autocorrelação) espacial é por meio do diagrama de dispersão de Moran, que apresenta a defasagem da variável de interesse no eixo vertical e a variável sem defasagem no eixo horizontal. Esse diagrama é dado através de dispersão de pontos (regiões, estados, cidades etc.) a partir de uma reta linear. O coeficiente da reta pode ser positivo ou negativo, indicando se uma possível correlação é positiva ou negativa, respectivamente.

O coeficiente *I* de Moran é dividido em quadrantes que representam a associação linear entre as variáveis. Cada quadrante representa uma característica dos dados, que pode ser do tipo alto-alto (AA), baixo-alto (BA), baixo-baixo (BB) e alto-baixo (AB) (Almeida, 2012). Se a região em análise estiver no quadrante AA, é sinal de que tanto ela quanto seus vizinhos apresentam valores altos, ou seja, acima da média. Se estiver no quadrante BA, é sinal de que a região apresenta valores baixos e as regiões vizinhas apresentam valores altos. Se for BB, significará que tanto a região analisada quanto seus vizinhos apresentam valores abaixo da média. Porém, se os vizinhos tiverem valores baixos e a região em análise tiver valores altos, essa estará no quadrante AB.

A autocorrelação espacial também pode ser verificada entre duas variáveis (bivariada). Utiliza-se a forma bivariada quando se tem por objetivo verificar se os valores da variável em uma região estão associados aos valores de outra variável em regiões vizinhas. De um modo geral, os pressupostos da forma univariada e bivariada continuam os mesmos, porém leva-se em conta uma variável em relação à outra, tanto no diagrama de dispersão quanto no agrupamento. Por exemplo, o quadrante AA indicará que uma variável apresenta altos valores em uma região e outra variável apresenta altos valores em regiões vizinhas.

A autocorrelação dos dados em geral, conhecida como autocorrelação global, pode ocultar padrões locais, pois pode não existir autocorrelação global dos dados em virtude da grande quantidade de regiões, mas pode existir autocorrelação somente em algumas regiões específicas, fenômeno conhecido como autocorrelação

espacial local. A estatística de Moran também pode ser utilizada para verificar a existência desse tipo de autocorrelação por intermédio do local indicators of spatial association (Lisa), que ajusta e mescla informações do diagrama de dispersão do *I* de Moran e do mapa de significância de associação local.

3.5 Modelo econométrico espacial

O modelo simples, representado por mínimos quadrados ordinários (MQO) e sem considerar a autocorrelação espacial, pode ser representado da seguinte forma:

$$y = X\beta + \varepsilon, \tag{10}$$

em que, *y* é um vetor com os dados da variável dependente, *X* é uma matriz de *n* x *k* regressores, e ε representa o termo estocástico. Considerando-se essa formulação e supondo-se não autocorrelação espacial, o modelo proposto neste artigo pode ser apresentado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} lnICE_i = \beta_0 + \beta_1 lnEXPYALTA_i + \beta_2 lnEXPYMEALTA_i \\ + \beta_3 lnEXPYMEBAIXA_i + \beta_4 lnEXPYBAIXA_i \\ + \beta_5 lnEXPYNÃOINDUSTRIAIS_i + \varepsilon_i, \end{aligned} \tag{11}$$

em que, *i* representa os estados brasileiros e o Distrito Federal, com *i* = 1...27; ICE é o índice de complexidade econômica das UFs brasileiras; *EXPYALTA, EXPYMEALTA, EXPYMEBAIXA, EXPYBAIXA* e *EXPYNÃOINDUSTRIAIS* representam a especialização das categorias de produtos classificados em intensidades tecnológicas (alta, média-alta, média-baixa, baixa e não industriais, respectivamente); e ε representa o termo de erro do modelo.

A diferença do modelo linear para o modelo econométrico espacial é a inclusão de uma matriz espacial, ou seja, o modelo linear não incorpora nenhuma defasagem espacial e desconsidera que alguma variável explicativa esteja correlacionada com o termo de erro aleatório. Além disso, *a priori*, é importante verificar se o modelo espacial é autocorrelacionado no termo de erro (SEM), na variável dependente (SAR), ou tanto na variável dependente quanto nas variáveis explicativas (*spatial Durbin model* – SDM), simultaneamente. Ao desconsiderar o efeito espacial e a forma da autocorrelação espacial, a estimação pode gerar parâmetros viesados.

No modelo SAR de defasagem espacial, leva-se em conta que a dependência espacial pode ser captada por meio da estimação de um coeficiente com a variável dependente defasada espacialmente. No modelo de erro autorregressivo espacial, a dependência ocorre no resíduo. Por sua vez, no SDM, é levado em conta que a dependência pode ocorrer tanto na variável dependente defasada quanto nas variáveis explicativas defasadas espacialmente.

Os procedimentos para a estimação de uma simples regressão *cross-section* são detalhados em Florax, Folmer e Rey (2003). Conforme esses autores, após estimar o modelo por MQO, deve ser observado o multiplicador de Lagrange por defasagem (MLρ) e o multiplicador de Lagrange por erro (MLλ). Se ambos (MLρ e MLλ) forem não significativos, considera-se que o modelo MQO é o que apresenta melhor especificação. Se somente MLρ for significativo, deve-se estimar o modelo SAR, e se somente MLλ for significativo, deve-se estimar o modelo SEM. Caso ambos (MLρ e MLλ) sejam significativos, deve-se estimar o modelo que apresentou maior significância. Por fim, se houver significância estatística, tem-se a opção de estimar o modelo SARMA, que leva em conta a defasagem espacial da variável dependente e o erro local.

Antes de proceder à estimação do modelo econométrico propriamente dito, faz-se necessário seguir alguns procedimentos estatísticos para verificar qual o modelo mais apropriado (MQO, SAR, SEM e SDM) e analisar alguns testes, como o *I* de Moran, Breusch-Pagan, Jarque-Bera e multicolinearidade.

O teste *I* de Moran é utilizado para verificar se existe autocorrelação espacial nos resíduos da regressão. A sua hipótese nula (H_0) indica que os resíduos da regressão são distribuídos de forma aleatória no espaço. O teste de Breusch-Pagan permite verificar se existe heterocedasticidade no modelo, e sua hipótese nula (H_0) indica distribuição normal dos resíduos, ou seja, que o modelo é homocedástico. Caso a hipótese de homocedasticidade seja rejeitada, alguns métodos, tais como o de momentos generalizados (GMM) e o uso de variáveis instrumentais, são indicados para deixar o modelo mais robusto.

O teste de Jarque-Bera permite verificar se os resíduos da regressão são normalmente distribuídos, tendo por hipótese nula que a variável em questão segue distribuição normal. Por fim, o teste de multicolinearidade verifica se as variáveis independentes possuem combinações lineares aproximadamente exatas entre si.

No entanto, se for verificado que o modelo apresenta uma dependência espacial, o método de estimação por MQO passa a ser viesado, sendo ideal a utilização da econometria espacial para que os modelos captem as possíveis influências das localidades que estão em seu entorno. A seguir, é feita uma pequena demonstração de cada um desses modelos.

No modelo de defasagem espacial (SAR), conforme mostra a equação (12), ρ é o coeficiente de defasagem autorregressivo espacial e Wy é um vetor de defasagens espaciais (nx1). A restrição é que ρ se situe entre 1 e -1. Um valor de ρ positivo indica que um alto valor de y nas regiões vizinhas aumenta o valor de y na região i (Almeida, 2012).

A interpretação do modelo SAR deve ser cautelosa em decorrência da defasagem espacial, pois, para se obter o impacto de uma variável explicativa sobre uma variável dependente, deve-se levar em conta a seguinte fórmula: $(1 - \rho)^{-1}\ \beta_k$.

$$y = \rho Wy + \varepsilon\ . \tag{12}$$

As equações (13) e (14) mostram o modelo de erro espacial (SEM). Conforme Almeida (2012), a intuição desse modelo é de que o padrão espacial é dado por efeitos não modelados devido à falta de medidas, que não são distribuídas de forma aleatória no espaço, mas que são autocorrelacionados espacialmente.

$$y = X\beta + \mu. \tag{13}$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon. \tag{14}$$

A equação (15) representa o modelo:

$$y = X \quad + \lambda W\mu + \varepsilon, \tag{15}$$

em que, λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem $W\mu$.

A equação (16) representa o modelo de Durbin espacial (SDM). O modelo SDM considera que a dependência espacial é manifestada por duas formas, tanto pela defasagem da variável dependente quanto pelas variáveis independentes. A forma algébrica genérica do modelo SDM pode ser apresentada como mostra a equação a seguir:

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\tau + \mu, \tag{16}$$

em que, ρ é o parâmetro espacial escalar e $\boldsymbol{\tau}$ é um vetor de coeficientes espaciais. Outros modelos, tais como o regressivo cruzado espacial (SLX), o de defasagem espacial com erro de média móvel (SARMA) e o Durbin espacial do erro (SDEM), também estão presentes na literatura que leva em conta a dependência espacial, mas não serão tratados neste artigo.

Por seu turno, o modelo de dados em painel, além de considerar os procedimentos da abordagem *cross-section*, possibilita uma análise em diversos períodos (*t*). Conforme Almeida (2012), a especificação geral de um modelo de dados em painel de efeitos fixos com dependência espacial pode ser apresentada da seguinte forma:

$$y_t = \alpha + \rho w_1 y_t + x_t\beta + w_1 x_t\tau + \zeta. \tag{17}$$

$$\xi = \lambda W_2\xi_t + \varepsilon_t, \tag{18}$$

em que, α representa a heterogeneidade não observada; $W_1 y_t$ representa a defasagem espacial da variável dependente; $W_1 X_t = (W_1 X_{1t}, \ldots, W_1 X_{nt})$ são as

variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente; $W_2\xi_t$ são os erros defasados espacialmente; ρ e λ são os parâmetros espaciais escalares e τ é o vetor de coeficientes espaciais. Quanto ao modelo geral de efeitos aleatórios com dependência espacial, é colocado da seguinte forma:

$$y_t = \rho W y_t + X_t\beta + WX_t\tau + \xi. \quad (19)$$

$$\xi = \alpha + \lambda W\xi_t + \varepsilon_t\,. \quad (20)$$

A principal diferença está no componente específico α, que agora é incluído no termo de erro. O procedimento de estimação de um modelo de dados em painel com dependência espacial, conforme Almeida (2012) e Belotti, Hughes e Mortari (2017), pode ser sintetizado da seguinte forma: inicialmente, utiliza-se o teste de Breush-Pagan, para se verificar se é relevante incorporar efeitos não observados no modelo; utiliza-se o teste Hausmann para descobrir se é mais apropriado utilizar o modelo de efeitos fixos ou efeitos aleatórios; estima-se o modelo indicado pelo teste Hausmann e testa-se a presença de dependência espacial no modelo pelo teste CD de Pesaran. Se houver dependência espacial, deverão ser estimados modelos de efeitos não observados com dependência espacial, levando-se em conta alguns critérios de especificação, tais como autocorrelação espacial e menor critério de informação.

3.6 Fonte e base de dados

No presente artigo, para a criação dos índices (EXPY e ICE), utiliza-se base de dados de exportações estaduais e o do PIB *per capita* das UFs. Os dados de exportações foram coletados no Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb/Comex Stat/Secex) e os dados de PIB *per capita* foram coletados no *site* do IpeaData. O quadro A.2 (apêndice A) mostra as categorias de produtos analisados, bem como a intensidade tecnológica e a classificação em que cada categoria se insere. As exportações estão em dólares americanos (US$), a valores correntes, e a série do PIB foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), medido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

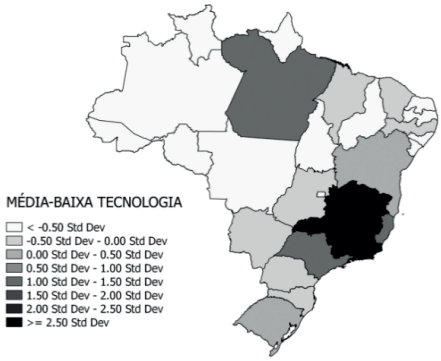
4.1 Uma breve apresentação da dinâmica da renda e dos índices de produtividade e de especialização das exportações das UFs brasileiras

A figura 2 apresenta os desvios-padrão das exportações por níveis de intensidade tecnológica e o PIB *per capita* das UFs, entre 1998 e 2014. A análise por desvio-padrão permite verificar a dispersão de determinada UF em relação à média. Quanto maior a tonalidade das cores da UF, representado na figura 2, maior é o seu desvio-padrão em relação às outras UFs, e a tonalidade mais branca retrata as UFs com desvios-padrão negativo.

FIGURA 2

Exportações por níveis de intensidade tecnológica e o PIB *per capita* das UFs (1998-2014)

2A – Alta tecnologia

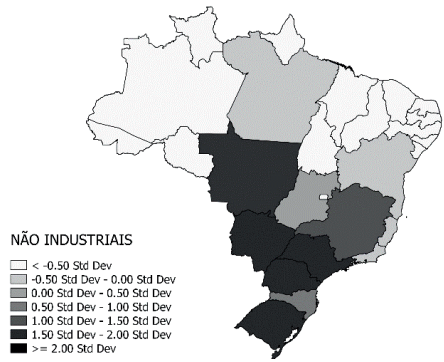


2B – Média-alta tecnologia

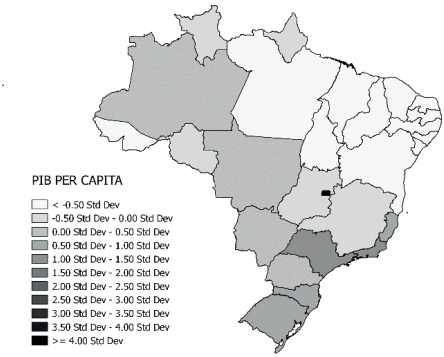
2C – Média-baixa tecnologia

2D – Baixa tecnologia

2E – Produtos não industriais



2F – PIB *per capita*



Fontes: Alice Web/Comex Stat (disponível em: <https://bit.ly/3aC4OJY>; acesso em: jan. 2017) e Ipeadata, com base no software QGIS.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Diferença por desvio-padrão.

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

A primeira ilustração da figura 2, que representa as exportações de alta tecnologia, conforme classificado no quadro A.2 (apêndice A), mostra que esse setor tem representatividade em poucos estados brasileiros, com destaque para São Paulo, que apresentou um desvio-padrão acima de 5, bem como os estados de Santa Catarina e do Amazonas, com desvios-padrão acima da média.

A segunda ilustração dentro da figura 2, que representa as exportações de média-alta intensidade tecnológica, revela que os estados das regiões Sul e Sudeste, bem como a Bahia, se destacam nas exportações desse setor. No entanto, observa-se que o valor exportado pelo estado de São Paulo está muito acima da média.

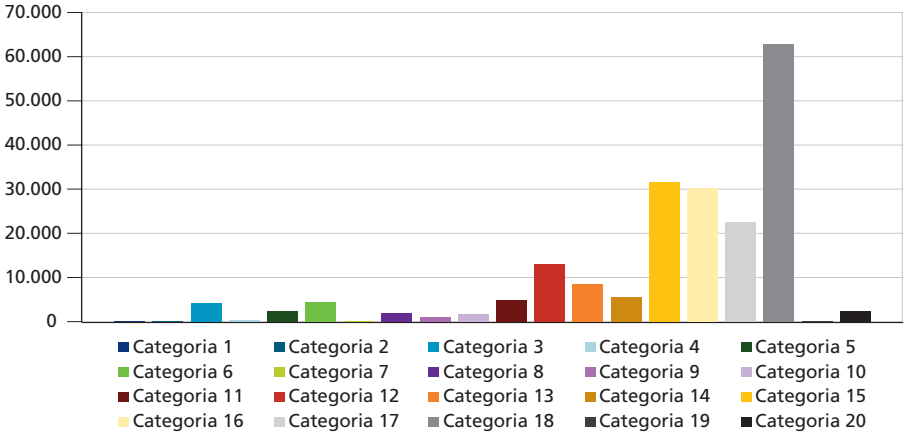
Por sua vez, o setor de média-baixa intensidade tecnológica é representado por uma quantidade maior de estados, com destaque para Rio de Janeiro, Bahia e Pará. O setor de baixa intensidade tecnológica está representado pelos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. No entanto, pode ser notado que a maioria dos estados apresentou alguma representatividade nesse ramo de atividade.

As exportações de produtos não industriais tiveram representatividade nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país, com destaque para Rio Grande do Sul, Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e São Paulo.

O último mapa da figura 2 mostra o PIB *per capita* das UFs. O único em que se apresenta mais de quatro desvios-padrão em relação à média é o Distrito Federal, mas essa renda elevada está relacionada com outras questões, como a função administrativa que essa UF exerce, e não, propriamente, com a estrutura produtiva, o que pode até gerar alguma discrepância na análise do mapa. Pode ser visualizado que os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul e Santa Catarina também se destacam em termos de renda *per capita*. No entanto, foi observado que a região Nordeste – assim como os estados do Acre e do Pará – teve renda *per capita* bem abaixo da média do país.

O gráfico 1 mostra a especialização do Brasil, entre 1998 e 2014, para todas as categorias de produtos classificados no quadro A.2 (apêndice A). No gráfico 1, pode ser visto que o Brasil é altamente especializado em produtos não industriais e de baixa intensidade tecnológica, principalmente no que tange à categoria 15 (madeiras e seus produtos; papel e celulose), à categoria 16 (alimentos, bebidas e tabaco) e à categoria 18 (primários e agropecuários, sem processo industrial em fase final).

GRÁFICO 1
Especialização associado ao nível de renda (EXPY) das categorias de produtos exportados (1998-2014)



Elaboração dos autores, a partir dos resultados da pesquisa.

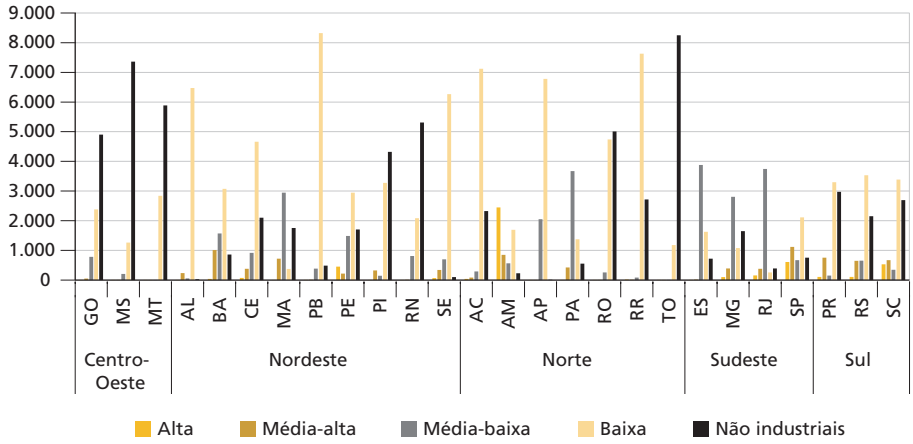
O gráfico 2 apresenta o índice de especialização para cada UF e para cada nível de intensidade tecnológica. A primeira ilustração do gráfico (2A) mostra a soma do índice nos anos de 1998 até 2014, e as outras duas ilustrações (2B e 2C) mostram o índice somente para os anos de 1998 e de 2014, respectivamente. De acordo com o gráfico 2, a grande maioria dos estados é especializada em produtos não industriais e de baixa intensidade tecnológica. O Amazonas foi o único que teve o setor de alta tecnologia como o mais especializado. Alguns estados, como São Paulo, Santa Catarina e Pernambuco, também apresentaram alguma especialização no setor de alta tecnologia.

As exportações do setor de média-alta intensidade tecnológica não foram as mais especializadas em nenhum dos estados brasileiros. No entanto, alguns estados, como a Bahia, o Maranhão, o Amazonas, o Pará e os estados do Sul e do Sudeste, com exceção do Espírito Santo, apresentaram alguma especialização nas exportações desse setor, entre os anos de 1998 e 2014.

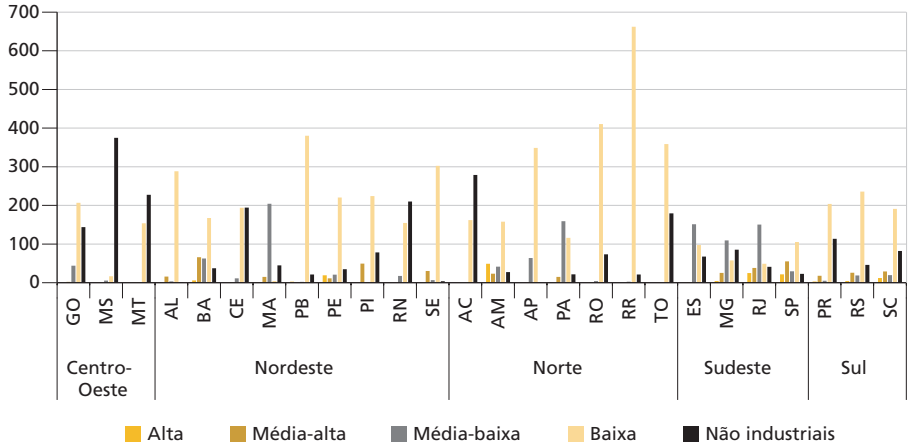
GRÁFICO 2

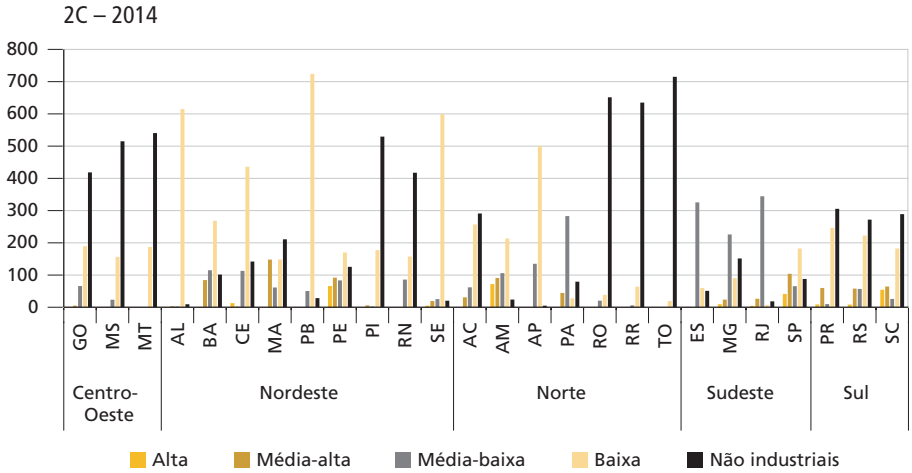
Índice de especialização (EXPY) de cada estado e para cada nível de intensidade tecnológica

2A – 1998-2014



2B – 1998



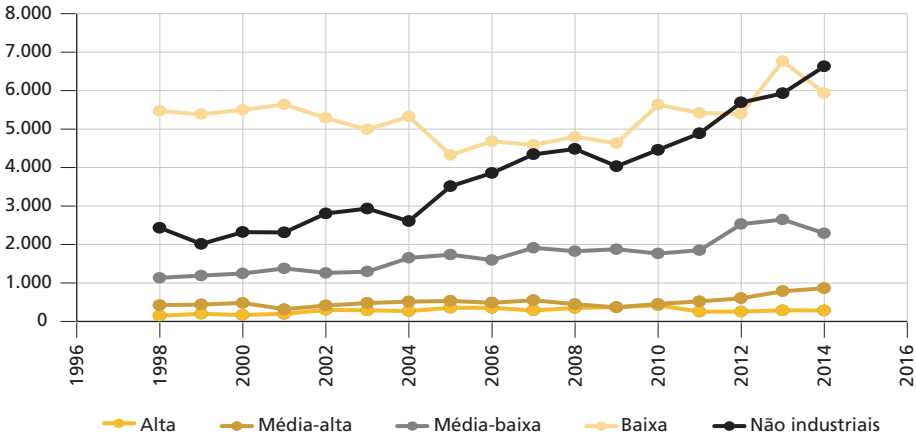


Elaboração dos autores, a partir dos resultados da pesquisa.

As duas últimas ilustrações do gráfico 2, que representam a especialização para os anos de 1998 e de 2014, respectivamente, revelam que vários estados perderam especialização no setor de baixa tecnologia e aumentaram a especialização no setor não industrial. Isso pode estar relacionado ao processo de reprimarização da pauta de exportações, que pode ser entendido como o processo de reversão da pauta exportadora em direção a produtos primários, conforme Oreiro e Feijó (2010).

O gráfico 3 mostra a evolução do índice de especialização por nível de intensidade tecnológica para o Brasil entre 1998 e 2014. Pode ser visualizado que, de 1999 para 2014, o setor de produtos não industriais e o de baixa intensidade tecnológica apresentaram índices de especialização quatro e duas vezes maior, respectivamente.

GRÁFICO 3
Evolução do índice de especialização (EXPY) por nível de intensidade tecnológica para o Brasil



Elaboração dos autores, a partir dos resultados da pesquisa.

O aumento da especialização do setor não industrial, a partir de 2004, pode estar relacionado ao *boom* dos preços das *commodities* agrícolas no primeiro governo Lula e, também, com o cenário favorável da economia mundial, cujo PIB saltou de US$ 34 trilhões para US$ 63 trilhões entre os anos 2001 e 2008, conforme dados do Banco Mundial (2017). No entanto, não foram observados aumentos na especialização dos setores de alta e média-alta intensidade tecnológica.

4.2 Aede

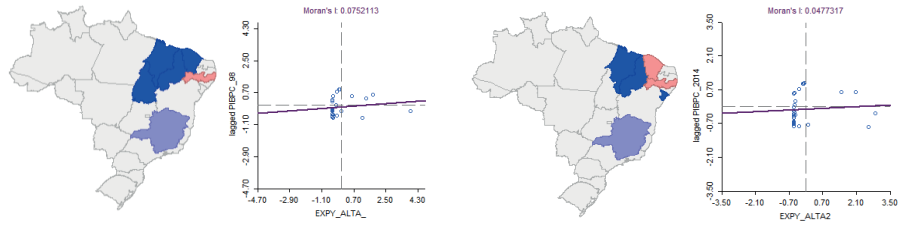
Ao se observar a renda e as exportações das UFs sob a perspectiva da Aede, elaborou-se a figura 3, a qual apresenta o *I* de Moran e o *cluster* bivariado da especialização de cada setor de intensidade tecnológica e do nível de renda das UFs para os anos de 1998 e de 2014. O índice de especialização está representado no eixo horizontal, e a renda *per capita*, no eixo vertical dos gráficos. A maioria dos estados do Nordeste, bem como os estados de Minas Gerais e Tocantins, foram os que apresentaram maior significância estatística.

FIGURA 3

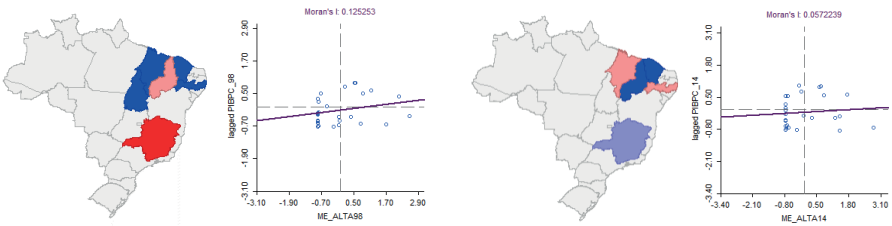
***Cluster* bivariado da especialização e do nível de renda e o *I* de Moran das UFs brasileiras (1998 e 2014)**

1998		2014	
Cluster	*I* de Moran	*Cluster*	*I* de Moran

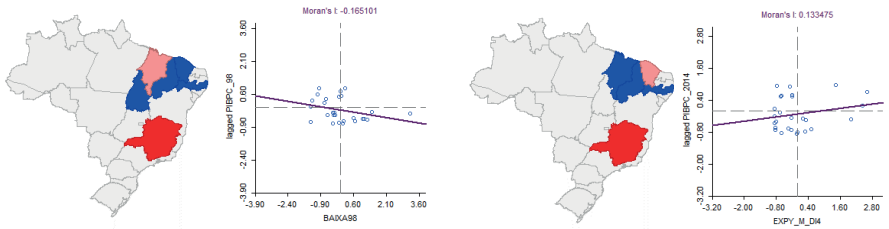
Alta tecnologia



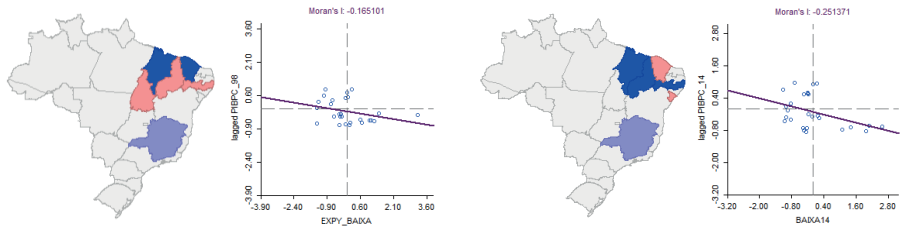
Média-alta tecnologia



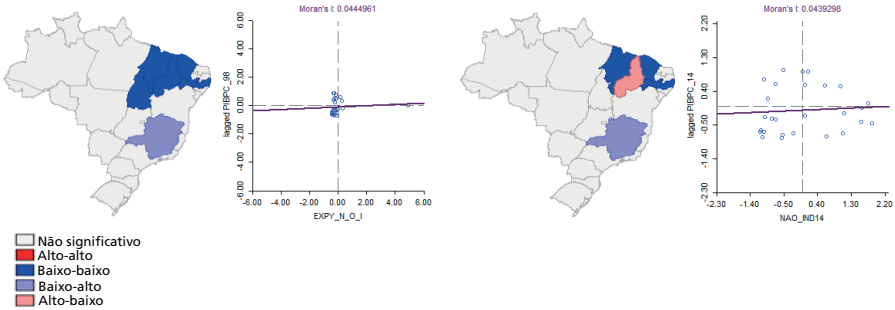
Média-baixa tecnologia



Baixa tecnologia



Produtos não industriais



Fontes: *Software* GeoDa e resultados da pesquisa.
Elaboração dos autores.
Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Por meio da análise do *I* de Moran, na figura 3, observa-se que a especialização nos setores de alta e média-alta intensidade tecnológica, bem como de produtos não industriais, apresentou relação positiva com a renda *per capita*. A relação positiva dos produtos não industriais com o nível de renda pode ser explicada pelo fato de a maioria das UFs ter representatividade nas exportações de produtos agropecuários,[7] sendo esse setor uma das principais fontes de renda em muitos estados. A especialização do setor de média-baixa tecnologia apresentou relação negativa com a renda no ano de 1998 e positiva no ano de 2014. Por fim, a especialização do setor de baixa tecnologia apresentou relação negativa com o nível de renda, tanto em 1998 quanto em 2014.

Passando para a análise dos *clusters*, na primeira ilustração da figura 4, foi observado que as exportações de alta tecnologia apresentaram significância estatística em alguns estados do Nordeste com padrão baixo-baixo (azul) e alto-baixo (rosa). O padrão baixo-baixo, observado nos estados do Piauí, do Pará, do Maranhão e do Tocantins, para o ano de 1998, indica que esses são pouco especializados em produtos de alta tecnologia e que possuem vizinhos com baixa renda *per capita*. O padrão alto-baixo observado em Pernambuco, no ano de 1998, indica que esse estado é altamente especializado na exportação de alta tecnologia e possui uma vizinhança com baixa renda *per capita*. O estado de Minas Gerais apresentou padrão baixo-alto, indicando que é pouco especializado em produtos de alta tecnologia, mas possui uma vizinhança com alta renda *per capita*.

7. Por meio dos dados da AliceWeb/Comex Stat (disponível em: <https://bit.ly/3tr0bcd>; acesso em: jan. 2017), classificados conforme o quadro A.2 deste artigo, foi observado que mais de 50% das exportações, nos anos de 1998 até 2014, dos estados de Rondônia, Roraima, Tocantins, Piauí, Rio Grande do Norte, e os estados da região Centro-Oeste, foram compostas por produtos não industriais.

Ainda para o setor de alta tecnologia, em 2014, foi observado que os estados do Piauí, de Sergipe e do Pará apresentaram padrão baixo-baixo, sendo pouco especializados nesse setor e com vizinhança de baixa renda *per capita*. Pernambuco e Ceará apresentaram padrão alto-baixo, sendo altamente especializados em alta tecnologia e com vizinhança de baixa renda *per capita*. Por fim, Minas Gerais apresentou padrão baixo-alto, indicando ser um estado com pouca especialização em produtos de alta tecnologia e com vizinhança de alta renda.

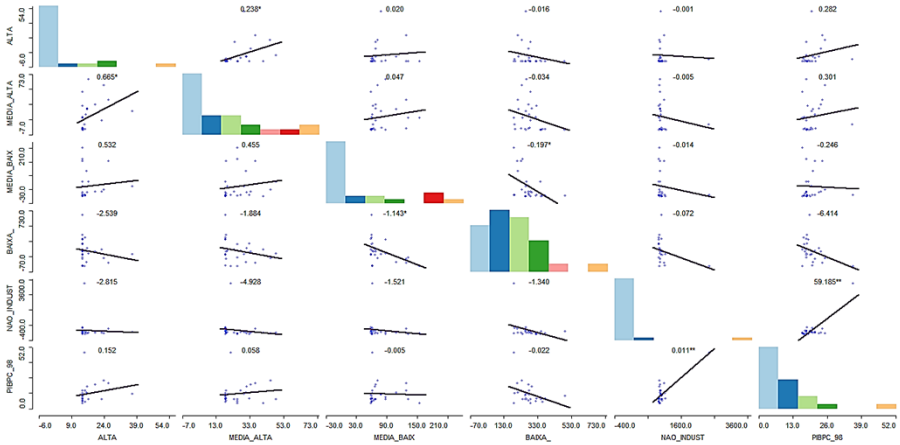
A mesma análise pode ser feita para os outros níveis de intensidade tecnológica. No entanto, algo importante a ser destacado é que, no ano de 1998, Minas Gerais e Piauí mostraram ser especializados nas exportações da categoria de média-alta tecnologia; Pará e Pernambuco apresentaram alta especialização no mesmo setor para o ano de 2014.

Para as exportações de média-baixa intensidade tecnológica, Minas Gerais e Pará se mostraram especializados no ano de 1998, enquanto Ceará e, novamente, Minas Gerais se apresentaram especializados na exportação desse tipo de produto em 2014.

No setor de baixa tecnologia, os estados do Tocantins, do Piauí e de Pernambuco se mostraram especializados em 1998; para o ano de 2014, os estados que apresentaram maior especialização nesse setor foram Ceará e Alagoas. Para os produtos não industriais, em 2014, foi visto que o Piauí apresentou padrão alto-baixo, ou seja, é altamente especializado na exportação desses produtos e tem uma vizinhança de baixa renda *per capita*.

Na figura 4, observa-se uma matriz de diagramas de dispersão que inclui a especialização dos cinco níveis de intensidade tecnológica e a renda *per capita* para o ano de 1998. Os diagramas devem ser analisados partindo-se do eixo das abscissas. A sequência das variáveis no eixo horizontal, partindo da esquerda para a direita, é a seguinte: especialização dos setores de alta, média-alta, média-baixa, baixa, produtos não industriais e, por último, a renda *per capita*. Essa sequência também está no eixo vertical, porém não começa da esquerda para a direita, mas de cima para baixo.

FIGURA 4
***Scatter plot* da especialização dos níveis de intensidade tecnológica e da renda *per capita* (1998)**



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Pode ser observado que a especialização dos setores de intensidade tecnológica alta, média-alta e de produtos não industriais (variáveis 1, 2 e 5, da esquerda para a direita, respectivamente, no eixo horizontal) apresentou relação positiva com o PIB *per capita* (primeira linha, de baixo para cima, do eixo vertical).

Ainda com base na figura 4, observa-se que a especialização das exportações de alta tecnologia (primeira variável no eixo horizontal) teve correlação positiva com o PIB *per capita* (primeira linha de baixo para cima, no eixo vertical) e com a especialização de média-baixa e de média-alta tecnologia (linhas 4 e 5, de baixo para cima, respectivamente). A especialização de média-alta tecnologia (segunda variável no eixo das abscissas), no ano de 1998, além de apresentar relação positiva com o PIB *per capita*, também apresentou relação positiva com a especialização dos setores de média-baixa e de alta tecnologia.

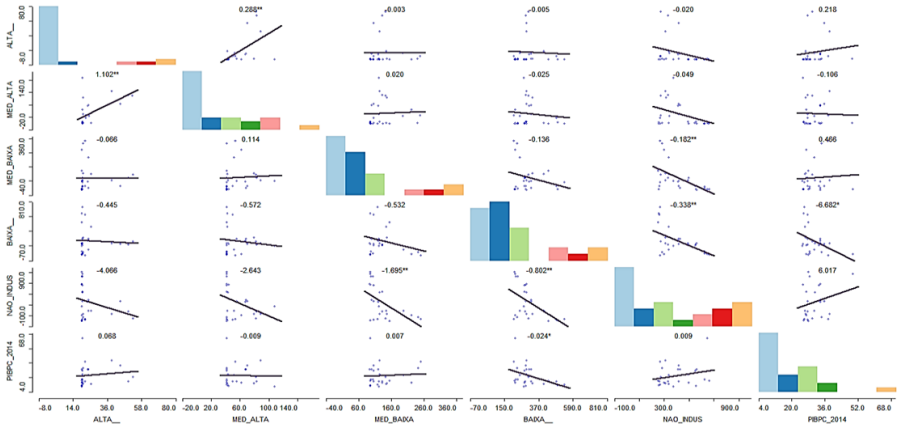
No entanto, os produtos não industriais apresentaram relação negativa com outros níveis de intensidade tecnológica. Ou seja, observa-se que existe maior relação entre a especialização dos setores de maior intensidade tecnológica, de modo que o aumento da especialização de um setor acaba por influenciar o outro, o que não ocorre com os setores não industriais e de baixa tecnologia, que não apresentaram relação positiva com nenhum dos outros setores.

Essa questão pode estar relacionada com a abordagem da complexidade de uma economia. Hausmann e Hidalgo (2010) citam o exemplo da indústria de

computadores. Para eles, uma indústria sozinha não consegue fazer um computador, pois necessita de componentes de outras indústrias, tais como a bateria, os cristais líquidos, o *software*, a metalurgia, entre outros. Ou seja, a indústria de computadores tem grande poder de encadeamento com outros setores. Esse tipo de produto necessita de informações e conhecimentos relevantes para ser produzido.

Desse modo, economias complexas são aquelas que podem produzir e se comunicar através de grande quantidade de conhecimento e de redes na comercialização de produtos com alto valor agregado. O computador, o *software*, a bateria e os cristais líquidos não necessariamente precisam estar dentro do mesmo nível de intensidade tecnológica, no entanto, eles fazem parte de uma mesma cadeia de produção, o que acaba por gerar benefícios mútuos. Por isso uma indústria de computador, provavelmente, não iria sobreviver em uma economia que não tivesse outras indústrias que lhe fornecessem o suporte necessário. Seguindo nessa linha de raciocínio, elaborou-se a figura 5, a qual apresenta a matriz de diagramas de dispersão para o ano de 2014. A ordem das variáveis é exatamente a mesma da figura anterior (figura 4).

FIGURA 5
***Scatter plot* da especialização dos níveis de intensidade tecnológica e da renda *per capita* (2014)**



Elaboração dos autores.
Obs.: Figura reproduzida em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Observa-se que, em 2014, ocorre quase o mesmo padrão do ano de 1998, com exceção da especialização dos produtos de média-baixa tecnologia (terceira variável no eixo horizontal), que apresentou relação positiva com o PIB *per capita*. Ademais, manteve-se o mesmo padrão, ou seja, a especialização de baixa tecnologia teve relação negativa com o PIB e os setores de maior tecnologia tiveram relação

positiva entre eles. Por fim, a especialização dos setores de baixa tecnologia e de produtos não industriais não teve relação positiva com a especialização de nenhum outro setor, o que indica que esses não apresentaram muito poder de encadeamento nos anos de 1998 e 2014.

A tabela A.1 (apêndice A) apresenta a medida de complexidade econômica das UFs entre 1998 e 2014, com base na iteração $k_{e,6}$ do método de Hidalgo e Hausmann (2009) e conforme especificado na equação (6). Observa-se que estados como São Paulo e Rio de Janeiro apresentam maior $k_{e,6}$, indicando que possuem estruturas de exportações diversificadas e que exportam produtos não ubíquos (exclusivos).

4.3 Análise das estimações do modelo econométrico

Os resultados das estatísticas dos testes apresentados na tabela 1 mostram, pelo teste de Breusch-Pagan, Hausmann e Mundlak, que o modelo é de efeitos fixos e, pelo teste de Pesaran, que existe dependência entre as *cross-sections*.

TABELA 1
Estatística dos testes de hipóteses do modelo de dados em painel

Teste	Tipo de identificação	Hipótese nula (H_0)	Valor-*p*
Breush-Pagan	Testa a eficiência entre *pooled* e EA	Modelo *pooled*	0,000
Hausman	Testa a eficiência entre EA e EF	Modelo EA	0,081
Mundlak	Testa a eficiência entre EA e EF	Modelo EA	0,000
CD Pesaran	Correlação contemporânea	Independência das *cross-section*	0,000
χ^2	Testa SAR *versus* SDM	Modelo SAR	0,001
χ^2	Testa SEM *versus* SDM	Modelo SEM	0,010

Elaboração dos autores.

Dessa forma, procedemos para a estimação de modelos espaciais de efeitos fixos. Para a escolha do melhor modelo, foi utilizado o teste Wald, partindo do modelo SDM, tal como apresentado em Belotti, Hughes e Mortari (2017, p. 157-159). Os testes χ^2 indicaram que o melhor modelo é o SDM. No entanto, os modelos SEM e SAR também podem ser analisados, pois indicaram que a dependência espacial é estatisticamente significativa.

A tabela 2 apresenta os resultados dos modelos de dados em painel com dependência espacial. É importante salientar que a interpretação do modelo SEM é feita de maneira direta e tradicional, tal como um MQO. Para a interpretação dos modelos SDM e SAR, devem ser analisados os efeitos diretos, indiretos e totais. Para o modelo SAR, o verdadeiro valor do efeito de uma variável explicativa sobre

a variável dependente é representado por $[(1-\rho)^{-1}\,\beta_k]_{\cdot,}$ sendo β o coeficiente captado pela estimação e ρ o coeficiente autorregressivo espacial. Como o modelo SDM foi o mais adequado, os coeficientes diretos, indiretos e totais são apresentados nas três últimas colunas da tabela 2.

O primeiro modelo apresentado (*pooled*) não leva em conta a dependência espacial e serve apenas como um parâmetro de análise para os demais modelos. Neste, verificou-se correlação positiva da especialização em alta e média-alta intensidade tecnológica, e correlação negativa do setor não industrial e de baixa tecnologia para com o índice de complexidade econômica. Por sua vez, o modelo SAR indicou, através de ρ, que existe autocorrelação espacial global positiva na variável dependente, de modo que uma determinada UF tende a ser positivamente influenciada, em termos de complexidade, se as UFs vizinhas apresentam alto índice de complexidade econômica. O modelo SEM também indicou que existe autocorrelação espacial, mas no termo de erro. Dessa forma, podem existir variáveis que não estão no modelo, mas que apresentam autocorrelação espacial e podem estar relacionadas com o índice de complexidade econômica.

TABELA 2
Resultado dos modelos de dados em painel com dependência espacial (variável dependente – ICE)

Variáveis	Pooled	SAR	SEM	SDM	SDM		
					Direto	Indireto	Total
Expyalta	0,00621***	0,00171*	0,00179*	0,00132**	0,00134**	0,000707	0,00204**
	(0,000724)	(0,000884)	(0,000924)	(0,000568)	(0,000583)	(0,000769)	(0,000957)
Expymealta	0,00585***	0,000233	0,000447	0,00180	0,00176	0,00154	0,00330**
	(0,000973)	(0,00137)	(0,00135)	(0,00132)	(0,00127)	(0,00121)	(0,00146)
Expymebaixa	-0,00169	-0,00164	-0,00221	-0,000287	-0,000115	-0,000117	-0,000232
	(0,00112)	(0,00150)	(0,00172)	(0,00187)	(0,00178)	(0,00266)	(0,00347)
Expybaixa	-0,00692***	-0,000527	-0,00278	-0,000557	-0,000491	-0,000998	-0,00149
	(0,00183)	(0,00260)	(0,00314)	(0,00206)	(0,00211)	(0,00235)	(0,00261)
Expynoind	-0,00255**	0,00296	0,00267	0,00213	0,00227	0,00415*	0,00642*
	(0,00122)	(0,00225)	(0,00257)	(0,00237)	(0,00236)	(0,00246)	(0,00334)
Wx Expyalta				0,000888			
				(0,000920)			
Wx Expymealta				0,00190			
				(0,00126)			
Wx Expymebaixa				-0,000114			
				(0,00318)			
Wx Expybaixa				-0,00132			

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Pooled	SAR	SEM	SDM	SDM		
					Direto	Indireto	Total
				(0,00253)			
Wx Expynoind				0,00481*			
				(0,00254)			
rho (ρ)		0,730***		-0,108			
		(0,0391)		(0,0888)			
Lambda (λ)[1]			0,736***				
			(0,0382)				
sigma2_e		0,000635***	0,000627***	0,000464***			
		(0,000111)	(0,000112)	(6,83e-05)			
Constante	1,752***						
	(0,0132)						
AIC		-1.970,93	-1.974,31	-2.196,28			
BIC		-1.942,03	-1.945,40	-2.146,73			

Elaboração dos autores.
Nota: [1] λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial.
Obs.: 1. Erros-padrão entre parênteses.
2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Os resultados dos coeficientes de todos os modelos que levam em conta a dependência espacial indicaram coeficientes significativos apenas para a especialização em alta tecnologia. No modelo SDM, os efeitos diretos indicaram relação direta positiva da especialização de alta tecnologia com a complexidade econômica das UFs. Quanto aos efeitos indiretos, estes indicaram que a complexidade das UFs tende a ser maior se as UFs vizinhas são especializadas em produtos não industriais.

Dessa forma, pode ser afirmado que existe uma relação positiva entre a especialização em alta tecnologia e o índice de complexidade econômica das UFs, havendo também um efeito cíclico cumulativo entre UFs com maior índice de complexidade econômica.

Esses resultados reforçam a ideia de que produtos de alta tecnologia são altamente conectados em um sistema de redes complexas, ao combinar diversificação produtiva e não ubiquidade (exclusividade) do produto, indicando que estados especializados na produção em setores de alta tecnologia estão sujeitos a apresentar melhor dinâmica de crescimento futuro, já que o índice de complexidade, tal como colocado por Hausmann *et al.* (2014) pode ser considerado como um preditor do desempenho futuro de economias abertas ao mercado externo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Foi visto que muitos estados brasileiros apresentam um nível de renda muito baixo e são altamente especializados em produtos de baixa tecnologia, devido à alta produtividade desses produtos. Por meio de dados agregados, constatou-se que o Brasil também se mostrou altamente especializado em produtos não industriais e de baixa intensidade tecnológica, principalmente no que tange às categorias 15 (madeiras e seus produtos; papel e celulose), 16 (alimentos, bebidas e tabaco) e 18 (primários e agropecuários, sem processo industrial em fase final). No entanto, alguns estados, como São Paulo, Santa Catarina e Pernambuco, apresentaram especialização no setor de alta tecnologia.

Por intermédio do diagrama de dispersão e para os anos de 1998 e 2014, verificou-se que os setores de maior intensidade tecnológica estão mais relacionados entre si, de modo que o aumento da especialização de um setor acaba por influenciar o outro, o que não ocorre com o setor não industrial e de baixa tecnologia, indicando que esses últimos apresentaram pouco encadeamento no período analisado. O diagrama de dispersão também mostrou que os setores de alta, média-alta tecnologia e de produtos não industriais apresentaram correlação positiva com o nível de renda nos anos de 1998 e 2014.

Foi observado que o índice EXPY, criado por Hausmann, Hwang e Rodrik (2007), apresentou, em 1998 e 2014, relação positiva com o nível de renda, tanto em alta e média-alta tecnologia quanto em produtos não industriais. No entanto, deve-se ter cautela ao analisar esse índice como um preditor do crescimento econômico para uma amostra que não leva em conta economias desenvolvidas, tal como foi o caso do presente trabalho. Por mais que o índice seja ponderado pela renda, tendo como pano de fundo que economias de alta renda são mais sofisticadas, essa relação pode ser revertida ao se analisarem economias periféricas, como é caso do Brasil, pois, em um contexto onde não existem muitas economias diversificadas e especializadas em alta tecnologia, os maiores níveis de renda se concentram em economias que são potenciais exportadoras de produtos primários e minerais.

O modelo de dados em painel espacial mostrou que, para as UFs brasileiras, existe uma correlação positiva entre a especialização em exportações de alta tecnologia e a complexidade econômica. O modelo também mostrou que existe dependência espacial entre os entes federativos, de modo que a alta complexidade econômica em um estado tende a influenciar na complexidade econômica de seus vizinhos.

Assim, conclui-se que medidas de especialização devem ser analisadas com cautela, pois a maior especialização em alguns setores, principalmente os que estão relacionados às riquezas naturais de uma economia, tende a ser positiva em termos de crescimento econômico atual, mas não serve como parâmetro preditor do crescimento e do desenvolvimento econômico futuro. Isso porque a estratégia

de crescimento com especialização prematura tende a ser vulnerável, pois depende das flutuações de poucos mercados consumidores e tende a garantir apenas um nível médio de renda, ao invés de possibilitar um processo de emparelhamento com relação a economias desenvolvidas, sendo o Brasil o principal exemplo de um país que está preso na armadilha da renda média desde a década de 1990.[8]

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; JOHNSON, S.; ROBINSON, J. A. The colonial origins of comparative development: an empirical investigation. **American Economic Review**, v. 91, n. 5, p. 1369-1401, Dec. 2001.

ALMEIDA, E. (Org.). **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

ANSELIN, L.; FLORAX, R.; REY, S. J. (Ed.). **Advances in spatial econometrics**: methodology, tools and applications. New York: Springer Science & Business Media, 2013.

ANSELIN, L.; REY, S. J. (Org.). **Modern spatial econometrics in practice**: a guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL. Chicago: GeoDa Press LLC, 2014.

ARAÚJO, R. A.; LIMA, G. T. A structural economic dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. **Cambridge Journal of Economics,** Cambridge, v. 31, n. 5, p. 755-774, Feb. 2007.

BALASSA, B. Trade liberalisation and "revealed" comparative advantage. **The Manchester School**, v. 33, n. 2, p. 99-123, May 1965.

_____. Exports and economic growth: further evidence. **Journal of Development Economics**, Washington, v. 5, n. 2, p. 181-189, June 1978.

BELOTTI, F; HUGHES, G; MORTARI, A. P. Spatial panel-data models using Stata. **The Stata Journal**, v. 17, n. 1, p. 139-180, 2017.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Estratégia nacional e desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 2, p. 203-230, abr.-jun. 2006.

CALDARELLI, G. *et al*. A network analysis of countries' export flows: firm grounds for the building blocks of the economy. **PLoS One**, v. 7, n. 10, e47278, Oct. 2012.

CHANG, H-J. (Org.). **Kicking away the ladder**: development strategy in historical perspective. London: Anthem Press, 2002. 187 p.

CRISTELLI, M.; TACCHELLA, A.; PIETRONERO, L. The heterogeneous dynamics of economic complexity. **PLoS One**, v. 10, n. 2, e0117174, Feb. 2015.

8. Ver os trabalhos de Kharas e Kohli (2011) e Glawe e Wagner (2016).

DIAMOND, P. A. National debt in a neoclassical growth model. **The American Economic Review**, v. 55, n. 5, p. 1126-1150, 1965.

FEDER, G. On exports and economic growth. **Journal of Development Economics**, v. 12, n. 1-2, p. 59-73, Feb.-Abr.1983.

FELIPE, J. *et al*. Product complexity and economic development. **Structural Change and Economic Dynamics**, v. 23, n. 1, p. 36-68, Mar. 2012.

GALA, P. (Org.). **Complexidade econômica**: uma nova perspectiva para entender a antiga questão da riqueza das nações. Rio de Janeiro: Contraponto, 2017. 199 p.

GALA, P. *et al*. **Sophisticated jobs matter for economic development**: an empirical analysis based on input-output matrices and economic complexity. São Paulo: FGV, Jan. 2017. (Working Paper, n. 439).

GLAWE, L.; WAGNER, H. The middle-income trap: definitions, theories and countries concerned – a literature survey. **Comparative Economic Studies**, v. 58, n. 4, p. 507-538, Nov. 2016.

HARTMANN, D. *et al*. Linking economic complexity, institutions, and income inequality. **World Development**, v. 93, p. 75-93, May 2017.

HAUSMANN, R. *et al*. (Org.). **The atlas of economic complexity**: mapping paths to prosperity. Cambridge, MA: MIT Press, 2014.

HAUSMANN, R.; HIDALGO, C. A. **Country diversification, product ubiquity, and economic divergence**. Cambridge, MA: Harvard Library, Oct. 2010. (CID Working Papers, n. 201).

_____. The network structure of economic output. **Journal of Economic Growth**, v. 16, n. 4, p. 309-342, Dec. 2011.

HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 1, p. 1-25, Mar. 2007.

HIDALGO, C. **Why information grows**: the evolution of order, from atoms to economies. Basic Books, 2015.

HIDALGO, C. A.; HAUSMANN, R. The building blocks of economic complexity. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 106, n. 26, p. 10570-10575, June 2009.

HIRSCHMAN, A. O. (Org.). **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958. 217 p.

IMBS, J.; WACZIARG, R. Stages of diversification. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 63-86, Mar. 2003.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Base de dados macroeconômicos, financeiros e regionais do Brasil**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>.

JARREAU, J.; PONCET, S. **Export sophistication and economic performance:** evidence from Chinese provinces. CEPII, 2009.

KALDOR, N. A model of economic growth. **Economic Journal**, v. 67, n. 268, p. 591-624, Dec. 1957.

_____. Causes of the low rate of growth of the United Kingdom. *In*: KALDOR, N. (Org.). **Further essays in economic growth**. London: Duckworth, 1978.

KHARAS, H.; KOHLI, H. What is the middle-income trap, why do countries fall into it, and how can it be avoided? **Global Journal of Emerging Market Economies**, v. 3, n. 3, p. 281-289, Nov. 2011.

KRUEGER, A. O. Why trade liberalisation is good for growth. **The Economic Journal**, v. 108, n. 450, p. 1513-1522, Sept. 1998.

KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

KUME, H; PIANI, G; MIRANDA, P. **O grau de sofisticação relativa das exportações brasileiras**: 1996-2007. Brasília: Ipea, nov. 2012. (Texto para Discussão, n. 1792).

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, Mar. 1955.

LUCAS JUNIOR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, July 1988.

MINONDO, A. Exports' quality-adjusted productivity and economic growth. **The Journal of International Trade & Economic Development**, v. 19, n. 2, p. 257-287, 2010.

NORTH, D. C. (Org.). **Structure and change in economic history**. New York: W. W. Norton, 1981.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 2, p. 219-232, abr.-jun.2010.

RICARDO, D. (Org.). **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Nova Cultura, 1996.

RODRIK, D. Políticas de diversificação econômica. **Revista CEPAL**: número especial em português. [s. l.]: CEPAL, maio 2010. p. 27-46.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, Oct. 1986.

ROSENSTEIN-RODAN, P. N. Notes on the theory of the Big Push. *In*: ELLIS, H. S.; WALLICH, H. C. (Ed.). **Economic development in Latin America**. New York: Palgrave Macmillan, 1961.

RUBIN, L; WAQUIL, P. Estrutura exportadora do agronegócio e impactos socioeconômicos para os países do Cone Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 1, p. 137-160, jan.-mar. 2013.

SABATER, L. A; TUR, A. A; AZORÍN, J. M. N. Industrial location, spatial discrete choice models and the need to account for neighbourhood effects. **The Annals of Regional Science**, v. 47, n. 2, p. 393-418, Oct. 2011.

SACHS, J. D. **Institutions don't rule**: direct effects of geography on per capita income. Cambridge, MA: NBER, Feb. 2003. (Working Paper, n. 9490).

SILVA, A. D. B; HIDALGO, A. B. Sofisticação da produção: determinantes e impactos sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2016, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais**... Florianópolis: Anpec, 2016.

SILVA, O. M. da.; BATISTA, J. S. Uma avaliação da similaridade e da sofisticação das exportações dos países do Cone Sul. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 33, n. 64, p. 243-264, set. 2015.

SHAFAEDDIN, S. M. **Trade liberalization and economic reform in developing countries**: structural change or de-industrialization? Geneva: UNCTAD, Apr. 2005. (Discussion Papers, n. 179).

SMITH, A. (Org.). **Riqueza das nações**: investigação sobre sua natureza e causa. São Paulo: Nova Cultura, 1996.

STIGLITZ, J. E. Formal and informal institutions. *In*: DASGUPTA, P.; SERAGELDIN, I. (Ed.). **Social capital**: A multifaceted perspective. Washington: World Bank Publications, 2000. p. 59-68.

THIRLWALL, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences. **Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review**, v. 32, n. 128, p. 45-53, 1979.

_____. A plain man's guide to Kaldor's growth laws. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 5, n. 3, p. 345-358, 1983.

_____. (Org.). **A natureza do crescimento econômico**: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações. Brasília: Ipea, 2005.

THIRLWALL, A. P.; MCCOMBIE, J. **Economic growth and the balance-of-payments constraint**. London: Macmillan Press LTD, 1994.

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Síntese dos trabalhos que utilizaram a metodologia de Hausmann, Hwang e Rodrik (2007)

Território e modo de análise	Período	Autores	Principais resultados
China	1997 a 2007	Jarreau e Poncet (2009)[1]	A China apresentou um índice EXPY muito alto se comparado ao seu nível global de desenvolvimento.
113 países (desenvolvidos e subdesenvolvidos)	1999 a 2001	Minondo (2010)	O crescimento econômico pode se dar de forma mais rápida e sustentada, por meio da especialização em produtos de maior qualidade.
Compara o Brasil com alguns países emergentes (China, Coreia do Sul, México, Rússia e Índia)	1996 a 2007	Kume, Piani e Miranda (2012)	O nível de especialização das exportações do Brasil aumentou no período 1996-2000 e manteve-se constante nos anos posteriores.
Países do Cone Sul (Argentina, Brasil, Chile, Paraguai e Uruguai)	1992 a 2009	Rubin e Waquil (2013)	Quanto mais especializada a pauta de exportação dos produtos do agronegócio nos países do Cone Sul, maiores serão os efeitos de crescimento do nível de renda para esses países.
Países do Cone Sul	2000 a 2011	Silva e Batista (2015)	O Brasil, a Argentina e o Uruguai tiveram índice EXPY maior que o de outros países do Cone Sul, porém o índice dos países do Cone Sul ficou abaixo da média mundial.
Brasil, mediante análise por níveis de intensidade tecnológica	2000 a 2013	Baraúna e Hidalgo (2016)	O índice EXPY das exportações brasileiras se deteriorou ao longo dos anos, principalmente no que tange aos produtos de alta intensidade tecnológica.

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Disponível em: <https://bit.ly/3HDdyug>.

QUADRO A.2
Intensidades tecnológicas e suas respectivas categorias de produtos

Intensidade tecnológica	Categorias	Classificação das categorias
Alta	Aeronaves, aparelhos espaciais e suas partes.	1
	Produtos farmacêuticos.	2
	Máquinas; aparelhos, materiais elétricos e suas partes; aparelhos de gravação ou de reprodução de som; aparelhos de gravação ou de reprodução de imagens e de som em televisão e suas partes e acessórios.	3
	Instrumentos e aparelhos de óptica, fotografia ou cinematografia; medida ou controle de precisão; instrumentos e aparelhos de relojoaria e suas partes.	4
Média-alta	Veículos automóveis; tratores, ciclos; outros veículos terrestres e suas partes e acessórios.	5
	Produtos químicos, exceto os farmacêuticos.	6
	Veículos e materiais para vias férreas ou semelhantes e suas partes; aparelhos mecânicos (incluídos os eletromecânicos) de sinalização para vias de comunicação.	7
	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos e suas partes; armas e munições, incluindo suas partes e acessórios.	8
Média-baixa	Embarcações e estruturas flutuantes.	9
	Plásticos e suas obras; borracha e suas obras.	10
	Combustíveis minerais, óleos minerais e produtos da sua destilação; matérias betuminosas; ceras minerais.	11
	Outros produtos minerais não metálicos.	12
	Produtos metálicos.	13
Baixa	Produtos manufaturados e bens reciclados.	14
	Madeiras e seus produtos; papel e celulose.	15
	Alimentos, bebidas e tabaco.	16
	Têxteis, couro e calçados.	17
Não industriais	Primários (agropecuários sem processo industrial em fase final).	18
	Objetos de arte, de coleção e antiguidades; transações especiais.	19
	Transações especiais.	20

Elaboração dos autores.

TABELA A.1

Medida de complexidade econômica das Unidades da Federação (UFs) com base na iteração $k_{e,6}$ (1998-2014)

UF	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Acre	1.733	1.666	1.697	1.625	1.569	1.629	1.570	1.620	1.738	1.738	1.688	1.698	1.621	1.635	1.638	1.723	1.657
Alagoas	1.754	1.746	1.741	1.702	1.682	1.704	1.641	1.669	1.729	1.729	1.730	1.694	1.700	1.735	1.705	1.759	1.685
Amazonas	1.788	1.787	1.836	1.778	1.771	1.764	1.756	1.734	1.809	1.809	1.781	1.744	1.763	1.761	1.751	1.798	1.720
Amapá	1.706	1.678	1.642	1.624	1.567	1.633	1.541	1.620	1.691	1.691	1.708	1.668	1.605	1.609	1.648	1.725	1.643
Bahia	1.785	1.770	1.776	1.742	1.694	1.713	1.670	1.681	1.751	1.751	1.761	1.724	1.724	1.711	1.712	1.782	1.693
Ceará	1.719	1.720	1.710	1.696	1.682	1.713	1.670	1.681	1.751	1.751	1.761	1.698	1.699	1.689	1.715	1.783	1.708
Distrito Federal	1.798	1.726	1.841	1.737	1.719	1.698	1.576	1.732	1.784	1.784	1.771	1.685	1.757	1.745	1.689	1.759	1.680
Espírito Santo	1.734	1.722	1.694	1.677	1.642	1.645	1.561	1.614	1.676	1.676	1.703	1.691	1.626	1.631	1.664	1.749	1.660
Goiás	1.748	1.717	1.696	1.692	1.644	1.672	1.624	1.643	1.679	1.679	1.709	1.661	1.672	1.682	1.678	1.741	1.659
Maranhão	1.773	1.766	1.744	1.736	1.690	1.647	1.587	1.634	1.690	1.690	1.730	1.697	1.667	1.685	1.703	1.755	1.658
Minas Gerais	1.751	1.767	1.709	1.701	1.629	1.649	1.591	1.625	1.712	1.712	1.757	1.722	1.646	1.648	1.745	1.800	1.690
Mato Grosso do Sul	1.750	1.724	1.636	1.733	1.599	1.699	1.576	1.610	1.690	1.690	1.681	1.633	1.638	1.635	1.661	1.710	1.625
Mato Grosso	1.708	1.685	1.677	1.680	1.630	1.649	1.610	1.637	1.714	1.714	1.707	1.664	1.672	1.682	1.678	1.734	1.655
Pará	1.744	1.727	1.702	1.689	1.639	1.646	1.582	1.629	1.690	1.690	1.722	1.695	1.669	1.680	1.698	1.768	1.673
Paraíba	1.790	1.744	1.674	1.642	1.601	1.626	1.592	1.629	1.691	1.691	1.709	1.646	1.677	1.702	1.694	1.745	1.670
Pernambuco	1.783	1.758	1.755	1.726	1.678	1.705	1.689	1.686	1.778	1.778	1.756	1.746	1.775	1.795	1.748	1.823	1.732
Piauí	1.728	1.707	1.698	1.688	1.642	1.659	1.618	1.646	1.699	1.699	1.706	1.658	1.670	1.685	1.678	1.730	1.655
Paraná	1.710	1.675	1.718	1.711	1.672	1.697	1.656	1.672	1.740	1.740	1.740	1.712	1.722	1.730	1.692	1.759	1.687

(Continua)

(Continuação)

UF	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Rio de Janeiro	1.809	1.802	1.826	1.786	1.771	1.766	1.805	1.758	1.853	1.853	1.832	1.807	1.806	1.772	1.718	1.837	1.746
Rio Grande do Norte	1.722	1.682	1.674	1.663	1.641	1.664	1.637	1.654	1.738	1.738	1.727	1.672	1.693	1.689	1.711	1.772	1.682
Roraima	1.699	1.656	1.651	1.623	1.569	1.634	1.565	1.611	1.694	1.694	1.695	1.654	1.643	1.648	1.652	1.699	1.625
Rondônia	1.758	1.726	1.698	1.697	1.585	1.649	1.590	1.620	1.691	1.691	1.722	1.728	1.681	1.680	1.672	1.737	1.662
Rio Grande do Sul	1.761	1.735	1.748	1.706	1.687	1.694	1.661	1.682	1.744	1.744	1.765	1.718	1.737	1.751	1.733	1.785	1.703
Santa Catarina	1.773	1.726	1.708	1.665	1.651	1.706	1.655	1.689	1.754	1.754	1.750	1.714	1.726	1.738	1.728	1.770	1.702
Sergipe	1.742	1.738	1.727	1.698	1.656	1.670	1.605	1.661	1.691	1.691	1.708	1.663	1.677	1.702	1.712	1.779	1.670
São Paulo	1.844	1.829	1.863	1.796	1.792	1.785	1.789	1.762	1.815	1.815	1.824	1.803	1.817	1.834	1.797	1.842	1.772
Tocantins	1.721	1.693	1.686	1.668	1.599	1.636	1.576	1.610	1.690	1.690	1.681	1.633	1.655	1.649	1.646	1.701	1.624

Elaboração dos autores.

REFERÊNCIAS

BARAÚNA, A. D.; HIDALGO, A. B. Evolução do grau de sofisticação das exportações brasileiras (2000-2013). **Revista Brasileira de Inovação**, v. 15, n. 2, p. 305-334, 2016.

HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 1, p. 1-25, Mar. 2007.

KUME, H; PIANI, G; MIRANDA, P. **O grau de sofisticação relativa das exportações brasileiras**: 1996-2007. Brasília: Ipea, nov. 2012. (Texto para Discussão, n. 1792).

MINONDO, A. Exports' quality-adjusted productivity and economic growth. **The Journal of International Trade & Economic Development**, v. 19, n. 2, p. 257-287, 2010.

RUBIN, L; WAQUIL, P. Estrutura exportadora do agronegócio e impactos socioeconômicos para os países do Cone Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 1, p. 137-160, jan.-mar. 2013.

SILVA, O. M. DA.; BATISTA, J. S. Uma avaliação da similaridade e da sofisticação das exportações dos países do Cone sul. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 33, n. 64, p. 243-264, set. 2015.

Originais submetidos em: abr. 2018.

Última versão recebida em: jul. 2020.

Aprovada em: jul. 2020

O CICLO DAS *COMMODITIES* E O CRESCIMENTO REGIONAL DESIGUAL NO BRASIL ENTRE 2005 E 2014: UMA APLICAÇÃO DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL[1]

Celso Bissoli Sessa[2]
Thiago Cavalcante Simonato[3]
Edson Paulo Domingues[4]

Os princípios do desenvolvimento desigual são importantes para a compreensão da realidade regional brasileira, que apresenta contornos peculiares pela dependência em relação à exportação de *commodities*. Dada a rigidez locacional e a volatilidade dos preços característica desse mercado, a distribuição espacial dos impactos dessas atividades assume importância na persistência das desigualdades regionais. Este trabalho avança com o uso do modelo *Integrated multi-regional applied general equilibrium model – Brazil* (IMAGEM-B), configurado para captar os impactos dos choques nas *commodities*. A análise permite concluir que a economia brasileira apresenta respostas significativas ao efeito-preço das exportações de *commodities* (investimento, emprego regional, renda e consumo), ao efeito-*quantum* nas exportações para outras regiões exportadoras de *commodities* (exportação e importação domésticas) e ao resultado agregado do produto interno bruto (PIB). Ainda que as regiões brasileiras apresentem o mesmo comportamento da economia nacional, em seu conjunto, isso ocorre com regiões registrando taxas distintas, resultando em concentração econômica no Sudeste e num tímido processo de desconcentração em outras poucas regiões. Para as regiões muito dependentes das *commodities*, o principal efeito da volatilidade dos preços é a redução das taxas de investimento e do crescimento em longo prazo.

Palavras-chave: *commodities*; desigualdades regionais; equilíbrio geral computável.

THE CYCLE OF COMMODITIES AND UNEVEN REGIONAL GROWTH IN BRAZIL BETWEEN 2005 AND 2014: A COMPUTABLE GENERAL EQUILIBRIUM APPROACH

The principles of uneven development are important for understanding the Brazilian regional reality, which has peculiar contours by dependence on commodity exports. Given the locational rigidity and the volatility of prices characteristic of this market, the spatial distribution of the impacts of these activities assumes importance in the persistence of regional inequalities. This work advances with the use of the IMAGEM-B (Integrated Multi-Regional Applied General Equilibrium Model – Brazil) model, configured to capture shocks impacts on commodities. The analysis allows us to conclude that the Brazilian economy presents significant responses to the price effect of commodity exports (investment, regional employment, income and consumption), the quantum effect on exports to other commodity exporting regions (domestic exports and imports) and the aggregate result of GDP. Even though the Brazilian regions show the same behavior as the national economy, as a

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art4

2. Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). *E-mail*: <celso.sessa@ufes.br>.

3. Doutorando em economia no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (Cedeplar) da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). *E-mail*: <thiagocavalcantesimonato@hotmail.com>.

4. Professor titular do Cedeplar/UFMG. *E-mail*: <domingues.edson@gmail.com>.

whole, this occurs with regions registering different rates, resulting in economic concentration in the Southeast and a timid process of deconcentration in a few other regions. For regions that are highly dependent on commodities, the main effect of price volatility is the reduction of investment rates and long-term growth.

Keywords: commodities; regional inequalities; computable general equilibrium.

JEL: R11; R13; C68.

1 INTRODUÇÃO

As disparidades regionais têm sido objeto de estudo em vários países, especialmente nos subdesenvolvidos, nos quais os diferenciais de renda e crescimento são mais acentuados (Wiltgen, 1991). Nas últimas décadas, vários estudos trouxeram grandes contribuições para o debate em torno do desenvolvimento regional, e uma das principais constatações foi a de que o processo de crescimento econômico acontece de forma desigual entre as regiões. O crescimento manifesta-se em polos, com intensidades e efeitos diferentes no conjunto da economia (Perroux, 1977).

Em direção similar à de Perroux, Myrdal (1957) apresentou as razões pelas quais as economias regionais tenderiam a divergir ao longo do tempo. Com base no princípio da causalidade cumulativa, a argumentação era a de que as forças de mercado tenderiam a aumentar as desigualdades regionais, pois as atividades que apresentassem as maiores remunerações se concentrariam em determinadas regiões e, em função de crescentes economias internas e externas, esse processo se tornaria cumulativo. Ou seja, as desigualdades seriam reforçadas pelas forças de mercado e as regiões seguiriam caminhos divergentes, embora Myrdal reconhecesse a existência de efeitos de espraiamento desse processo (Diniz, 2001). A ideia de polarização de Myrdal é de uma permanente concentração, pois os efeitos propulsores (ou de espraiamento) provocados nas demais regiões não seriam capazes de reverter esse processo de concentração, a não ser em algumas poucas regiões (Wiltgen, 1991).

Hirschman (1961) também analisou o processo de polarização e constatou que as regiões mais desenvolvidas atraíam capital e trabalho qualificado das regiões mais atrasadas, reforçando a desigualdade entre elas. Assim como Myrdal, ele também reconhecia a existência de alguns efeitos positivos das regiões desenvolvidas sobre as regiões atrasadas (Diniz, 2001). No entanto, opostamente a Myrdal, que interpretava a desigualdade como um problema, Hirschman considerava as disparidades como necessárias ao processo de crescimento, que seria alcançado por meio de uma série de desequilíbrios que estimulariam as regiões periféricas a potencializarem seus recursos escassos (Monasterio e Cavalcanti, 2011).

North (1977) discutiu ideias relacionadas à desigualdade regional a partir do conceito de base de exportação, analisando principalmente a conexão entre o crescimento de uma região e o sucesso de suas exportações. A base de exportação de

uma região dependeria essencialmente dos movimentos de mudança na demanda por seus produtos exportáveis, de modo que, embora North acreditasse em uma convergência regional no longo prazo, as oscilações desses fatores dariam origem a uma tendência de desenvolvimento desigual, em função de retornos crescentes de escala ou de economias de especialização regional.

A dimensão continental e as descontinuidades temporais da formação econômica do Brasil o tornam um interessante objeto de estudo. Ao longo de mais de quinhentos anos, o país assumiu uma "fisionomia territorial" (Brandão, 2004) marcada por desequilíbrios e assimetrias.

As políticas de desenvolvimento regional postas em prática, que buscaram reverter a tendência histórica de concentração das atividades econômicas no Sudeste, definiram tendências produtivas em algumas regiões periféricas, ao dotá-las de grandes plantas industriais produtoras de *commodities*. A crise econômica dos anos 1980 e os limites financeiros impostos ao Estado interromperam as políticas nacionais de desenvolvimento. A década seguinte, marcada pela abertura comercial e pela inserção do país nos fluxos internacionais de capitais, reduziu ainda mais o poder de ação do Estado, e assistiu-se à maior vinculação de algumas regiões diretamente ao mercado internacional, em um movimento de "inserção competitiva".

As preocupações em torno dos riscos de fragmentação da economia nacional foram renovadas ao longo dos anos 2000, com a elevação dos preços internacionais das *commodities*. Além de virem à tona debates sobre desindustrialização e especialização regressiva, os efeitos sobre as regiões produtoras reacenderam as discussões sobre os limites impostos pelas *commodities* ao desenvolvimento econômico.

As heterogeneidades estruturais (produtivas e regionais) que definem o Brasil suscitam questionamentos prementes sobre os desdobramentos que a "inserção competitiva" no mercado internacional geram sobre a configuração econômica dessas regiões. A tônica da discussão envolve, portanto, a debilidade desse padrão de crescimento econômico. A "inserção competitiva" baseada em *commodities* é um elemento importante para a compreensão da dinâmica regional do Brasil, mas, por certo, não é o único capaz de explicá-la.

Os efeitos econômicos da exportação de *commodities* na economia brasileira envolvem importantes aspectos micro e macroeconômicos. Ao se considerar a heterogeneidade espacial do desenvolvimento brasileiro, a expansão e a retração da exportação de *commodities* alteram a estrutura geral de preços relativos da economia, impondo modificações ao cenário regional. Esse padrão de inserção internacional tende a estimular setores distintos, com estruturas e multiplicadores próprios.

Sob uma perspectiva estritamente econômica, uma análise rigorosa deste tema requer a utilização de uma metodologia que considere de maneira sistemática as relações inter-regionais e intersetoriais. Considerando as relações entre os setores

e as diferentes regiões, este trabalho pretende avançar, a partir de um modelo de equilíbrio geral computável (EGC), no entendimento sobre os impactos que o aumento e a diminuição da demanda externa por *commodities* tiveram sobre o desempenho econômico brasileiro e, também, sobre os efeitos alocativos inter-regionais como resultados de forças de mercado, permitindo identificar os principais canais capazes de estimular o crescimento econômico e seu impacto na concentração regional. O que se pretende discutir, portanto, é se o recente ciclo de preços das *commodities* reforçou ou atenuou os padrões de crescimento regional desigual no Brasil.

Este artigo contribui ao discutir a questão acima em âmbito regional a partir de um modelo formal, que traz vários ganhos diante da literatura sobre o tema, que geralmente faz análises exclusivamente qualitativas ou de equilíbrio parcial.

Para uma adequada apresentação, o artigo está organizado em quatro seções, além desta introdução e das conclusões. Na seção 2, será apresentada uma breve revisão histórica da trajetória econômica do Brasil, como forma de subsidiar a compreensão sobre as raízes do movimento de "inserção competitiva" baseada em *commodities*. Essa visão retrospectiva permitirá confrontar o cenário de mudanças recentes na economia com a persistência das desigualdades regionais, contextualizando melhor os resultados obtidos. A seção 3 abordará os principais fatores responsáveis pelo recente *boom* das *commodities*, assim como algumas discussões sobre suas implicações. A seção 4 será dedicada à apresentação da estrutura teórica e da base de dados do modelo de EGC *integrated multi-regional applied general equilibrium model – Brazil* (IMAGEM-B), que é um modelo de estática comparativa e inter-regional, elaborado para o tratamento das 27 Unidades da Federação (UFs). Na seção 5, serão apresentados os resultados obtidos nas simulações, buscando-se identificar quais os mecanismos de transmissão desses choques na estrutura de interação entre as regiões e a magnitude dos impactos econômicos envolvidos.

2 DESIGUALDADES REGIONAIS NO BRASIL

Os princípios do desenvolvimento desigual são importantes para a compreensão da realidade regional do Brasil, um país marcado historicamente por significativas diferenças econômicas em seu espaço geográfico. As atividades econômicas no país foram desenvolvidas conforme as necessidades de inserção de cada região no mercado internacional, dando origem a economias regionais voltadas para fora e com pouca integração nacional (Diniz, 2001).

O isolamento relativo das regiões evidenciou a quase inexistência do mercado interno no Brasil até a primeira metade do século XX, período no qual as diferentes trajetórias seguidas pelas regiões foram determinadas por vários ciclos de exportação. Como o Brasil desempenhava a função básica de fornecer matérias-primas ao exterior, os principais produtos a serem exportados sempre foram produtos primários.

As desigualdades regionais se intensificaram justamente pelas diferentes trajetórias seguidas por cada uma dessas regiões. Essa foi a origem e tem sido a marca da chamada questão regional até hoje no Brasil (Pereira, 1998).

Os aspectos mais significativos da evolução recente das desigualdades regionais no Brasil requerem a breve compreensão de três momentos distintos: o período de concentração econômica (até os anos 1970), a desconcentração (de 1975 a 1985) e seu esgotamento (pós-anos 1990).

As grandes transformações que ocorreram no Brasil desde a década de 1950, especialmente no que se refere aos processos de industrialização e de urbanização, romperam com o modelo de desenvolvimento anterior e evidenciaram uma trajetória marcada por uma dinâmica de natureza centrípeta, centralizando os recursos nos centros econômicos mais dinâmicos, notadamente os localizados no centro-sul do país (Carleial, 2011). Nessa fase de concentração, que foi basicamente de articulação comercial e que foi marcada pela formação do mercado interno nacional, a expansão industrial paulista, a partir dos efeitos de estímulo e desestímulo, teve impactos na configuração espacial do país, ao estabelecer uma divisão inter-regional do trabalho com as regiões periféricas (Guimarães Neto, 1997). Os efeitos de estímulo (*spread effects*) se fizeram sentir nas regiões que estabeleceram relações de complementaridade com São Paulo, suprindo a demanda antes satisfeita por importação. A essas regiões abriu-se a oportunidade de retomar o crescimento via exportações para o mercado interno. Ao mesmo tempo, considerando os diferentes níveis de produtividade e modernização das indústrias e das atividades agrícolas em São Paulo, efeitos de inibição ou bloqueio eram sentidos nas regiões periféricas. Nos casos mais extremos, observavam-se efeitos de destruição (efeitos regressivos, *backwash effects*), por meio da concorrência que as empresas paulistas exerciam sobre os similares periféricos (Cano, 1985).

O resultado foi que a variável dinâmica de crescimento da economia gradativamente deixou de ser o mercado externo e passou a ser o mercado interno (Cano, 1985). Como essa fase de articulação comercial significou a expansão do mercado interno, todas as regiões periféricas se beneficiaram, não sendo registrada estagnação econômica (Macedo, 2002). Foi justamente durante essa fase de integração comercial que os "laços de solidariedade" entre as regiões brasileiras foram estabelecidos (Pacheco, 1996).

Posteriormente, entre 1975 e 1985, houve um breve período de desconcentração (ou integração produtiva) que consolidou o surgimento de especializações regionais fora do Sudeste. A diminuição do peso da indústria de transformação na matriz industrial brasileira, resultado da inserção comercial do país como grande produtor de bens baseados em recursos naturais, ampliou a desconcentração produtiva regional, uma vez que novas áreas da fronteira agropecuária foram incorporadas,

especialmente nas regiões Norte e Centro-Oeste, e regiões periféricas com grandes reservas minerais foram acionadas (Macedo e Morais, 2011). Muitos projetos significativos (hidrelétricas, não ferrosos, químicos e petroquímicos) foram instalados nessas regiões, acelerando seu crescimento (Cano, 1997). Além disso, os investimentos em infraestrutura ampliaram as ligações entre as regiões e auxiliaram o processo de convergência regional. Mas Diniz e Crocco (1996) observam que esse processo de desconcentração também deu origem a uma expressiva aglomeração em várias cidades grandes e médias (inclusive capitais) das regiões Sudeste e Sul, o que foi denominado por Diniz (1993) de reaglomeração poligonal. Cabe observar que, apesar de a tendência no período ter sido descentralizadora, as explorações não foram, em geral, industrializantes, pois as novas áreas de exploração mineral tenderam à especialização para exportação, configurando-se em enclaves.

A fim de financiar a expansão industrial, com o II Plano Nacional de Desenvolvimento (II PND), o Brasil se aproveitou da elevada liquidez internacional dos anos 1970 para complementar a poupança interna. Com a elevação das taxas de juros norte-americanas em 1979 e a consequente redução dos financiamentos estrangeiros, a dívida externa disparou, e o balanço de pagamentos do Brasil ficou comprometido. Como as exportações eram a principal fonte de receitas do país para o pagamento da dívida, nos anos seguintes, optou-se pela realização de uma política econômica recessiva, por meio da qual se buscou a geração de superávits comerciais, via administração da taxa de câmbio e desvalorizações da moeda (Caiado, 2002). Esse ajuste exportador, embora não tenha garantido um padrão de crescimento sustentável para o país em termos de emprego e de renda, foi justamente o responsável por prolongar o acelerado dinamismo econômico das regiões periféricas que concentravam os setores exportadores, principalmente de *commodities*.

As estruturas industriais periféricas ainda permaneceram incompletas, com importantes segmentos da indústria de transformação ausentes ou pouco desenvolvidos. Por isso, independentemente de se realizar a ritmos mais elevados, o crescimento econômico provocado pelo governo não alterou o sistema de causação circular cumulativa (Lima e Simões, 2010), e a dinâmica das regiões periféricas continuou sendo condicionada pela expansão do Sudeste. Assim, o processo de desconcentração pode ser considerado seletivo, setorial e espacialmente, e insuficiente para reverter os altos graus de desigualdade e heterogeneidade existentes na economia brasileira.

O terceiro momento a ser destacado, que se iniciou a partir de 1985, foi marcado pelo agravamento da crise econômica do país e, ao mesmo tempo, pela crise financeira do Estado, o que provocou a deterioração dos principais instrumentos de política econômica, notadamente do investimento público em infraestrutura, do setor produtivo estatal e dos incentivos fiscais. Em razão disso, houve um

relativo equilíbrio na participação das economias regionais no produto, indicando o esgotamento do processo de desconcentração (Guimarães Neto, 1997). Na visão de Diniz (1995), o processo de abertura econômica favoreceu a reconcentração da produção industrial nas áreas mais industrializadas do país (Azzoni, 1997), em função das melhores condições de competição no mercado internacional, e, ao mesmo tempo, mas em menor escala, contribuiu para a desconcentração no sentido das regiões Centro-Oeste e Norte, a partir da expansão das exportações de grãos e de bens minerais. Na mesma direção, Pacheco (1999) constatou relativa continuidade do processo de desconcentração acompanhado pelo aumento da heterogeneidade interna das regiões brasileiras, com o surgimento de "ilhas de produtividade" em quase todas as regiões. De forma geral, as várias interpretações sobre esse período confirmam uma tendência de interrupção da desconcentração espacial do crescimento que estava em curso.

Nos anos 2000, a expansão da economia foi possível com a virada do comércio internacional em favor das *commodities*. Depois de quase três décadas de baixos preços, as *commodities* experimentaram um *boom* de preços sem precedentes, marcado pelo crescimento das principais economias (acima de 4% ao ano – a.a., em média), disponibilidade de financiamento externo e taxas de inflação relativamente baixas (Fishlow, 2012). Isso garantiu um bom desempenho econômico para o Brasil, mas especialmente para as periferias exportadoras. A relevância desse aumento de preços residiu no forte estímulo que as regiões produtoras tiveram para intensificar as exportações desses bens. A resposta aos altos preços internacionais pode ser vista a partir da participação das *commodities* na pauta de exportação brasileira, que saltou de 57,96%, em 2005, para 71,24% em 2014.

Ao promover o descolamento do desempenho das regiões periféricas exportadoras em relação à dinâmica interna, essa onda de investimentos induzida pelo ciclo de preços das *commodities* reforçou a ideia de que as políticas de desenvolvimento regional no país devem priorizar a promoção dos grandes eixos de exportação, conectando o local ao global, endossando a visão dos anos 1990 sobre políticas de desenvolvimento e, com isso, também reafirmando a opinião sobre a fragmentação da economia nacional.

A atual dinâmica regional brasileira, consolidada ao longo desses três períodos, apresenta contornos mais peculiares, pelo fato de haver uma significativa dependência da economia em relação à exportação de *commodities*; e a produção desses bens, por sua vez, está distribuída de forma desigual no território. Em função da rigidez locacional e da volatilidade dos preços característica do mercado de *commodities* (baixa elasticidade-preço da oferta), a distribuição espacial dos impactos dessas atividades assume grande importância no entendimento da persistência das desigualdades regionais.

3 O RECENTE *BOOM* DAS *COMMODITIES*

O comportamento da economia mundial tem grande influência sobre os mercados de *commodities*, que se caracterizam por apresentar significativa volatilidade de preços. A volatilidade está relacionada à baixa elasticidade-preço da oferta, ou seja, a capacidade de resposta das regiões produtoras desses bens diante de oscilações econômicas é relativamente lenta, dada a estrutura de oferta e a ausência de capacidade ociosa, fazendo com que, pelo menos no curto prazo, o ajuste ocorra via preços e não via quantidades (Carneiro, 2012).

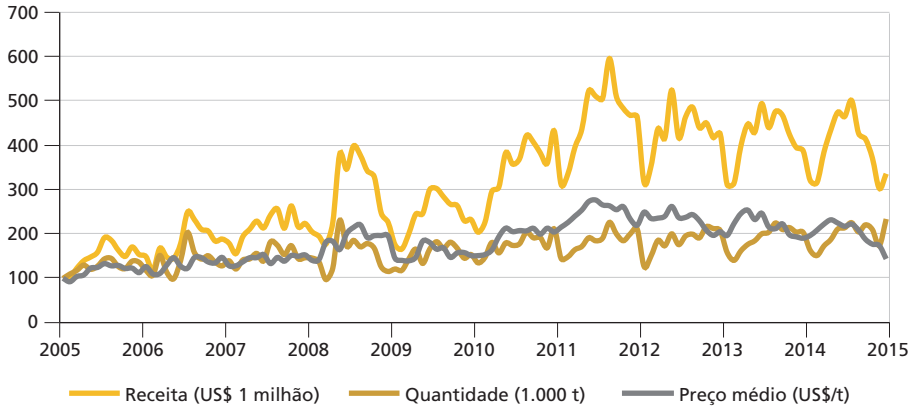
A importância da exportação de *commodities*[5] e os efeitos sobre a dinâmica regional podem ser mais bem compreendidos à luz do cenário internacional recente. Apesar da volatilidade inerente ao mercado de *commodities*, os preços internacionais[6] apresentaram uma evolução significativa desde 2005, tanto em termos absolutos (em dólar) quanto relativos (em comparação aos preços dos produtos manufaturados). Esse aumento dos preços relativos contrastou com a tendência que vinha prevalecendo, ao longo do século XX, de redução dos preços relativos, fenômeno que até então era explicado pela lei de Engel, a qual estabelece que, dada a baixa elasticidade-renda da demanda de produtos primários, os aumentos de renda seriam acompanhados por um consumo cada vez menor de produtos básicos (Carneiro, 2012).

Com a crise de 2008, os preços desses produtos foram reduzidos, mas houve rápida recuperação e, mesmo após a desaceleração econômica associada à crise da zona do euro e ao menor ritmo de crescimento da China, esses preços ainda permanecem em níveis significativamente maiores que os registrados até os anos 2000 (CEPAL, 2013). Apesar de a taxa de crescimento desses preços ter se desacelerado desde 2011, ainda não se observou claramente, na média, a dinâmica *boom-bust* e, portanto, a crise financeira de 2008 não representou o fim desse superciclo (Black, 2015).

5. A cesta de *commodities* segue a classificação da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (Secex/MDIC). Os 23 produtos são: açúcar em bruto; açúcar refinado; algodão; café em grão; carne bovina *in natura*; carne de frango *in natura*; carne suína *in natura*; celulose; couro; farelo de soja; fumo em folhas; milho; óleo de soja em bruto; soja em grão; suco de laranja; etanol; gasolina; óleos combustíveis; petróleo em bruto; alumínio; laminados planos; minério de ferro; semimanufaturados de ferro/aço.

6. Apesar de a escalada de preço das *commoditites* ter se iniciado por volta de 2002, a análise dos dados neste trabalho será feita a partir de 2005, em razão da base de dados utilizada no modelo de EGC.

GRÁFICO 1
Receita, quantidade e preço médio das exportações de *commodities* (2005-2015)



Fonte: Secex/MDIC. Disponível em: <https://bit.ly/39dCBJa>. Acesso em: 15 dez. 2015.
Elaboração dos autores.
Obs.: Índice base (2005 = 100).

Para esta discussão, é importante apresentar, de maneira não exaustiva, os principais fatores responsáveis por esse *boom* no preço das *commodities*. Apesar de as explicações envolverem aspectos de demanda e de oferta, a maioria das análises sobre a recente alta nos preços das *commodities* tem se limitado praticamente ao lado da demanda, relacionando essa alta de preços com o crescimento da China e de outros países em desenvolvimento, além do processo de financeirização. Para tornar a discussão mais abrangente, também serão considerados aspectos específicos de custo de produção e de oferta apontados pela literatura.[7]

Pelo lado da demanda, o primeiro fator explicativo para a alta do preço das *commodities* é o excepcional crescimento econômico da China e de outros países em desenvolvimento, que estão passando por um processo de industrialização pesada e de urbanização. Também fazem parte deste grupo países asiáticos, como a Índia e, mais recentemente, o Japão, que também tem elevado a demanda por *commodities*. Esse crescimento, liderado por setores intensivos em *commodities* metálicas e industriais (setores automotivo, metalúrgico e de construção civil) tem pressionado a demanda por esses bens, ao mesmo tempo em que o crescimento populacional tem estimulado a compra externa de alimentos e demais *commodities* agrícolas (Prates, 2007).[8]

7. Uma apresentação dos principais eventos relacionados ao superciclo de preços de *commodities*, nos anos 2000, pode ser visto em Black (2013) e Serrano (2013).

8. Prates (2007) observa que o ingresso da China na Organização Mundial do Comércio (OMC), em 2001, também contribui para explicar o aumento das importações de *commodities* agrícolas e metálicas, pois, para se tornar membro da OMC, a China se comprometeu a acelerar o processo de liberalização comercial, com a redução de barreiras tarifárias e não tarifárias sobre bens e serviços importados. Para uma apresentação mais detalhada, ver Lemoine (2002).

A elasticidade-renda da demanda mundial por *commodities* é baixa (geralmente menor que 1), em razão das mudanças técnicas e da tendência de redução da participação das *commodities* no produto interno bruto (PIB) à medida que a renda dos países aumenta (lei de Engel). O efeito da demanda chinesa tem sido relevante apenas em relação à demanda por metais (elasticidade-renda da demanda superior a 1). Apesar de a importação pela China de várias *commodities* ter crescido em níveis acelerados, na maioria dos casos, essas taxas aceleradas partem de patamares muito baixos. Em geral, o papel da China foi o de parcialmente compensar o declínio na demanda por *commodities* dos países ricos. Portanto, o efeito da demanda chinesa sobre a demanda mundial de *commodities*, à exceção dos metais, seria muito inferior ao que se tem atribuído (Serrano, 2013).

Apesar das discordâncias sobre o real peso das importações chinesas, diferentes interpretações têm sido dadas para a relação estabelecida entre a China e as regiões exportadoras de *commodities*.[9] Por um lado, a visão mais simplista sobre essa relação é a de que as regiões exportadoras fornecem *commodities* para uma China em expansão, estabelecendo uma relação de parceria com benefícios mútuos (*win-win*). Por outro lado, apesar dos benefícios em curto prazo, esta relação do tipo *win-win* seria apenas uma forma renovada de dependência em relação à exportação de *commodities*, que reforça padrões disfuncionais de desenvolvimento que muitas regiões buscam superar (Ferchen, 2011).

O segundo fator explicativo pelo lado da demanda é o processo de financeirização do mercado de *commodities*. O expansionismo monetário americano a partir de 2001, que culminou em uma taxa básica de juros oscilando em patamares próximos a 1% a.a., estimulou investimentos alternativos aos títulos do tesouro norte-americano, notadamente em derivativos relacionados a *commodities*, e reduziu o custo de carregamento dos estoques de *commodities* tanto para fins produtivos quanto para fins especulativos (Black, 2013). Além disso, com o estouro da bolha de ativos das empresas "pontocom", intensificou-se o investimento em *commodities* como diversificação de risco (dada a histórica correlação negativa entre *commodities* e ações). O resultado foi uma maior sincronia entre os índices de ações e os principais índices de *commodities*, evidenciando uma forte influência da especulação financeira nesses preços.[10] Outra evidência disso foi o fato de que os preços das *commodities* começaram a se recuperar antes mesmo da recuperação da economia mundial.

9. Ferchen (2011) detalha as relações comerciais entre a China e a América Latina na década de 2000.

10. Concordando com os efeitos da especulação financeira nos preços das *commodities* estão autores como Brown e Gibson (2006), Wray (2008), Masters (2008) e Baffes e Haniotis (2010). Em geral, esses autores observam a significativa presença de investidores institucionais, que movimentam quantias consideráveis de recursos em mercados futuros de *commodities* (que são muito menores que os mercados de ações), ressaltando a influência que possuem sobre o mercado e sobre os preços. Na direção contrária estão os autores que questionam a influência da especulação financeira na grande volatilidade dos preços das *commodities*. Östensson (2011) argumenta que não tem sido oferecida nenhuma explicação crível sobre esta relação, e Serrano (2013) observa que os efeitos da taxa de juros não aparecem como estatisticamente significativos na determinação dos preços das *commodities* nos principais estudos dessa visão.

Pelo lado da oferta, podem-se destacar aspectos relacionados ao custo de produção das *commodities*. Entre eles, Ferreira (2012) ressalta que o choque de custos, em razão da valorização do barril de petróleo, impactou as demais *commodities* (principalmente agrícolas) via elevação dos custos de transporte, de insumos (fertilizantes) e de custo de oportunidade (substituição de culturas nas áreas de plantio e desvio da produção para fabricação de biocombustíveis).[11] Além disso, os preços de alguns metais intensivos em energia (aço e alumínio, por exemplo) também foram afetados pelo aumento do preço do petróleo (Prates, 2007).

O aumento do petróleo, segundo Burkhard (2008), está relacionado com a desvalorização do dólar,[12] que resultou em menor receita para os países exportadores dessa *commodity*, estimulando-os, em alguns casos, a reduzir a oferta e elevar os preços para compensar a diminuição dos lucros. Ao mesmo tempo, os países cujas moedas se valorizaram em relação ao dólar aumentaram seu poder aquisitivo externo, o que lhes permitiu ampliar a demanda de produtos primários e, com isso, gerar uma pressão nos preços (CEPAL, 2014).

Ainda pelo lado da oferta, outro tipo de "efeito China", dessa vez em termos de custos, foi importante no aumento dos preços relativos das *commodities*. A combinação de baixo crescimento relativo dos salários monetários e de rápido crescimento na produtividade do trabalho deslocou a produção de manufaturas para regiões como grande oferta de mão de obra (China, por exemplo), exercendo um efeito de deflação no preço relativo das *commodities* (Carneiro, 2012).

De forma geral, os desequilíbrios entre oferta e demanda geram efeitos nos preços das *commodities* no curto prazo, sendo que a especulação financeira amplia esses movimentos. No longo prazo, os custos de produção tendem a ser mais relevantes na determinação dos patamares de preços (Black, 2013).

Em resumo, independentemente das controvérsias sobre a importância relativa de cada um desses fatores, reacenderam-se as discussões sobre os limites e os riscos envolvidos na excessiva dependência estrutural que algumas regiões possuem em relação à produção de *commodities*.

4 METODOLOGIA

Apesar da complexidade de se analisar essa questão, especialmente com relação à quantidade de variáveis envolvidas e suas inter-relações, a teoria econômica dispõe de instrumentos analíticos efetivos para isso, destacando-se, em especial, os modelos de EGC. Tais modelos, assim como todos os modelos que objetivam

11. Esse fator seria a principal causa do *boom* dos preços dos alimentos de 2007 a 2008 (FAO, 2009).

12. Há controvérsias sobre o impacto da trajetória do dólar sobre o preço das *commodities*. Por um lado, Burkhard (2008) afirma que a depreciação do dólar foi um dos principais determinantes do *boom* do preço do petróleo, e, por outro lado, Mayers (2010) considera que esse impacto não foi expressivo.

representar uma economia real complexa, são representações simplificadas do sistema econômico, mas que consideram os mecanismos mais importantes da economia, ultrapassando aquilo que pode ser alcançado pelo senso comum ou por modelos mais simples, como os de equilíbrio parcial (Domingues, 2002). As economias regionais, dadas suas especificidades, não podem ser consideradas versões em menor escala das economias nacionais, inclusive porque os efeitos de transbordamento do crescimento e de polarização são mais intensos nas relações inter-regionais devido às interações mais intensas que existem entre as regiões (Haddad, 2003). Embora sempre exista alguma incerteza em relação aos valores de parâmetros[13] desses modelos, sua utilização permite constatar as direções e as magnitudes relativas de alterações no cenário econômico, possibilitando identificar relações existentes entre setores e agentes econômicos que dificilmente seriam observadas a partir de outros métodos (Gurgel, 2012). De qualquer forma, sempre há problemas derivados do conflito entre a simplificação teórica e a realidade empírica.

Os modelos de EGC são elaborados a partir de bases de dados consistentes, coerentes com a teoria econômica, compreendendo a economia como um sistema inter-relacionado em que o equilíbrio de todas as variáveis é determinado simultaneamente, permitindo que qualquer perturbação no sistema possa ser dimensionada. Esse é o caso do aumento das exportações de *commodities*, que apresenta um alcance amplo em termos geográficos e econômicos, com efeitos significativos na alocação de recursos. Em função dessas características, pode-se dizer que um modelo de EGC é um instrumento adequado para a análise, de forma completa, do problema proposto.

4.1 Modelo IMAGEM-B

Este trabalho faz uso do modelo IMAGEM-B, que leva em consideração as características estruturais e inter-regionais do sistema econômico brasileiro de forma integrada e consistente, sendo especialmente configurado para captar os impactos dos choques nas *commodities* selecionadas.

Trata-se de um modelo multirregional estático do tipo Johansen,[14] com estrutura *bottom-up* para as 27 UFs, que segue a base teórica do modelo TERM (Horridge, Madden e Wittwer, 2005), e *top-down* para as 558 microrregiões brasileiras.[15]

13. Nesses modelos, os parâmetros são, em geral, calibrados, e não estimados a partir de técnicas estatísticas, como nos modelos econométricos. Assim, os valores desses parâmetros são calculados a partir de uma observação das variáveis exógenas em um determinado ano-base, servindo de referência para as simulações (Ferreira Filho, 2011).

14. Como discutido em Dixon *et al.* (1982), nos modelos estáticos a preocupação não é com a trajetória do investimento ao longo do tempo, e sim com a alocação dos investimentos em certas atividades e regiões. Os modelos que seguem a tradição de Johansen têm o seu método de solução dado de uma forma linear, e os resultados são apresentados por meio de taxas de crescimento (Guilhoto, 2011).

15. A decomposição *top-down* segue o modelo delineado em Leontief *et al*. (1965) e implementado em Dixon *et al.* (1982) no modelo Orani.

No nível estadual, as regiões são endógenas e o comportamento dos agentes é modelado. No nível nacional, os resultados são gerados por meio de agregações dos resultados estaduais e, no nível microrregional, os resultados são decomposições consistentes do resultado estadual, de forma a se manter coerência com a estrutura agregada em quatro setores do PIB municipal do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em cada estado.

Os dados utilizados na calibragem do módulo *top-down* microrregional são as participações de cada microrregião nos setores do modelo. Os dados utilizados são o PIB municipal/setorial do IBGE (quatro grandes setores), os dados setoriais/municipais de emprego da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e o mapeamento de estados, microrregiões e municípios do IBGE. Além disso, o modelo considera 27 UFs, 110 produtos/setores e quatro demandantes (famílias, investimento, exportação e governo). Na base de dados do modelo, os 23 produtos que terão choques (*commodities*) e os dois bens de margens (Comercio, TranspCarga) são mantidos, e os outros produtos/setores são agregados em resto da agropecuária, resto da indústria e serviços. O ano-base do banco de dados é 2005.

As principais características da estrutura teórica do modelo estão relacionadas com a tecnologia de produção setorial, a demanda das famílias, a demanda por investimentos e a demanda por exportações.

Em relação à tecnologia de produção setorial, cada setor pode produzir mais de um produto utilizando insumos domésticos e importados, opção que é tratada a partir da hipótese de separabilidade, para se reduzir a necessidade de parâmetros. Além disso, o fator terra é fixo, e a tecnologia de produção apresenta retornos constantes de escala.[16] O tratamento da demanda das famílias, que consomem bens domésticos e importados em cada região em proporções fixas, é baseado em um problema de maximização de utilidade, cuja solução segue etapas hierarquizadas. A demanda por investimentos ocorre a partir das escolhas dos insumos (domésticos e importados) utilizados no processo de criação de capital, por meio de um processo de minimização de custos sujeito a uma estrutura de tecnologia hierarquizada. Além disso, a concepção temporal de investimento empregada não tem correspondência com um calendário exato, pois a ideia é captar os efeitos de choques na alocação do investimento entre as regiões, ou seja, trata-se de uma análise de *steady-state* rumo a um novo equilíbrio. Por fim, a demanda por exportações, em um modelo no qual o setor externo é exógeno, parte da hipótese de curvas de demanda negativamente inclinadas

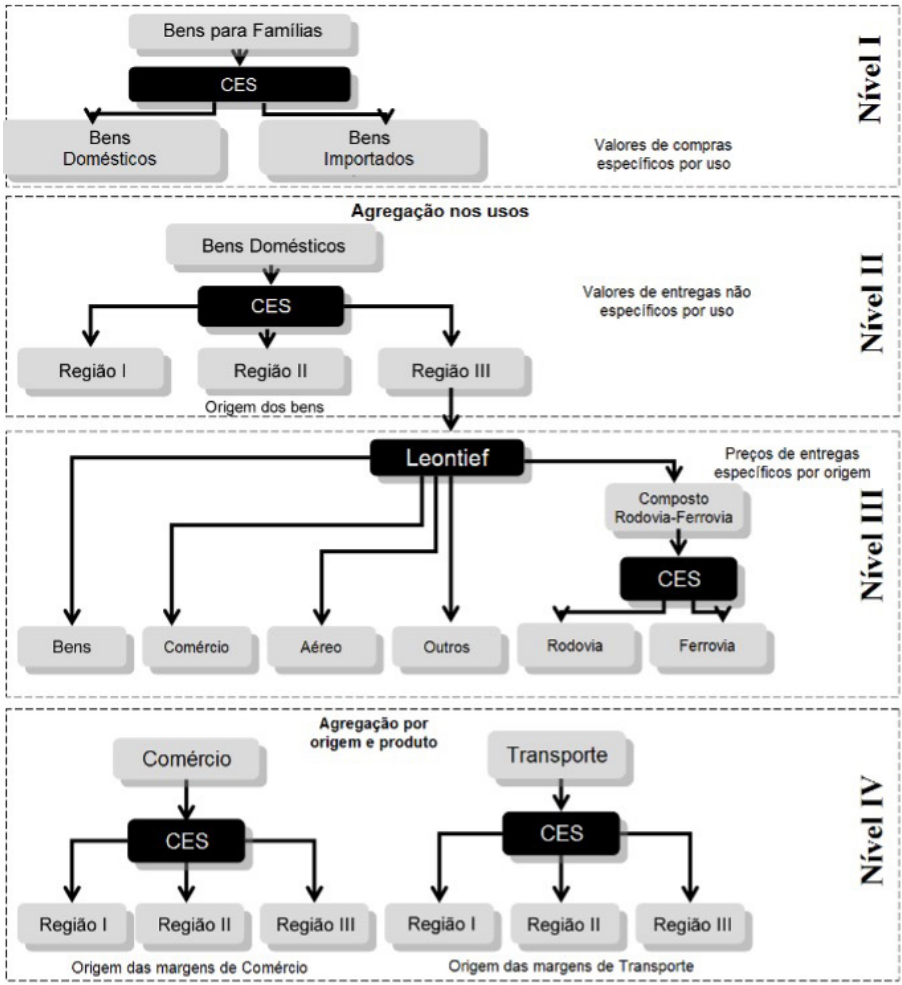
16. A utilização de retornos crescentes de escala em modelos EGC regionais não é uma hipótese usual, pois a introdução dessa hipótese pode causar problemas teóricos (existência ou multiplicidade de equilíbrios) e empíricos (ausência de estimativas econométricas). Em razão disso, pode-se considerar que os resultados obtidos nas simulações correspondam ao limite inferior dos impactos observados (Magalhães, 2009). Uma abordagem paramétrica de retornos crescentes de escala em modelos EGC pode ser vista em Haddad (2004) e Haddad e Hewings (2005).

nos próprios preços no mercado mundial. Assim, um vetor de elasticidades (diferenciado por produto, mas não por região de origem) representa a resposta da demanda externa a alterações no preço *free on board* (FOB) das exportações (Magalhães, 2009).

Dado o foco regional desta análise, o arranjo do sistema de composição da demanda tem destacada relevância. Essa estrutura é traçada, de maneira simplificada, na figura 1.

No nível I, as famílias escolhem entre bens domésticos e importados seguindo uma função do tipo *constant elasticity of substitution* (CES), que parte da hipótese de Armington na diferenciação dos produtos, em que bens de diferentes origens são tratados como substitutos imperfeitos (Perobelli, 2004). A elasticidade de substituição entre o composto doméstico e importado (σ_x) é específica por bem, mas comum por uso e região de uso. O nível II, por sua vez, especifica o sistema de origem do componente doméstico entre as regiões também a partir de uma função CES (σ_d), o que implica que regiões com diminuição do custo relativo de produção aumentam seu *market share* na região de destino do produto. O nível III indica a estrutura de valores básicos e margens de comércio e transporte dos bens entre as regiões. Considera-se que a parcela de cada componente no preço final é fixa e, sendo assim, segue uma função Leontief. No nível IV, são definidas as origens das margens de transporte entre as várias regiões do modelo. Essas margens são distribuídas de forma equitativa entre origem e destino, havendo algum grau de substituição nos fornecedores de margem, regulada pela elasticidade (σ_t). Para as margens de comércio, tem-se que a maior parte da margem é produzida na região de destino (uso), com uma elasticidade calibrada próxima de zero (Magalhães, 2009).

FIGURA 1
Mecanismo de composição da demanda no modelo IMAGEM-B



Fonte: Magalhães (2009).
Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

4.2 Simulação

A partir da estrutura do modelo IMAGEM-B, a simulação realizada utiliza as taxas de crescimento anual das *commodities* (preços e quantidades), conforme a tabela 1.

TABELA 1
Taxas de crescimento das *commodities* nos períodos 2005-2011 e 2011-2014, em preços e quantidades
(Em %)

Classificação		Quantidade		Preço	
		2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014
2	MilhoGrao	43,337	21,464	17,099	-9,903
5	SojaGrao	4,070	8,487	13,023	0,722
8	FumoFolha	-2,379	-3,612	12,274	-0,717
9	AlgodaoHerba	11,674	-0,321	10,524	-3,584
11	CafeGrao	4,800	2,622	15,708	-9,162
19	PetroleoGas	13,903	-3,543	15,511	-3,293
20	MinerioFerro	6,702	1,009	25,371	-12,242
22	MinMetNaoFer	-2,354	-10,670	4,718	-3,746
24	AbatePrCarne	-4,564	10,618	14,733	-1,846
25	CarneSuino	-4,624	-1,028	7,246	4,045
26	CarneAves	4,407	0,547	8,705	-1,149
29	OleoSojaBrut	-5,949	-6,322	17,454	-8,584
38	PrUsinasAcuc	5,734	-1,125	18,209	-9,360
41	OutProdAlime	11,238	-0,990	7,869	-3,672
48	CouroArtefat	0,749	8,521	5,727	0,853
51	CelulosPapel	8,213	5,486	7,355	-3,849
55	GasolAutomot	-30,409	2,983	10,256	-0,012
57	OleoCombust	-0,500	-0,664	16,292	-1,714
60	Alcool[1]	9,553	-8,213	15,311	-4,034
74	SemiAcabAco	-0,132	-3,201	6,235	-5,879

Fonte: Secex/MDIC. Disponível em: <https://bit.ly/39dCBJa>. Acesso em: 15 dez. 2015.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Quantidade em milhões de litros e preço em US$/L.

Para o objetivo deste trabalho, foi utilizado um fechamento de curto prazo, que se diferencia principalmente por considerar o estoque de capital fixo, como descrito a seguir.

1) Mercado de fatores: oferta de capital e de terra fixa (nacionalmente, regionalmente e entre setores) para todos os setores.

2) Mercado de fatores: emprego regional endógeno (responde a variações no salário real regional) e emprego nacional fixo.

3) Salário real regional endógeno (salário nominal indexado ao Índice de Preços ao Consumidor – IPC).

4) O consumo real ajusta-se endogenamente e segue a renda disponível.

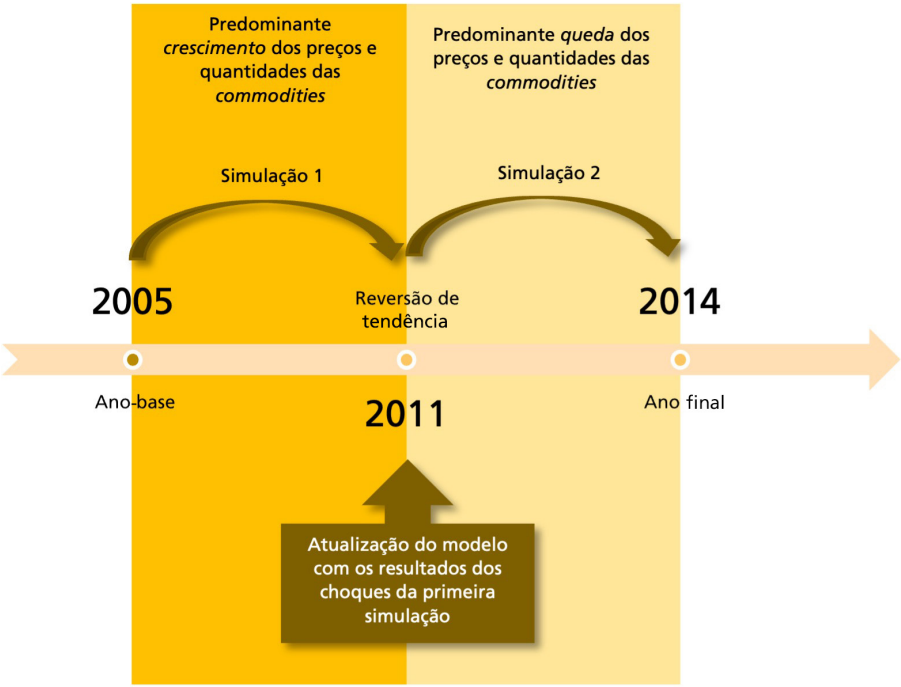
5) O saldo comercial externo, como proporção do PIB, é endógeno.

6) Gasto real do governo exógeno.

Cabe observar que o fechamento representa hipóteses de operacionalização do modelo, associadas ao horizonte temporal hipotético das simulações, que se relaciona ao tempo necessário para a alteração das variáveis endógenas rumo ao novo equilíbrio.

A simulação de cenários de expansão da produção e exportação das *commodities* (deslocamentos na curva de demanda por exportações) busca identificar quais os mecanismos de transmissão desse choque na estrutura de interação entre as regiões, além de verificar qual o impacto do aumento das interações com o setor externo para a estrutura econômica das regiões. A estrutura das simulações está representada na figura 2.

FIGURA 2
Estrutura das simulações no modelo IMAGEM-B



Elaboração dos autores.

O primeiro choque (2005-2011) foi aplicado ao cenário-base do modelo (2005), gerando um conjunto de resultados em termos de taxas de crescimento anual para o período. Posteriormente, a partir do primeiro choque, a base de dados do modelo foi atualizada para 2011, constituindo um novo cenário econômico. Neste novo cenário, foi aplicado o segundo choque (2011-2014). Os resultados obtidos apresentam as variações anuais em relação a uma trajetória tendencial (*baseline*), representando apenas os efeitos adicionais decorrentes dos choques das *commodities*, não sendo consideradas outras mudanças estruturais.

Como o IMAGEM-B utiliza equações linearizadas, há métodos numéricos *multistep* de correção de erros de linearização que consistem no particionamento dos choques e no recálculo do novo equilíbrio a partir de variações menores. Com isso, a precisão do modelo é consideravelmente melhorada, obtendo resultados equivalentes aos dos métodos não lineares de solução. Neste trabalho, a partir do *software* GEMPACK, foi utilizado o método Gragg com interpolação de resultados de 2, 4 e 6 passos.

5 RESULTADOS

A evolução conjunta da estrutura regional e do ciclo econômico de expansão das exportações de *commodities* depende da existência de mecanismos de transmissão por meio dos quais as disparidades regionais podem ser condicionadas ao longo do tempo. Os resultados das simulações fornecem uma ideia da magnitude do choque na economia, permitindo identificar os diferentes impactos em cada região e, portanto, compreender o grau de dependência ou de vulnerabilidade do crescimento da economia no que concerne ao comportamento dos preços internacionais das *commodities*.

Esta seção sintetiza alguns resultados do esforço de interpretação das possibilidades do desenvolvimento regional brasileiro. Antes, porém, cabe advertir que os resultados obtidos não representam previsões *stricto sensu* da economia, mas, sim, projeções sobre os impactos advindos especificamente de cada um dos cenários considerados. Esta advertência faz-se necessária porque os modelos de EGC não são modelos de previsão econômica, e sim modelos de projeção parametrizados (Domingues, 2002). Embora sejam quantificados, os resultados devem ser interpretados mais do ponto de vista qualitativo, ou seja, em termos de direção e relações, do que propriamente do ponto de vista quantitativo exato. Em que pese esta consideração, fica clara a contribuição desses exercícios.

O exercício aqui proposto, entretanto, não pretende simplificar as relações que o país e suas regiões estabeleceram com o mercado externo. Em outras palavras, não se pretende criar um *trade-off* entre mercado interno e mercado externo como modelos de desenvolvimento mutuamente excludentes, como indica a literatura. A relação simbiótica entre esses mercados sempre foi importante para o país.

A industrialização, baseada no mercado interno, foi financiada, em parte, pelo mercado externo e, ao mesmo tempo, permitiu uma inserção mais dinâmica do Brasil no comércio internacional, gerando frutos positivos para o país. Por isso, ao invés de se comparar a importância de cada um desses mercados, o objetivo é simplesmente discutir os efeitos da "inserção competitiva" baseada em *commodities* em termos da heterogeneidade da distribuição de seus impactos, e não a inserção no comércio internacional propriamente dita. Inclusive porque, em uma economia continental como a brasileira, o dinamismo encontra-se muito mais dependente do movimento do mercado interno do que da articulação com o exterior e, portanto, o mercado interno necessariamente apresentaria efeitos maiores.

5.1 Efeito-preço

Os resultados apresentados se referem ao efeito-preço das exportações de *commodities* sobre o investimento, o emprego regional, a renda e o consumo (tabela 2), dado que a estrutura brasileira é heterogênea e, portanto, é importante analisar esses impactos em suas repercussões regionais, especialmente das economias que buscaram a "inserção competitiva".

TABELA 2
Variação de investimento, emprego, salário real e consumo nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

Regiões	UFs	Investimento		Emprego		Salário real		Consumo	
		2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014
Norte	Rondônia	0,250	-0,150	-0,340	0,120	0,860	-0,230	-0,150	0,060
	Acre	0,110	-0,020	-0,410	0,150	0,760	-0,190	-0,310	0,130
	Amazonas	1,100	-0,410	-0,120	0,020	1,160	-0,380	0,370	-0,200
	Roraima	0,440	-0,150	-0,210	0,090	1,040	-0,280	0,160	-0,020
	Pará	2,180	-1,290	0,000	-0,110	1,330	-0,550	0,650	-0,490
	Amapá	0,490	-1,380	-0,320	0,000	0,890	-0,390	-0,100	-0,230
	Tocantins	0,690	-0,120	-0,070	0,100	1,230	-0,250	0,490	0,010
Nordeste	Maranhão	0,560	-0,110	-0,150	0,130	1,130	-0,220	0,310	0,070
	Piauí	0,600	-0,260	-0,170	0,030	1,100	-0,360	0,250	-0,160
	Ceará	0,590	-0,210	-0,220	0,060	1,020	-0,320	0,130	-0,100
	Rio Grande do Norte	5,350	-1,610	0,770	-0,270	2,400	-0,770	2,510	-0,870
	Paraíba	1,410	-0,690	-0,040	-0,060	1,270	-0,480	0,560	-0,370
	Pernambuco	1,160	-0,590	-0,080	-0,050	1,220	-0,470	0,470	-0,360
	Alagoas	3,240	-1,990	0,310	-0,300	1,770	-0,810	1,410	-0,940
	Sergipe	3,770	-1,380	0,690	-0,270	2,300	-0,770	2,330	-0,880
	Bahia	1,290	-0,450	0,150	0,010	1,540	-0,380	1,010	-0,200

(Continua)

(Continuação)

Regiões	UFs	Investimento		Emprego		Salário real		Consumo	
		2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014
Sudeste	Minas Gerais	3,340	-1,670	0,240	-0,170	1,670	-0,630	1,250	-0,640
	Espírito Santo	9,970	-4,460	0,970	-0,580	2,680	-1,190	2,980	-1,600
	Rio de Janeiro	2,040	-0,820	0,080	-0,090	1,440	-0,520	0,850	-0,450
	São Paulo	0,920	-0,280	-0,060	0,030	1,250	-0,360	0,510	-0,160
Sul	Paraná	0,900	-0,250	-0,050	0,070	1,260	-0,300	0,530	-0,060
	Santa Catarina	0,510	-0,270	-0,250	0,100	0,990	-0,270	0,070	0,000
	Rio Grande do Sul	0,510	-0,090	-0,260	0,120	0,970	-0,230	0,040	0,060
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	1,830	-0,090	0,240	0,110	1,670	-0,240	1,240	0,030
	Mato Grosso	2,470	-0,100	0,810	0,310	2,470	0,020	2,620	0,500
	Goiás	1,100	-0,330	0,060	0,100	1,410	-0,260	0,790	0,000
	Distrito Federal	0,440	-0,130	-0,350	0,110	0,850	-0,250	-0,160	0,020
Brasil		1,320	-0,500	0,000	0,000	1,330	-0,400	0,710	-0,240

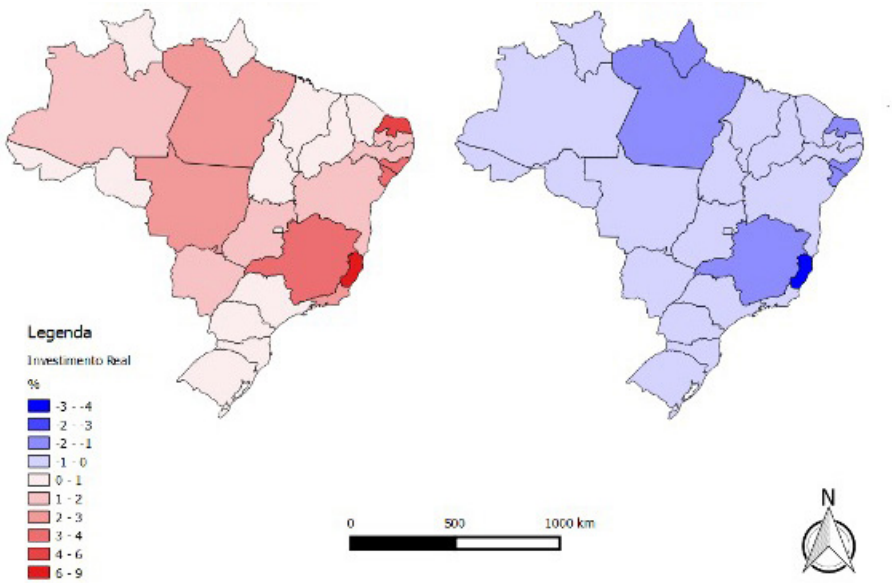
Elaboração dos autores.

O primeiro componente do efeito-preço é o investimento. No primeiro período (2005-2011), como há crescimento significativo das exportações de *commodities*, todas as UFs apresentam variação anual positiva do investimento. O vínculo entre a estrutura produtiva e as flutuações do investimento pode ser visualizado mais claramente no caso de regiões cujas exportações dependem de poucas matérias-primas. É o caso de estados como Pará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Minas Gerais, Espírito Santo e Mato Grosso.

As variações no investimento apresentam uma reversão, do primeiro para o segundo período, de forma que, em geral, os estados que apresentam significativo crescimento do investimento também registram as maiores reduções. Este resultado evidencia o grau de especialização produtiva destas regiões na produção de *commodities*. É importante observar, novamente, que os resultados apresentados indicam apenas a variação do investimento advinda dos choques das exportações de *commodities* em relação ao cenário registrado em 2005 e em 2011.

MAPA 1
Variação do investimento nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

1A – 2005-2011 1B – 2011-2014



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

Além disso, cabe observar que, para quase todos os estados (exceto Amapá), o crescimento anual do investimento, no primeiro período, é bem superior à redução observada no segundo. Mesmo se considerando que a base de comparação do segundo período é maior, essa diferença nas variações do investimento indica que o movimento provocado pelas *commodities* não foi totalmente revertido. Isso pode ser observado também no mapa 1.

A volatilidade de preços típica dos ciclos de *commodities* tem implicações importantes sobre as regiões com elevado grau de dependência desses produtos, ao reduzir as taxas de investimento e do crescimento em longo prazo. Isso porque, embora a contração do investimento tenha efeitos de curto prazo sobre a demanda agregada e sobre o emprego, implica menor crescimento do estoque de capital, o que prejudica a capacidade da economia de gerar empregos. Além disso, essa contração tem um efeito negativo sobre a produtividade, ao postergar a adoção de métodos de produção baseados em um uso mais intensivo de capital e de tecnologia. Em relação aos aspectos do desenvolvimento regional, um problema associado às atividades de *commodities* é o fato de que muitas empresas costumam operar em

enclaves, e o alto grau de concentração da propriedade faz com que o aumento da produtividade se concentre em poucas empresas e sua disseminação para outros setores seja bastante reduzida (CEPAL, 2014).

Além disso, a volatilidade de preços altera a rentabilidade relativa dos investimentos entre os setores ou regiões, redefinindo constantemente a orientação espacial desses investimentos. No caso dos estados com elevada dependência em relação aos setores exportadores de *commodities*, pode-se ter ideia do impacto que a alta de preços teve na tendência de se concentrar os investimentos justamente nos setores já estabelecidos, reforçando o padrão de especialização dessas economias e, com isso, dificultando a transformação da estrutura produtiva (CEPAL, 2014). Esse processo tende a ser cumulativo, estimulando a concentração em determinadas regiões e ampliando as desigualdades regionais via crescentes economias internas e externas, nos moldes das ideias apresentadas por Myrdal (1957).

No caso brasileiro, em que há vários estados com elevada dependência em relação aos setores exportadores de *commodities*, é possível ressaltar o papel significativo dos setores de petróleo e gás e de mineração, que possuem grande peso nas exportações. Embora, na última década, tenha sido observado um aumento nos custos de investimento, de operação e de manutenção no setor de petróleo e gás natural, as altas dos preços internacionais mais do que compensaram esses custos, garantindo rentabilidades inéditas para a indústria e, por isso, estimulando a expansão da produção de acordo com o ritmo de crescimento da demanda global (CEPAL, 2013). As reservas comprovadas[17] de petróleo aumentaram, assim como as de gás natural. A produção de petróleo e de gás natural se mostra concentrada, uma vez que mais de 90% do petróleo e mais de 62% do gás natural estão no Sudeste.[18] Em consequência da concentração das atividades de exploração e produção de petróleo (*upstream*) na região Sudeste, as atividades de refino, transporte e distribuição (*downstream*) também se concentram nesta região, como forma de se ampliarem as economias de escala na produção e se reduzirem as deseconomias de escala na distribuição.

Assim como ocorreu no setor de petróleo e gás natural, a elevação dos preços internacionais dos metais gerou maiores expectativas quanto aos rendimentos da mineração e, portanto, à redução do *payback* estimado, estimulando os investimentos nas atividades de exploração no setor. Em termos regionais, mais de 50% do setor de mineração do país se concentram na região Sudeste, notadamente em Minas Gerais. A região Norte também apresenta participação significativa, embora seja equivalente à metade da participação da região Sudeste.

17. Cabe observar que, para que um recurso seja catalogado como reserva comprovada, é preciso que a exploração, ao longo da vida útil do reservatório, seja considerada rentável. Neste caso, é possível compreender o efeito propulsor que a recente evolução dos preços internacionais teve sobre as atividades de prospecção e exploração.

18. Disponível em: <https://bit.ly/3H8bcVz>. Acesso em: 15 jun. 2014.

Essa distribuição irregular é reforçada pelo fato de que o processamento dos minerais é, em geral, realizado próximo das jazidas, concentrando os impactos econômicos da atividade.

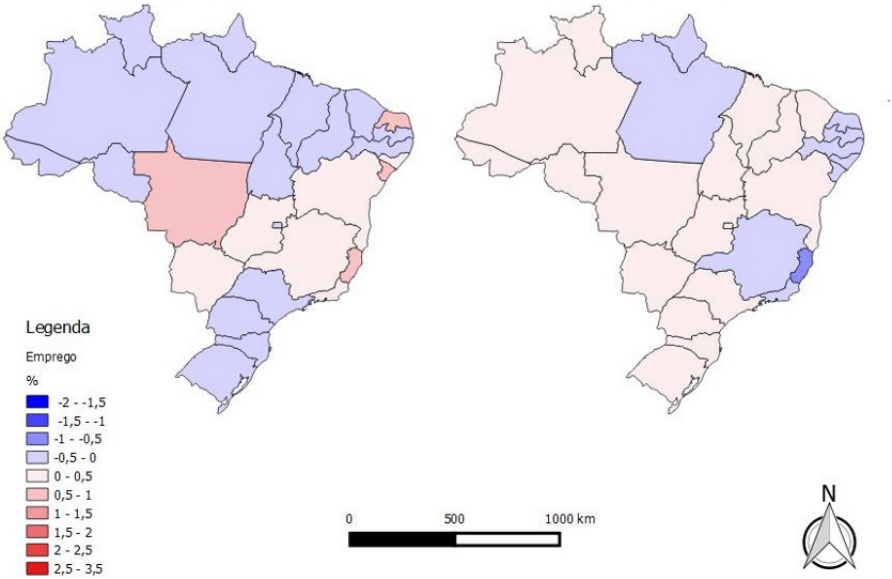
O segundo componente pelo qual o crescimento dos preços das *commodities* é capaz de atingir o crescimento econômico é mediante o aumento do emprego. Os impactos positivos sobre o emprego, no primeiro período, são associados à expansão das exportações e ao o estímulo para se aumentarem os investimentos nas regiões exportadoras (em comparação ao custo de oportunidade de se aplicarem recursos no setor industrial). E a perda de empregos, no segundo período, está relacionada à elevação das importações (mais concorrência no mercado doméstico). Em relação ao emprego, os resultados podem ser vistos no mapa 2.

No caso do emprego, é importante observar que as simulações foram realizadas a partir de um fechamento que considera o emprego regional endógeno (respondendo a variações no salário real regional) e o emprego nacional fixo. Com isso, as regiões que ampliam a participação no emprego total o fazem em razão, necessariamente, da redução da participação de outras regiões, ou seja, o comportamento dos empregos resulta em soma zero. As variações regionais do emprego ocorrem pelos diferenciais de salário real. É importante observar que o modelo de EGC permite captar os efeitos indiretos do mercado de trabalho na atividade econômica em geral, e não só no setor de *commodities*.

No primeiro ciclo, o nível de empregos em quase todos os estados diminui em direção a alguns poucos estados, notadamente das regiões Sudeste e Centro-Oeste, ampliando algumas disparidades regionais, inclusive porque esses efeitos migratórios em direção às regiões mais dinâmicas tendem a ser seletivos, ao menos pelos fatores idade e renda. Esse resultado reforça a tese defendida por Hirschman (1961) de que as regiões mais desenvolvidas atraem trabalho qualificado das regiões mais atrasadas, reforçando a desigualdade entre elas. No segundo ciclo, essa tendência se reverte, mas em menor intensidade. A especialização produtiva tende a gerar menor oferta de trabalho, razão pela qual os estados com maior dependência dos setores exportadores apresentam as maiores reduções no emprego (Espírito Santo, Minas Gerais, Pará e alguns estados do Nordeste).

MAPA 2
Variação do emprego regional nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

2A – 2005-2011 2B – 2011-2014

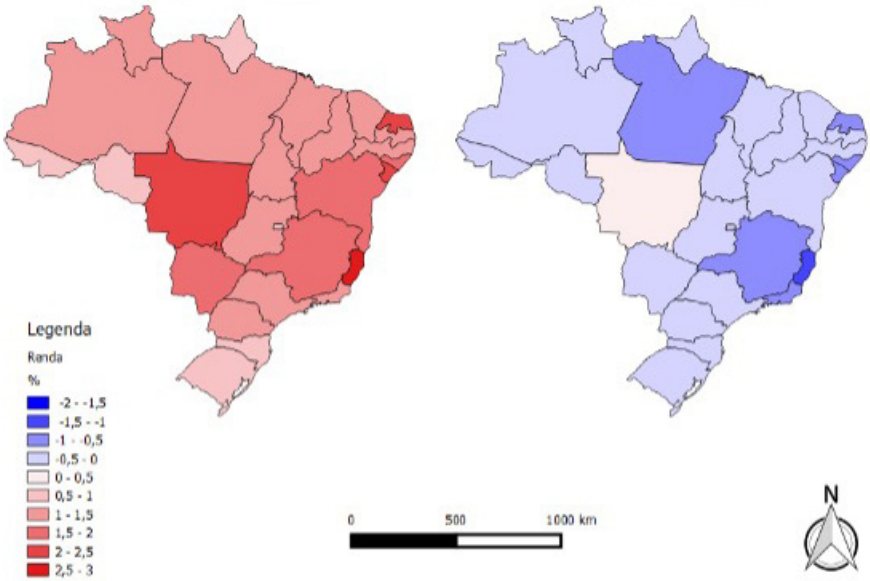


Elaboração dos autores.
Obs.: Mapa cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Em relação à renda (salário real), o impacto pode ser visto também no mapa 3. As regiões em expansão requerem mais trabalho, o que aumenta a remuneração do trabalho e desloca recursos produtivos das outras regiões da economia para as áreas em expansão. Seguindo a mesma tendência do investimento, os estados com maior taxa de crescimento anual do investimento via *commodities* também apresentaram a maior taxa de aumento do salário real. Apesar de os salários reais crescerem em todo o Brasil, reflexo do aumento de atividade, isso ocorre especialmente no caso dos estados de Mato Grosso, Espírito Santo, Minas Gerais, Sergipe e Rio Grande do Norte.

MAPA 3
Variação do salário real nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

3A – 2005-2011 3B – 2011-2014



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

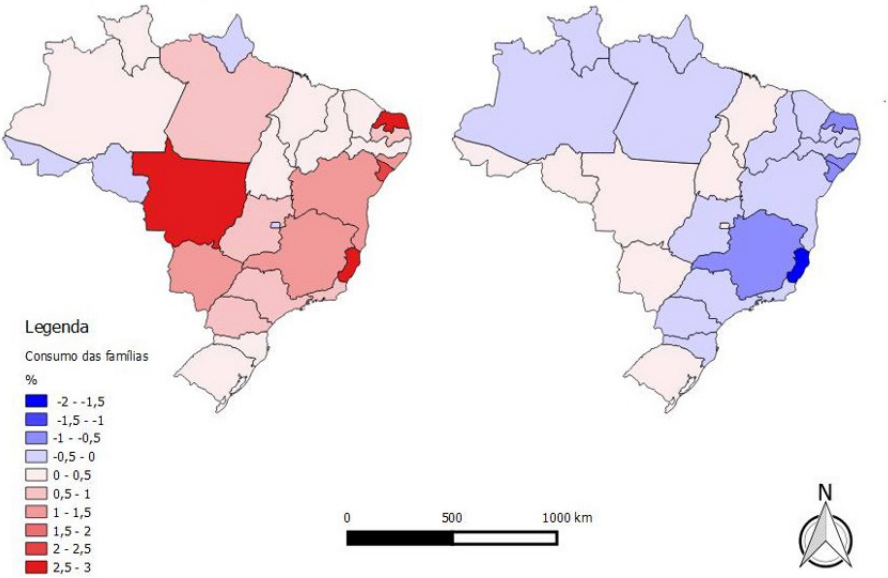
Em relação ao segundo período, a retração da atividade econômica pressiona os salários para baixo. Destaque para os estados do Espírito Santo, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Bahia e Pará. O único estado que apresenta pouca variação dos salários reais é Mato Grosso, provavelmente pela existência de um modelo produtivo exportador agrícola que favorece a produção extensiva que não fomenta a criação de empregos, causando menos pressão nos salários.

Um problema se coloca para as regiões Norte e Nordeste do Brasil, onde a renda média da população é mais baixa. Um cenário de redução de preços das *commodities* tende a agravar ainda mais a situação dessas regiões, ampliando os níveis de desigualdade de renda e, com isso, limitando o tamanho potencial dos mercados. Em geral, os diferenciais de salários no Brasil são persistentes, refletindo a segmentação geográfica da força de trabalho. É importante considerar que o aumento do fluxo migratório gera efeitos positivos e negativos nas diversas regiões. Ao mesmo tempo que amplia o mercado consumidor local, impulsionando outros setores da economia, como comércio, serviços e construção civil, também provoca

a elevação dos custos urbanos e amplia a demanda por infraestrutura. Por certo, ao se considerarem a heterogeneidade brasileira e a necessidade de políticas de desenvolvimento, as divergências espaciais dos preços do fator trabalho, que implicam ajustes via mobilidade inter-regional, diminuiriam se investimentos em capital fossem levados a regiões de menor produtividade.

MAPA 4
Variação do consumo das famílias nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

4A – 2005-2011 4B – 2011-2014



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

Os efeitos das variações das *commodities* sobre o consumo podem ser vistos no mapa 4. É importante observar que o consumo das famílias é, em muitos casos, considerado uma *proxy* para o bem-estar. De forma geral, o comportamento desta variável é semelhante ao da renda (salário real).

Um efeito associado ao ciclo de *commodities* é a melhora do balanço de pagamentos, que possibilita estimular a demanda doméstica (aumento do crédito, elevação do salário mínimo e programas sociais que estimulam o consumo, por exemplo), resultando em estímulo ao crescimento, sem fortes impactos no balanço de pagamentos e na dívida externa. Depois de 2008, quando os preços dos produtos básicos registraram uma queda devido à crise financeira mundial, o

país pôde expandir seus gastos como medida de estímulo, justamente com base nas poupanças fiscais acumuladas, demonstrando os benefícios de contar com a capacidade de aplicar políticas fiscais anticíclicas, que reduziram o impacto da crise financeira de 2008 (CEPAL, 2013).

Os maiores aumentos do consumo se verificaram no Rio Grande do Norte, em Alagoas, em Sergipe, no Espírito Santo e em Mato Grosso. Os mesmos estados que aumentaram bastante o investimento. Em contrapartida, no segundo ciclo de preços, esses estados reduziram o consumo mais do que a média do Brasil.

5.2 Efeito-*quantum*

O segundo efeito principal a ser apresentado é o efeito-*quantum* nas exportações e importações para outros estados que também são exportadores de *commodities* (tabela 3). Esse efeito é indireto e depende da existência de relações comerciais consolidadas entre as regiões que se beneficiam com a valorização dos preços das *commodities*. Como pode ser observado, o aumento na demanda externa pelas *commodities* proporciona um efeito positivo na economia e, portanto, aumenta a demanda pelos produtos e serviços não exportáveis.

Os resultados sobre o efeito-*quantum* permitem observar os efeitos propulsores (*spread effects*) e os que agem em direção contrária (*backwash effects*), em conformidade com discussões desenvolvidas por Myrdal (1957) e Hirschman (1961). Ou seja, são os ganhos obtidos pelas regiões por meio do fornecimento de bens de consumo e/ou matérias-primas para as regiões em expansão. Se tal expansão é forte o suficiente para cobrir os efeitos de polarização dos centros mais antigos, novos centros econômicos surgem. Porém, de acordo com os padrões apresentados pelas diferentes regiões[19] a partir da análise conjunta das exportações e importações domésticas (mapas 5 e 6), as exportações de *commodities*, em geral, são fracas geradoras de efeitos de transbordamento, não sendo capazes de conferir um impulso dinâmico significativo para o desenvolvimento da economia.

19. Esses padrões, em grande medida, corroboram as conclusões obtidas por Perobelli (2004).

TABELA 3
Variação de exportação e importação domésticas nos períodos 2005-2011 e 2011-2014 (Em %)

Regiões	UFs	Exportação		Importação	
		2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2014
Norte	Rondônia	0,370	-0,230	-0,270	0,150
	Acre	0,620	-0,070	-0,510	0,190
	Amazonas	1,440	-0,460	-0,290	0,010
	Roraima	0,540	-0,100	-0,070	0,050
	Pará	0,320	-0,150	1,100	-1,080
	Amapá	1,670	-0,830	-0,300	-0,170
	Tocantins	0,610	-0,270	0,400	0,190
Nordeste	Maranhão	0,670	-0,450	-0,030	0,290
	Piauí	0,650	-0,280	0,090	-0,110
	Ceará	0,920	-0,430	-0,130	-0,010
	Rio Grande do Norte	5,400	-1,570	2,540	-0,870
	Paraíba	1,270	-0,610	0,350	-0,300
	Pernambuco	0,930	-0,410	6,750	-1,970
	Alagoas	1,140	-0,580	1,850	-1,250
	Sergipe	4,350	-1,350	2,190	-0,820
	Bahia	1,620	-0,470	3,010	-0,920
Sudeste	Minas Gerais	0,760	-0,280	2,610	-1,400
	Espírito Santo	1,220	-0,430	3,820	-1,910
	Rio de Janeiro	1,860	-0,710	0,780	-0,530
	São Paulo	0,940	-0,330	0,520	-0,370
Sul	Paraná	0,840	-0,350	0,800	-0,270
	Santa Catarina	0,740	-0,260	-0,010	0,180
	Rio Grande do Sul	1,100	-0,380	-0,040	0,100
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	0,820	-0,480	1,300	0,140
	Mato Grosso	0,480	-0,910	2,750	0,360
	Goiás	0,550	-0,440	1,080	0,260
	Distrito Federal	0,510	-0,140	-0,190	0,050
Brasil		3,790	-1,150	4,420	-1,400

Elaboração dos autores.

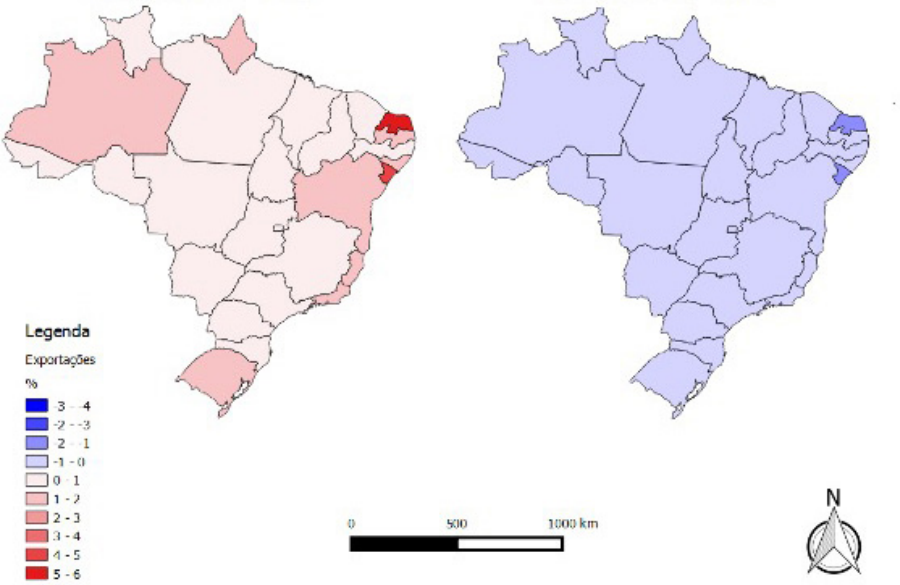
Em termos de crescimento, a questão colocada pelas exportações é que elas podem levar a ganhos devido à ampliação do tamanho dos mercados consumidores, o que é particularmente importante para regiões pequenas.

Alguns dos principais estados exportadores de *commodities*, que se beneficiaram com o ciclo expansivo, também seriam os mais afetados pela queda dos preços. É o caso do Rio de Janeiro, importante produtor de petróleo, e do Espírito Santo, devido ao minério de ferro, ao café e ao petróleo. É importante observar que, dadas as relações de complementaridade produtiva estabelecidas pelas regiões desde a integração do mercado interno brasileiro, algumas economias regionais se beneficiariam da alteração nos preços relativos, garantindo um resultado positivo, embora pequeno, para as exportações. Ou seja, seriam os ganhos obtidos por meio do fornecimento de bens para as demais regiões, especialmente pelo barateamento de certos produtos. Além disso, como o preço de algumas *commodities* primárias aumenta, os estados produtores se beneficiariam.

É importante observar, como o fazem Haddad e Perobelli (2002), que, para os estados brasileiros, as vendas domésticas superaram, em diferentes magnitudes, as exportações internacionais. Além disso, os fluxos interestaduais possuem importância relativamente maior para os estados menos desenvolvidos.

MAPA 5
Variação das exportações domésticas nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

5A – 2005-2011 5B – 2011-2014



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

A região Norte apresenta elevado grau de dependência em relação ao Sudeste no que se refere à aquisição de produtos, notadamente o estado do Amazonas (Zona Franca de Manaus). E essa dependência ocorre, principalmente, em relação ao estado de São Paulo, gerando resultados que demonstram um direcionamento dos fluxos para as regiões Sudeste e Sul. Observa-se pouca integração com o Nordeste e Centro-Oeste para a maioria dos estados da região. Além disso, internamente à região Norte, há fraca interação comercial regional.

Em relação ao Nordeste, tem-se que os estados dessa região dependem muito mais do restante da economia como fonte de aquisição de bens do que o contrário. Assim como no caso da região Norte, a dependência em relação ao Sudeste é grande, com destaque para São Paulo e Minas Gerais. Ao mesmo tempo, a região Sudeste também é o principal centro de compras dos estados do Nordeste.

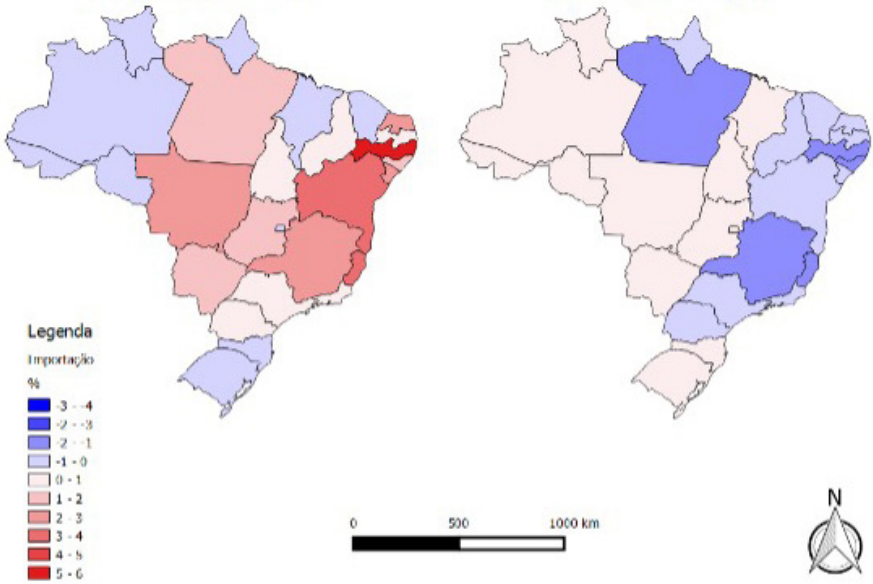
Os resultados para o Sudeste, que é a região mais integrada de todas, corroboram a ideia de que os estados menores dependem em maior grau do resto da economia brasileira do que os estados maiores. Os insumos utilizados no Sudeste são encontrados, em quantidade considerável, dentro da própria região, ou importados do resto do mundo. Os próprios estados da região Sudeste são o principal mercado de aquisição de produtos, havendo uma concentração de fluxos intrarregionais. São Paulo se destaca como polarizador desse processo (Perobelli, 2004). Os resultados evidenciam o papel concentrador dos fluxos de comércio, tanto pela concentração na região mais desenvolvida do país como pela dependência das regiões menos desenvolvidas. É o que Haddad (2004) chama de "armadilha espacial", polarizada por São Paulo. Este centro de gravidade funciona, no curto prazo, como ponto de convergência devido à melhor acessibilidade dos mercados, gerando os maiores impactos em termos de eficiência. No longo prazo, os movimentos de realocação de capital e trabalho também parecem fortalecer essa concentração (Magalhães, 2009).

O Sul apresenta uma forte interação entre os seus estados, o que torna a região uma importante fonte de aquisição de bens para estes estados. A região Centro-Oeste, no que tange à aquisição de bens, é mais dependente do resto da economia brasileira do que o contrário. A região Sudeste é o principal mercado para a aquisição de bens das UFs do Centro-Oeste, enquanto os fluxos em direção ao Norte e ao Nordeste ainda são incipientes.

A partir disso, observa-se que, em geral, a estrutura produtiva do Brasil tem limitado os possíveis benefícios advindos dos impulsos dinâmicos da demanda mundial e da demanda interna. O comportamento de certas regiões não está intimamente ligado ao desempenho nos mercados internacionais, mas, sim, à articulação com as demais regiões, e mais especificadamente entre os estados, em termos do mercado doméstico (Haddad e Perobelli, 2002).

MAPA 6
Variação das importações domésticas nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

6A – 2005-2011 6B – 2011-2014



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

Para alguns estados, as exportações crescem mais que as importações no primeiro período, indicando que o ciclo de preços das *commodities* tem estimulado a diminuição da dependência regional. Isso é importante, porque diminui o vazamento de poupança das regiões periféricas. Para outros estados, as importações domésticas (que são mais sensíveis em relação à renda) crescem mais rapidamente que as exportações regionais, razão pela qual, quando as regiões aceleram seu crescimento, surgem desequilíbrios que freiam o impulso expansivo. Esse é o caso dos estados do Pará, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais, Espírito Santo e de quase toda a região Centro-Oeste. Dessa forma, os superávits de algumas regiões são utilizados para financiar as importações de outras regiões, beneficiando estas últimas. Como as regiões mais dinâmicas não são autossuficientes, o comércio funciona como meio de transmissão de crescimento, pois parte da riqueza gerada na região é gasta em outra região complementar. As entradas de capitais podem financiar esses desequilíbrios, porém, no longo prazo, o crescimento será sustentável apenas se houver uma mudança na estrutura produtiva.

5.3 PIB regional

A partir dos dois efeitos apresentados (efeito-preço e efeito-*quantum*), parte-se para a análise agregada do PIB das regiões, que é impactado diretamente pelo aumento das vendas externas e, indiretamente, pelos efeitos sobre o consumo e o investimento (Haddad e Grimaldi, 2011). Em relação ao produto (PIB real), os resultados podem ser vistos na tabela 4 e no mapa 7.

TABELA 4
Variação do PIB (simulação), crescimento real e índice de crescimento dependente de *commodities*
(Em %)

Regiões	UFs	PIB (simulação)		Crescimento real		ICDC	
		2005-2011	2011-2014	2005-2011	2011-2013	2005-2011	2011-2013
Norte	Rondônia	0,000	0,030	7,50	-0,36	0,00	-8,37
	Acre	-0,120	0,090	5,53	0,46	-2,17	19,38
	Amazonas	0,540	-0,210	4,66	1,69	11,59	-12,41
	Roraima	0,280	-0,050	7,48	2,44	3,74	-2,05
	Pará	1,140	-0,610	7,60	5,69	15,00	-10,71
	Amapá	0,150	-0,280	6,34	5,36	2,37	-5,22
	Tocantins	0,490	0,000	5,12	1,26	9,56	0,00
Nordeste	Maranhão	0,340	0,060	7,04	4,13	4,83	1,45
	Piauí	0,310	-0,140	7,75	2,24	4,00	-6,24
	Ceará	0,190	-0,090	6,83	1,77	2,78	-5,09
	Rio Grande do Norte	2,620	-0,830	6,24	6,55	41,99	-12,68
	Paraíba	0,540	-0,300	6,58	3,08	8,21	-9,75
	Pernambuco	0,420	-0,260	6,70	3,77	6,27	-6,90
	Alagoas	1,300	-0,780	5,38	4,73	24,18	-16,47
	Sergipe	2,490	-0,840	4,87	3,62	51,08	-23,19
	Bahia	0,940	-0,200	3,68	-0,20	25,53	100,00
Sudeste	Minas Gerais	1,360	-0,660	5,09	1,46	26,72	-45,27
	Espírito Santo	3,330	-1,640	7,14	2,40	46,64	-68,36
	Rio de Janeiro	0,960	-0,420	4,17	5,28	23,00	-7,95
	São Paulo	0,490	-0,140	4,37	1,02	11,21	-13,68
Sul	Paraná	0,500	-0,060	3,06	5,14	16,36	-1,17
	Santa Catarina	0,170	-0,020	5,15	1,95	3,30	-1,03
	Rio Grande do Sul	0,170	0,000	2,67	-0,53	6,36	0,00
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	1,020	-0,010	6,38	6,48	15,99	-0,15
	Mato Grosso	1,820	0,340	2,82	4,15	64,46	8,20
	Goiás	0,650	-0,010	6,24	5,48	10,42	-0,18
	Distrito Federal	-0,030	0,010	6,32	-4,56	-0,47	-0,22
Brasil		0,710	-0,240	4,70	2,08	15,10	-11,54

Legenda:

Crescimento acima da média nacional

Crescimento abaixo da média nacional

Fontes: Sistema de Contas Nacionais/IBGE e simulações. Disponível em: <https://bit.ly/3HaJfw9>. Acesso em: dez. 2015.
Elaboração dos autores.
Obs.: ICDC – Índice de Crescimento Dependente de *Commodities*.

No primeiro período (2005-2011), como há crescimento significativo das exportações de *commodities*, praticamente todas as UFs apresentam variação anual positiva do PIB real. É importante observar que os resultados apresentados indicam apenas a variação do PIB real advinda dos choques das exportações de *commodities*, em relação ao cenário registrado em 2005, ou seja, não mostram o crescimento efetivamente apurado das regiões no período. O exercício proposto, ao isolar o efeito das *commodities*, permite identificar melhor a resposta das regiões ao comportamento do comércio mundial desses bens. Em praticamente todos os estados, o PIB cresce mais que o emprego, o que significa que esse impacto das *commodities* estimula a substituição do trabalho por capital.

Considerando-se a elevada relação massa/volume das *commodities*, a via de transporte internacional utilizada para sua exportação é a marítima. Este fato explica, em grande medida, o impacto no PIB dos estados do Espírito Santo (3,33% a.a.), Rio Grande do Norte (2,62% a.a.) e Sergipe (2,49% a.a.). O Espírito Santo apresenta forte dependência em relação ao setor externo, com uma estrutura produtiva concentrada em um número reduzido de atividades e com produção fortemente destinada ao exterior (minério de ferro, petróleo e gás, celulose e papel). Com o intenso choque das *commodities*, o PIB real estadual cresce fortemente.

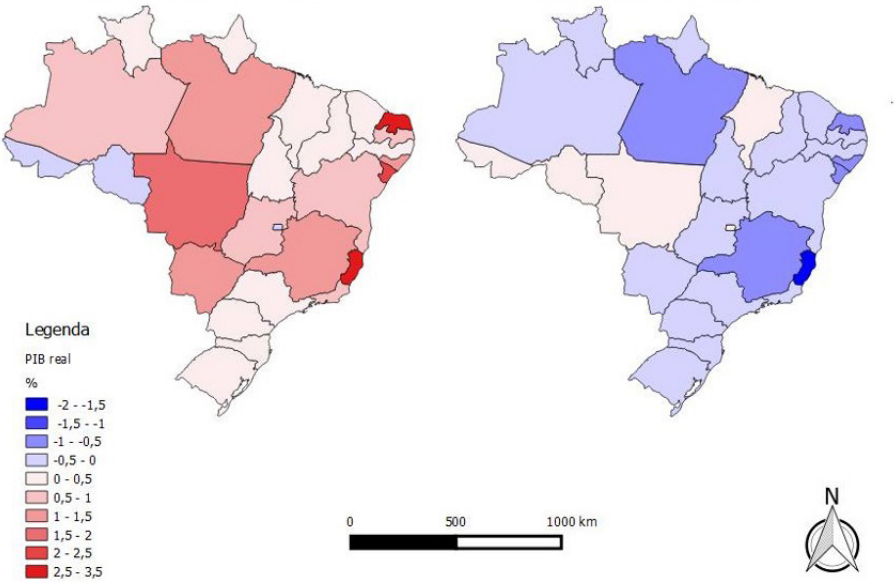
Os resultados de Minas Gerais (1,36% a.a.) e do Pará (1,14% a.a.) se explicam, em grande medida, pela estrutura produtiva com vínculos mais sensíveis à evolução da demanda por *commodities* minerais. Mato Grosso tem impacto significativo (1,82% a.a.), pela produção de *commodities* agrícolas, como a soja e seus derivados. São Paulo cresce menos em termos relativos (0,49% a.a.) via *commodities*, mas, considerando-se o tamanho da economia paulista, tem-se significativa variação em termos absolutos, especialmente porque o estado é importante elo comercial nacional.

Grande parte dos estados do Nordeste apresenta pouco crescimento em razão das *commodities* (Maranhão, Piauí, Ceará, Paraíba e Pernambuco), assim como os estados do Sul do país. Além disso, o Acre registra um impacto negativo desse *boom* no período (-0,12% a.a.), assim como o Distrito Federal (-0,03% a.a.), cuja economia é representada em mais de 90% pelo setor de serviços, e, por fim, Rondônia (0,00% a.a.), que não se beneficia com a ampliação das exportações de *commodities*, apesar da recente expansão da soja.

A razão para que se observem impactos distintos do *boom* das *commodities* está no fato de que a produção desses bens se distribui de forma desigual no território e, a depender da integração econômica dos estados e da intensidade dos fluxos comerciais, esses impactos podem se concentrar espacialmente.

MAPA 7
Variação do PIB real nos períodos 2005-2011 e 2011-2014
(Em %)

7A – 2005-2011 7B – 2011-2014



Elaboração dos autores.

No segundo período (2011-2014), como houve queda nas exportações de várias *commodities*, os resultados negativos foram bastante generalizados, basicamente pelas mesmas razões que explicam o impacto positivo durante o primeiro período. Isso mostra como muitos estados dependem fortemente da exportação de *commodities*.

Os estados que apresentaram os maiores impactos positivos no primeiro período também são os que apresentam maior perda com a queda das exportações de *commodities*: Espírito Santo, devido à forte concentração da estrutura produtiva, Rio Grande do Norte e Sergipe. Minas Gerais e Pará respondem basicamente pela queda do minério. São Paulo é afetado negativamente, e os estados do Maranhão, do Acre e de Rondônia, que pouco responderam ao *boom* observado em 2005-2011, também pouco se influenciaram com as variações em 2011-2014.

Em termos dos impactos desiguais dos choques nas exportações de *commodities*, é importante observar que o impulso no crescimento do PIB real, durante o primeiro período, dura mais tempo e tem maior intensidade (maiores taxas), quando comparado ao segundo período. Assim, tem-se que os efeitos do primeiro são mais intensos que os do segundo, ou seja, a tendência de crescimento desigual via *commodities*, em 2005-2011, não é suplantada em 2011-2014.

Por meio dos dados do PIB, é possível identificar se há, exclusivamente pelo movimento das *commodities*, uma tendência de convergência ou divergência entre as economias estaduais. Seguindo ideia já amplamente difundida na literatura, a convergência ocorre quando regiões menos avançadas crescem a taxas superiores às das regiões mais desenvolvidas, ocorrendo uma aproximação da média, reduzindo o grau de desigualdade inter-regional. Em sentido oposto, a divergência ocorre quando as regiões menos avançadas crescem a taxas menores, resultando em afastamento da média, ampliando-se o grau de desigualdade inter-regional.

Na simulação, pode-se dizer que o efeito das *commodities* não é no sentido de convergência para vários estados do Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste, pois eles crescem abaixo da média nacional. A exceção mesmo ocorre nos estados produtores de *commodities*. Ou seja, esse ciclo de expansão estimula a divergência entre os estados. No segundo ciclo, de queda, essa tendência é parcialmente atenuada. No entanto, para vários estados do Nordeste, a redução é maior que a média, ou seja, esses estados tendem a piorar suas posições relativas. Isso acontece também com quase todos os estados do Sudeste, exceto São Paulo. Esse ciclo de *commodities* vai ao encontro das ideias de polarização de Myrdal, uma vez que os efeitos propulsores (ou de espraiamento) provocados em algumas regiões não são capazes de reverter o processo de concentração.

É interessante fazer essa mesma análise com os dados do PIB real total, que foi o crescimento efetivamente ocorrido nas UFs, e não apenas o advindo das *commodities*. A partir desses dados, observa-se que quase todas as UFs do Norte, Nordeste e Centro-Oeste crescem mais que a média nacional, indicando convergência. Com isso, conclui-se que outros fatores econômicos suplantaram os efeitos dos ciclos de *commodities*, indicando que as economias dessas UFs não são tão dependentes assim desses ciclos. Ou seja, dada a estrutura de comércio interestadual, conclui-se que o crescimento econômico das regiões talvez não esteja intimamente ligado a especializações produtivas e às exportações de *commodities*. Mesmo assim, apesar deste processo de crescimento do PIB com crescimento mais rápido das regiões mais pobres, o processo de convergência ainda parece bastante lento. No segundo período, essa tendência se mantém parcialmente.

A tese clássica do estruturalismo é a de que a especialização na produção de *commodities* implicaria um menor dinamismo do crescimento das economias especializadas. Essa tese foi proposta contemporaneamente por Hausmann (2007), que afirmou que o baixo dinamismo advém dos reduzidos encadeamentos produtivos, com diminuição dos efeitos multiplicadores e aceleradores, da estagnação relativa do progresso técnico e de uma baixa irradiação (*spillover*) para o conjunto da economia (Carneiro, 2012). Aqui, os dados parecem corroborar apenas parcialmente essa tese, aproximando-se mais das contestações feitas por Sinott (2010) às ideias de Hausmann (2007).

Como forma de analisar a dependência que os estados têm do comércio de *commodities*, propõe-se neste artigo o cálculo de um indicador referente ao crescimento

regional dependente das *commodities*. O ICDC mede o peso do crescimento via *commodities* no crescimento real efetivamente observado das UFs, como segue:

$$ICDC = \frac{CC}{CRT}, \tag{1}$$

em que *CC* é o crescimento do PIB real via *commodities* (taxa anual), obtido nas simulações; e CRT é o crescimento real total efetivamente apurado (taxa anual).

A tabela 4 também apesenta os valores do ICDC[20] para cada UF, nos dois períodos de análise. O ICDC do país, no primeiro período, indica que 15,10% do crescimento real da economia brasileira se devem ao comportamento das *commodities*. O elevado grau de dependência do crescimento pode ser observado para vários estados do Nordeste (Sergipe e Rio Grande do Norte, em especial), do Sudeste (Espírito Santo e Minas Gerais) e do Centro-Oeste (Mato Grosso).

Para o segundo período, o Brasil apresenta um ICDC de -11,54%, o que significa que as variações provocadas pelas *commodities* equivalem, em magnitude, a 11,54% das variações efetivamente observadas, mas, nesse caso, no sentido inverso, ou seja, de puxar o crescimento real para baixo. Os índices mais expressivos são os da Bahia, que registrou um PIB real negativo e um ICDC equivalente a 100%, o que implica dizer que a totalidade[21] da variação observada se deve aos efeitos diretos e indiretos do comportamento das *commodities* (o indicador é positivo, em razão de as duas variações terem ocorrido na mesma direção; neste caso, de diminuição). Além disso, Espírito Santo e Minas Gerais se destacam pela significativa dependência de suas economias.

A reposta desigual de algumas regiões pode ser constatada pelo fato de que a razão de dependência de *commodities* de alguns estados é maior no primeiro período do que no segundo, ou seja, são estados que parecem se beneficiar mais dos choques positivos do que perder com a retração do comércio internacional desses bens (Rio Grande do Norte, Sergipe e Mato Grosso). Nos casos do Espírito Santo e de Minas Gerais, a tendência é oposta, de forma que a participação da queda das *commodities* é superior à parcela causada por seu crescimento.

Adicionalmente, o crescimento desigual das UFs brasileiras pode ser observado por meio da participação regional do PIB, conforme tabela 5.

Na região Norte, houve pequeno aumento de participação, de 4,96% para 5,50%, de 2005 a 2013, influenciado pelo desempenho do estado do Pará (maior da região), que ganhou com o *boom* das *commodities* em função da especialização na extração de minério de ferro. Os demais estados da região mantiveram-se

20. Apesar de as simulações neste trabalho compreenderem o período 2005-2014, o ICDC é calculado para 2005-2011 e para 2011-2013, pois, à época da elaboração artigo, os dados do PIB regional só estavam disponíveis até 2013.

21. Considerando-se os procedimentos numéricos para obtenção de soluções para os modelos de EGC, as magnitudes relativas e os sinais encontrados são mais relevantes para as análises do que os valores exatos extraídos do modelo.

praticamente estáveis em suas posições relativas, por causa da baixa dependência do consumo externo. Em razão disso, a desigualdade dentro da região aumentou, dado o crescimento desigual dos estados.

TABELA 5
Participação regional no PIB (2005-2013)
(Em %)

Regiões e UFs	Participação no PIB								
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Norte	**4,96**	**5,06**	**5,02**	**5,10**	**5,04**	**5,34**	**5,40**	**5,27**	**5,50**
Rondônia	0,60	0,55	0,56	0,59	0,62	0,62	0,67	0,67	0,58
Acre	0,21	0,20	0,22	0,22	0,23	0,22	0,21	0,22	0,22
Amazonas	1,55	1,65	1,58	1,54	1,53	1,59	1,56	1,46	1,57
Roraima	0,15	0,15	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17
Pará	1,82	1,87	1,86	1,93	1,80	2,06	2,13	2,07	2,27
Amapá	0,20	0,22	0,23	0,22	0,23	0,22	0,22	0,24	0,24
Tocantins	0,42	0,41	0,42	0,43	0,45	0,46	0,44	0,44	0,45
Nordeste	**13,07**	**13,13**	**13,07**	**13,11**	**13,51**	**13,46**	**13,40**	**13,56**	**13,60**
Maranhão	1,18	1,21	1,19	1,27	1,23	1,20	1,26	1,34	1,27
Piauí	0,52	0,54	0,53	0,55	0,59	0,59	0,59	0,59	0,59
Ceará	1,91	1,95	1,89	1,98	2,03	2,07	2,12	2,05	2,05
Rio Grande do Norte	0,83	0,87	0,86	0,84	0,86	0,86	0,87	0,90	0,97
Paraíba	0,79	0,84	0,83	0,85	0,89	0,85	0,86	0,88	0,87
Pernambuco	2,32	2,34	2,34	2,32	2,42	2,52	2,52	2,67	2,65
Alagoas	0,66	0,66	0,67	0,64	0,66	0,65	0,69	0,67	0,70
Sergipe	0,63	0,64	0,63	0,64	0,61	0,63	0,63	0,63	0,66
Bahia	4,23	4,07	4,12	4,01	4,23	4,09	3,86	3,82	3,84
Sudeste	**56,53**	**56,79**	**56,41**	**56,02**	**55,32**	**55,39**	**55,41**	**55,19**	**55,27**
Minas Gerais	8,97	9,06	9,07	9,32	8,86	9,32	9,32	9,19	9,16
Espírito Santo	2,20	2,23	2,27	2,30	2,06	2,18	2,36	2,44	2,20
Rio de Janeiro	11,50	11,62	11,15	11,32	10,92	10,80	11,16	11,48	11,78
São Paulo	33,86	33,87	33,92	33,08	33,47	33,09	32,57	32,08	32,13
Sul	**16,59**	**16,32**	**16,64**	**16,56**	**16,54**	**16,51**	**16,22**	**16,18**	**16,52**
Paraná	5,90	5,77	6,07	5,91	5,87	5,76	5,78	5,83	6,26
Santa Catarina	3,97	3,93	3,93	4,07	4,01	4,04	4,08	4,04	4,03
Rio Grande do Sul	6,72	6,62	6,64	6,58	6,66	6,70	6,36	6,32	6,23
Centro-Oeste	**8,86**	**8,71**	**8,87**	**9,21**	**9,59**	**9,30**	**9,57**	**9,80**	**9,12**
Mato Grosso do Sul	1,01	1,03	1,06	1,09	1,12	1,15	1,19	1,24	1,30
Mato Grosso	1,74	1,49	1,60	1,76	1,77	1,58	1,72	1,84	1,68
Goiás	2,35	2,41	2,45	2,48	2,64	2,59	2,69	2,82	2,84
Distrito Federal	3,75	3,78	3,76	3,88	4,06	3,98	3,97	3,90	3,30

Legenda:

Aumento da participação regional

Diminuição da participação regional

Fonte: Sistema de Contas Nacionais. Disponível em: <https://bit.ly/3HaJfw9>. Acesso em: dez. 2015.
Elaboração dos autores.

Quanto ao Nordeste, a participação da região pouco se alterou, embora tenha havido mudanças na distribuição inter-regional, pois todos os estados aumentaram sua participação na região, e apenas a Bahia diminuiu. Da mesma forma, a região Sul apresenta participação relativa constante, com os estados do Paraná e de Santa Catarina aumentando a participação e, em contrapartida, o Rio Grande do Sul reduzindo. A região Centro-Oeste, grande parte ligada à agroindústria, exceto o Distrito Federal, avançou de 8,86%, em 2005, para 9,12% em 2013. Os estados de Mato Grosso do Sul e Goiás ampliaram sua participação, e Mato Grosso e Distrito Federal reduziram.

A região Sudeste é, e continua sendo, a maior região em termos de participação no PIB nacional, apesar de ter reduzido ligeiramente sua participação no total, de 56,53% para 55,27%. Os estados de Minas Gerais e do Rio de Janeiro aumentaram suas participações, enquanto São Paulo reduziu. O estado do Espírito Santo, apesar da influência do petróleo e gás natural e do minério de ferro, não alterou sua participação relativa. No entanto, em algumas regiões, como é o caso do Sudeste e do Sul, verificou-se desconcentração intrarregional, na qual, no caso do Sudeste, estados de menor importância econômica, como Minas Gerais e Espírito Santo, aumentaram sua participação, enquanto Rio de Janeiro e São Paulo reduziram sua importância relativa.

De forma geral, as informações disponíveis apontam que, apesar do avanço da fronteira agrícola e dos incentivos regionais, as regiões praticamente mantiveram, ao longo do período analisado, a mesma participação, ressaltando que o processo de desconcentração espacial que vinha ocorrendo no país apresenta sinais de esgotamento. A desconcentração inter-regional que pode ser observada nos dados tem ocorrido em detrimento da região Sudeste, uma vez que, como a oferta dos recursos naturais é espacialmente fixa e inelástica, o movimento do capital em direção às fontes de matérias-primas é inevitável. Mas seria uma desconcentração tímida – especialmente porque o peso das *commodities* é mais significativo nas regiões de "inserção competitiva" –, incapaz de reverter as grandes diferenças históricas entre as regiões do país. Porém, é importante ressaltar a presença novamente de uma desconcentração espúria, pois acontece em um cenário no qual praticamente todas as regiões perdem dinamismo econômico. A questão posta é que as participações regionais podem oscilar constantemente de acordo com o movimento dos preços das *commodities*, sem a construção de estruturas produtivas dinâmicas que garantam uma desconcentração efetiva e duradoura.

6 CONCLUSÃO

Sob os auspícios do padrão recente de desenvolvimento do Brasil, o objetivo deste artigo consistiu em analisar os principais impactos econômicos regionais do ciclo de preço das *commodities* entre 2005 e 2014. Em termos metodológicos, o uso de um modelo de EGC trouxe importantes contribuições, especialmente advindas da regionalização adotada.

A economia brasileira apresentou respostas significativas ao efeito-preço das exportações de *commodities* (investimento, emprego regional, renda e consumo), ao efeito-*quantum* nas exportações para outras regiões exportadoras de *commodities* (exportação e importação domésticas) e ao resultado agregado do PIB. Essas informações revelam que, nos ciclos econômicos recentes, as regiões brasileiras seguem a mesma configuração: crescendo quando cresce a economia nacional, em seu conjunto, e desacelerando-se quando o país reduz seu crescimento. No entanto, isso ocorre com regiões registrando taxas distintas, o que resulta em concentração econômica no Sudeste e em um tímido processo de desconcentração em outras poucas regiões. Para as regiões muito dependentes das *commodities*, o principal efeito da volatilidade dos preços é a redução das taxas de investimento e do crescimento em longo prazo. Essas constatações reforçam a tese defendida por Gruss (2014) de que o que tem sido mais relevante para o crescimento econômico das regiões exportadoras de *commodities* não é o nível dos preços reais desses produtos, mas, sim, sua taxa de crescimento. Ou seja, o problema do crescimento econômico dessas regiões é sua dependência do crescimento permanente dos preços das *commodities*, exigindo novos choques favoráveis nos preços para que a atividade econômica não perca fonte de dinamismo, pois os efeitos multiplicadores a partir do comércio externo são temporários.

As tendências observadas refletem uma concentração econômica (seletiva setorial e espacialmente) que não tem permitido, aparentemente, a redução das desigualdades regionais. Mantém-se forte desigualdade intra e inter-regional, e o processo de desconcentração espacial iniciado nas últimas décadas tem sido restrito e parece perder fôlego para reverter o alto grau de desigualdade existente na economia nacional (Diniz, 2013). Embora possa existir uma tendência à convergência entre as regiões, esta convergência é lenta e tende a se estabilizar em um patamar de grande heterogeneidade (surgimento de "ilhas de produtividade"), além de permanecerem a concentração econômica no centro-sul do país e uma grande dependência do Norte e do Nordeste em relação a esta região. Ademais, o comportamento de certas regiões não está intimamente ligado ao desempenho nos mercados internacionais, mas, sim, à articulação com as demais regiões e, mais especificadamente, entre as UFs, em termos do mercado doméstico.

A questão colocada para muitos estados brasileiros está no baixo potencial de *upgrading* das atividades primárias em direção ao maior valor adicionado dos produtos, sua baixa capacidade de *spillover* e fraco encadeamento com outras atividades produtivas domésticas (CEPAL, 2014). São, em geral, as mesmas ideias apontadas por Hirschman (1961) de que as *commodities* são fracas geradoras de efeitos de transbordamento, não sendo capazes de conferir um impulso dinâmico significativo para o desenvolvimento da economia. Aspectos estruturais da economia brasileira indicam que as exportações não constituem uma fonte relevante e permanente de impulso ao crescimento, pois, à medida que o crescimento doméstico se acelera e, principalmente, o investimento começa a aumentar, as importações crescem mais rapidamente que o PIB.

A análise dos impactos exclusivos do ciclo das *commodities* permite concluir que esse movimento tende a reforçar uma trajetória de concentração espacial ou de acirramento de desigualdades regionais, a exemplo das ideias de base de exportação de North, mas agora em um contexto de maior inserção do país e das regiões na economia mundial e de maiores dificuldades dos Estados em compensar os custos sociais de uma maior desigualdade regional (Macedo e Moraes, 2011).

Cabe observar, mais uma vez, que esse movimento de desconcentração assumiu feições diferentes das observadas até então, justamente por estar relacionado com a maior "inserção competitiva" das economias regionais no mercado internacional, em detrimento das complementaridades estabelecidas do mercado interno brasileiro. A "inserção competitiva" impõe certos limites ao desenvolvimento, tensionando as relações que integram o país. O crescimento de algumas periferias exportadoras, garantido pelo auge dos preços das *commodities* a partir dos anos 2000, reacendeu as preocupações sobre a especialização produtiva e a reedição das antigas "ilhas" exportadoras, embora em suas versões modernas e competitivas. A "inserção competitiva" condiciona o crescimento econômico ao comportamento volátil dos preços das *commodities*, exigindo novos choques favoráveis nos preços para que a atividade econômica não perca fonte de dinamismo, pois os efeitos multiplicadores a partir do comércio externo são temporários.

Em termos gerais, a questão-chave colocada por este exercício de simulação é o desafio da diversificação, aqui entendida como a superação das especializações produtiva e exportadora, uma vez que essas especializações podem ser diferentes para uma região. Por trás da ideia de diversificação está o conceito de mudança estrutural, ou seja, de alteração da participação dos diferentes setores no valor adicionado da economia. Entretanto, ainda permanece a discussão sobre os estímulos ao crescimento regional como forma de diminuir as desigualdades ainda existentes e a forma como as regiões brasileiras estão inseridas na economia mundial.

Nesse quadro, as perspectivas futuras indicam que, para o longo prazo, são amplamente conhecidos na literatura os limites de um crescimento baseado em especialização em vantagens comparativas estáticas. A principal questão que se coloca é que a alta especialização em *commodities* impõe limitações estruturais à dinâmica endógena das economias regionais, restringindo o desenvolvimento de longo prazo e reforçando a continuidade do atraso econômico dessas regiões em relação às mais industrializadas e diversificadas. As regiões que têm sua pauta de exportação com grande participação destes produtos tendem a ser reféns das fases expansionistas dos ciclos econômicos. Por isso, a adoção de políticas voltadas para uma maior diversificação produtiva se torna um elemento central para a trajetória das regiões.

As ideias apontadas indicam que ainda permanecem espaços para aprofundamento das discussões, e este artigo, acima de tudo, busca ressaltar a necessidade do resgate das determinações estruturais para se pensar a dimensão espacial do processo de desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

AZZONI, C. Concentração regional e dispersão das rendas *per capita* estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB (1939-1995). **Estudos Econômicos**, v. 27, n.3, p. 341-393, 1997.

BAFFES, J.; HANIOTIS, T. **Placing the 2006/08 commodity price boom into perspective**. Washington: World Bank, July 2010. (Policy Research Working Paper, n. 5371).

BLACK, C. Eventos relacionados ao superciclo de preços das *commodities* no século XXI. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 2, p. 67-78, 2013.

_____. Preços de *commodities*, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.

BRANDÃO, C. A. **A dimensão espacial do subdesenvolvimento**: uma agenda para os estudos urbanos e regionais. 2004. 206 f. Tese (livre-docência) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.

BROWN, O.; GIBSON, J. (Org.). **Boom or bust developing countries' rough ride on the commodity price rollercoaster**. Winnipeg: IISD, Oct. 2006.

BURKHARD, J. Testimony before the Senate Committee on Energy and Natural Resources. **The price of oil**: a reflection of the world. Washington: United States Senate, 2008.

CAIADO, A. S. C. **Desconcentração industrial regional no Brasil (1985-1998**): pausa ou retrocesso? 2002. 290 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002.

CANO, W. (Org.). **Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil**: 1930-1970. 1. ed. São Paulo: Global; Unicamp, 1985.

_____. Concentração e desconcentração econômica regional no Brasil: 1970/95. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 8, p. 101-141, jun. 1997.

CARLEIAL, L. A contribuição neoschumpeteriana e o desenvolvimento regional. *In*: CRUZ, B. *et al*. (Org.). **Economia regional e urbana**: teorias e métodos. Brasília: Ipea, 2011. p. 113-140.

CARNEIRO, R. M. (Org.). ***Commodities*, choques externos e crescimento**: reflexões sobre a América Latina. Santiago: CEPAL, 2012.

CEPAL – COMISÃO ECONÔMICA PARA A AMÉRICA LATINA E O CARIBE. **Recursos naturais**: situação e tendências para uma agenda de desenvolvimento regional na América Latina e no Caribe. Santiago: CEPAL, dez. 2013.

_____. **Mudança estrutural para a igualdade**: uma visão integrada do desenvolvimento. Santiago: CEPAL, abr. 2014.

DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem contínua polarização. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 3, n. 1, p. 35-64, set. 1993.

_____. **A dinâmica regional recente da economia brasileira e suas perspectivas**. Brasília: Ipea, jun. 1995. (Texto para Discussão, n. 375).

_____. **A questão regional e as políticas governamentais no Brasil**. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2001. (Texto para Discussão, n. 159).

_____. **Dinâmica regional e ordenamento do território brasileiro**: desafios e oportunidades. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2013. (Texto para Discussão, n. 471).

DINIZ, C. C.; CROCCO, M. A. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, v. 6, n. 1, p. 77-103, jul. 1996.

DIXON, P. B. *et al*. (Org.). **ORANI**: a multisectoral model of the Australian economy. Amsterdam: North-Holland, 1982. 372 p.

DOMINGUES, E. P. **Dimensão regional e setorial da integração brasileira na Área de Livre Comércio das Américas**. 2002. 228 f. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

FAO – FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **The state of the agricultural commodity markets 2009**. [s.l.]: FAO, 2009.

FERCHEN, M. As relações entre China e América Latina: impactos de curta ou longa duração? **Revista de Sociologia Política**, Curitiba, v. 19, n. suplementar, p. 105-130, nov. 2011.

FERREIRA, S. R. dos A. **Condições externas e a dinâmica da inflação no Brasil 1994-2010**: uma interpretação estrutural. 2012. 160 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

FERREIRA FILHO, J. B. S. Introdução aos modelos aplicados de equilíbrio geral: conceitos, teoria e aplicações. *In*: CRUZ, B. *et al*. (Org.). **Economia regional e urbana**: teorias e métodos. Brasília: Ipea, 2011. p. 375-400.

FISHLOW, A. O ascenso recente dos preços das *commodities* e o crescimento da América Latina: mais que vinho velho em garrafa nova? *In*: BACHA, E. **Belíndia**

2.0: fábulas e ensaios sobre o país dos contrastes. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2012. p. 409-435.

GUILHOTO, J. J. M. (Org.). **Análise de insumo-produto**: teoria, fundamentos e aplicações. São Paulo: Ed. USP, 2011. No prelo.

GUIMARÃES NETO, L. Desigualdades e políticas regionais no Brasil: caminhos e descaminhos. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 15, p. 41-95, jun. 1997.

GRUSS, B. **After the boom-commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean**. [s.l.]: IMF, Aug. 2014. (IMF Working Papers, n. 154).

HADDAD, P. R. Tendências recentes do comércio internacional e suas implicações para a economia de Minas. **Cadernos BDMG**, Belo Horizonte, n. 6, p. 4-63, fev. 2003.

_____. **Retornos crescentes, custos de transporte e crescimento regional**. 2004. 207 f. Tese (Livre docência) – Instituto de Pesquisas Econômicas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

HADDAD, E. A.; GRIMALDI, D. **Impactos sistêmicos do padrão de especialização do comércio exterior brasileiro**. Brasília: CEPAL; Ipea, 2011. (Textos para Discussão CEPAL-Ipea, n. 41).

HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. Market imperfections in a spatial economy: some experimental results. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, n. 45, p. 476-496, 2005.

HADDAD, E. A.; PEROBELLI, F. S. Integração regional e padrão de comércio dos estados brasileiros. *In*: KON, A. (Org.). **Unidade e fragmentação**: a questão regional no Brasil. São Paulo: Perspectiva, 2002. p. 221-246.

HIRSCHMAN, A. O. **Estratégia do desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.

HORRIDGE, M.; MADDEN, J.; WITTWER, G. The impact of the 2002-2003 drought on Australia. **Journal of Policy Modeling**, New York, v. 27, n. 3, p. 285-308, Apr. 2005.

LEONTIEF, W. *et al*. The economic impact – industrial and regional – of an arms cut. **The Review of Economic Statistics**, v. 47, n. 3, p. 217-241, Aug. 1965.

LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R. F. Teorias clássicas do desenvolvimento regional e suas implicações de política econômica: o caso do Brasil. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, v. 12, n. 21, p. 5-19, jul. 2010.

MACEDO, F. C. **Integração e dinâmica regional**: o caso capixaba (1960-2000). 2001. 175 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2002.

MACEDO, F. C. de; MORAIS, J. M. L. Inserção comercial externa e dinâmica territorial no Brasil: especialização regressiva e desconcentração produtiva regional. **Informe Gepec**, Toledo, v. 15, n. 1, p. 82-98, jan.-jun. 2011.

MACHADO, E. L. **Economia de baixo carbono**: avaliação de impactos de restrições e perspectivas tecnológicas. Ribeirão Preto: Núcleo de Estudos em Economia de Baixo Carbono, 2012. 185 p.

MAGALHÃES, A. S. **O comércio por vias internas e seu papel sobre crescimento e desigualdade regional no Brasil**. 2009. 134 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

MASTERS, M. W. **Testimony before the senate committee on homeland security and governmental affairs**. Washington: United States Senate, May. 2008.

MAYERS, J. The financialization of commodity market and commodity price volatility. *In*: DULLIEN, S. *et al*. (Ed.). **The financial and economic crisis of 2008-2009 and developing countries**. Geneva: UNCTAD, Dec. 2010. p. 73-98.

MONASTERIO, L. M.; CAVALCANTE, L. R. Fundamentos do pensamento econômico regional. *In*: CRUZ, B. de O. *et al*. (Org.). **Economia regional e urbana**: teorias e métodos com ênfase no Brasil. 1. ed. Brasília: Ipea, 2011. v. 1. p. 43-78.

MYRDAL, G. (Org.). **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 1957.

NORTH, D. C. Teoria da localização e crescimento econômico regional. *In*: SCHWARTZMAN, J. (Org.). **Economia regional**: textos escolhidos. Belo Horizonte: Cedeplar, 1977. p. 333-343.

ÖSTENSSON, O. The 2008 commodity price boom: did speculation play a role? **Mineral Economics**, v. 25, n. 1, p. 17-28, July 2011.

PACHECO, C. A. **A questão regional brasileira pós-1980**: desconcentração econômica e fragmentação da economia nacional. 1996. 334 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1996.

_____. **Novos padrões de localização industrial?** Tendências recentes dos indicadores de produção e do investimento industrial. Brasília: Ipea, mar. 1999. (Texto para Discussão, n. 633).

PEREIRA, G. H. (Org.). **Política Industrial e localização de investimentos e o caso do Espírito Santo**. 1. ed. Vitória: EDUFES, 1998.

PEROBELLI, F. S. **Análise das interações econômicas entre os estados brasileiros**. 2004. 246 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

PERROUX, F. O conceito de pólo de desenvolvimento. *In*: SCHWARTZMAN, J. (Org.). **Economia regional**: textos escolhidos. Belo Horizonte: Cedeplar, p. 145-156, 1977.

PRATES, D. M. A alta recente dos preços das *commodities*. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 323-344, jul.-set. 2007.

SERRANO, F. A mudança na tendência dos preços das *commodities* nos anos 2000: aspectos estruturais. **Revista Oikos**, Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 168-198, 2013.

WILTGEN, R. S. Notas sobre polarização e desigualdades regionais. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 12, n. 2, p. 532-539, 1991.

WRAY, L. R. **The commodities market bubble**: money manager capitalism and the financialization of commodities. New York: WZB, 2008. (Public Policy Brief, n. 96).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CANO, W. (Org.). **Raízes da concentração industrial em São Paulo**. São Paulo: Difel, 1977.

CARVALHO, T. S. **Uso do solo e desmatamento nas regiões da Amazônia legal brasileira**: condicionantes econômicos e impactos de políticas públicas. 2014. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2014.

FOCHEZATTO, A. **Construção de um modelo de equilíbrio geral computável regional**: aplicação ao Rio Grande do Sul. Brasília: Ipea, abr. 2003. (Texto para Discussão, n. 944).

FURTADO, C. (Org.). **Formação econômica do Brasil**. São Paulo: Editora Nacional, 1976.

HADDAD, E. A. (Org.). **Regional inequalities and structural changes**: lessons from the Brazilian experience. Aldershot: Ashgate, 1999. 209 p.

HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you export matters. **Journal of Economic Growth**, n. 12, p. 1-25, Dec. 2007.

JOHANSEN, L. (Org.). **A multisectoral model of economic growth**. 2nd ed. Amsterdam: North-Holland, 1960.

LEMOINE, F.; KESENCI-ÜNAL, D. Chine: spécialisation internationale et rattrapage technologique. **Économie International**, v. 4, n. 92, p. 11-40, 2002.

LEMOS, M. B. *et al*. A nova configuração regional brasileira e sua geografia econômica. **Estudos Econômicos,** São Paulo, v. 33, n. 4, p. 665-700, out.-dez. 2003.

MATTEO, M. Heterogeneidade regional. *In*: INFANTE, R.; MUSSI, C.; ODDO, M. (Ed.). **Por um desenvolvimento inclusivo**: o caso do Brasil. Santiago: CEPAL; OIT; Brasília: Ipea, 2015.

SHINTAKU, I. **Aspectos econômicos da exploração mineral**. 1998. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Geociências, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1998.

SIMÕES, R. **Métodos de análise regional e urbana**: diagnóstico aplicado ao planejamento. Belo Horizonte: Ed. UFMG; Cedeplar, 2005. (Texto para Discussão, n. 259).

SINNOTT, E.; NASH. J.; DE LA TORRE, A. (Org.). **Natural resources in Latin American and the Caribbean**: beyond booms and busts. Washington: The World Bank, 2010.

VALLADARES, L. M. **Efeitos econômicos da expansão da oferta de petróleo e gás natural provenientes do pré-sal brasileiro**. 2013. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

Originais submetidos em: mar. 2017.

Última versão recebida em: jul. 2020.

Aprovada em: jul. 2020.

EFEITO DA MUNICIPALIZAÇÃO DO IMPOSTO TERRITORIAL RURAL SOBRE A ARRECADAÇÃO TRIBUTÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS[1]

Claudia Heck[2]
Fábio Nishimura[3]
Beatriz Santos Araújo[4]

O governo federal, com o intuito melhorar a gestão tributária do Imposto Territorial Rural (ITR), alterou a legislação do tributo e criou a possibilidade de celebração de convênio entre a Secretaria da Receita Federal (SRF) e os municípios, para que estes aumentem sua participação no valor transferido dos impostos, mediante a fiscalização e a cobrança do ITR. O presente trabalho buscou analisar o efeito que o convênio de fiscalização municipal do ITR promoveu sobre a arrecadação do imposto em questão. Para realizar tal análise, utilizamos como estratégia empírica o modelo de diferenças em diferenças, por meio de um painel de dados municipal, entre os anos de 2006 e 2010. Como resultado, verificamos que a fiscalização municipal logrou aumentar em até 8,8% a arrecadação do ITR.

Palavras-chave: Imposto Territorial Rural; fiscalização tributária; contas públicas; diferenças em diferenças.

EFFECT OF THE RURAL TERRITORIAL TAX MUNICIPALIZATION ON THE TAX COLLECTION OF BRAZILIAN MUNICIPALITIES

The Federal Government, in order to improve the tax management of the Rural Territorial Tax (ITR), amended the tax legislation and created the possibility of entering into an agreement between the IRS and the municipalities to increase their participation in the amount transferred. Taxes through the supervision and collection of ITR. This paper aimed to analyze the effect that the ITR municipal inspection agreement had on the tax collection in question. To perform this analysis, we used as an empirical strategy the Difference in Differences model, through a municipal data panel from 2006 to 2010. As a result, we verified that the municipal inspection was able to increase up to 8.8% the collection of ITR.

Keywords: Rural Territorial Tax; tax inspection; public accounts; differences in differences.

JEL: H20; H26; H29.

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art5

2. Professora da Faculdade de Economia da Universidade Federal de Mato Grosso (UFMT). *E-mail*: <clauheck@hotmail.com>.

3. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFMT e do Curso de ciências econômicas da Universidade Federal de Rondonópolis (UFR). *E-mail*: <fabio@ufr.edu.br>.

4. Bacharel em ciências econômicas pela UFMT. *E-mail*: <beatrizeconomista@outlook.com>.

1 INTRODUÇÃO

O Imposto Territorial Rural (ITR) no Brasil esteve sob a competência dos estados, dos municípios e, atualmente, compõe a base tributária da União, com uma arrecadação ínfima, a despeito do potencial de cobrança sobre a propriedade da terra no país. As dificuldades impostas para a sua cobrança estão relacionadas, nos aspectos técnicos, à dimensão do território nacional; à necessidade de regularização fundiária e de demarcação das áreas públicas e privadas; e à avaliação e fiscalização do valor real dos imóveis rurais, que, em geral, não expressam a verdadeira capacidade contributiva do imóvel.

Tais dificuldades refletem, de um lado, a formação da estrutura agrária brasileira, articulada com os interesses da política econômica nacional, voltada para o mercado externo, e a defesa de interesses das oligarquias regionais. E, de outro, a sua complexa e frágil legislação tributária e a falta de estrutura do governo para ações mais efetivas de fiscalização.

A possibilidade criada pela legislação para que os contribuintes determinem o valor de seu bem imóvel, de forma autodeclarada, estimula neles um comportamento evasivo. A discussão acerca do aumento da arrecadação e a redução da evasão fiscal está relacionada com o comportamento individual do contribuinte, ou seja, está ligada ao seu perfil moral (Alm, McClelland e Schulze, 1992; Slemrod, 2007; Clotfelter, 1983; Friedland, Maital e Rutenberg, 1978); dessa forma, para a redução da evasão fiscal, há a necessidade de fiscalização direta do público sobre o qual incide o tributo, por agente do Estado.

Considerando esta situação, o governo federal, a partir da Emenda Constitucional (EC) nº 42/2003 (Brasil, 2003) e da Lei nº 11.250/2005 (Brasil, 2005), repassou a responsabilidade pela cobrança e fiscalização aos municípios que optarem pela celebração de convênio com a União, os quais, em contrapartida, têm a sua participação na receita do tributo aumentada de 50% para 100%. Para os municípios, o ITR tem se mostrado uma possibilidade concreta de incremento da receita, quando o país passa pelo controle dos gastos públicos e há necessidade de aumento de receita.

Nesse sentido, este artigo propõe avaliar o efeito da fiscalização do ITR sobre a arrecadação municipal desse imposto. Trata-se de um tema de grande relevância, pois demonstra a importância da fiscalização tributária para a receita do Estado e a possibilidade de melhorar a estrutura da receita pública, tornando mais efetiva a cobrança de um imposto progressivo sobre a propriedade.

Para a realização de tal tarefa, a estratégia empírica é de suma importância. Assim, aplicamos o modelo de diferenças em diferenças para dados em painel de municípios brasileiros. Também foram tratados, com os devidos cuidados

metodológicos, os possíveis problemas de endogeneidade que poderiam gerar vieses em nossos estimadores.

O trabalho apresenta, brevemente, as alterações da legislação brasileira relativa ao ITR, com destaque para a forma com que é realizada atualmente a cobrança e a fiscalização do imposto; os dados de transferências do ITR, bem como um conjunto de variáveis de controle; a estratégia empírica utilizada para obtenção dos resultados; e, por fim, os resultados obtidos na pesquisa.

2 O IMPOSTO TERRITORIAL RURAL NA LEGISLAÇÃO BRASILEIRA

Desde a sua criação, na Constituição da República de 1891, o Imposto sobre a Propriedade Territorial formou a base tributária dos estados (1891 a 1961) e dos municípios (1961-1964), até se tornar um imposto de competência da União, a partir de 1964; inicialmente, transferindo integralmente a receita aos municípios onde estivessem localizados os imóveis sobre os quais incidia a tributação, e, após a Constituição Federal de 1988 (CF/1988), repartindo, na proporção de 50%, a arrecadação entre a União e os municípios.

Nesse período, algumas mudanças marcaram a gestão tributária do ITR até a sua estrutura atual. A primeira se refere à EC nº 10/1964 (Brasil, 1964b), que norteou o Estatuto da Terra (Brasil, 1964a) e impôs funções extrafiscais ao imposto, como tentativa de auxiliar as políticas públicas de desconcentração da terra. Para tanto, a cobrança do ITR estabelecia critérios de progressividade no tamanho da propriedade e regressividade no grau de utilização. Todavia, apesar de a legislação apresentar elementos progressistas, sua aplicação demonstrou-se bastante ineficaz, tanto em sua função como instrumento de política agrária, quanto pela sua capacidade de arrecadação. Meneghetti Neto (1992, p. 186) destacou que a administração tributária foi marcada por "distorções nos cadastros, centralização excessiva da sua estrutura de arrecadação, distância entre o contribuinte e o administrador do imposto e cálculos complicados para se determinar o imposto a pagar", que ampliaram a injustiça fiscal.

A gestão do tributo esteve a cargo do Instituto Brasileiro de Reforma Agrária (Ibra), até 1970, quando, em virtude de sua fusão com o Instituto Nacional de Desenvolvimento Agrário (Inda), originou-se o Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária (Incra). Em 1972, o Incra instituiu o Sistema Nacional de Cadastro Rural (SNCR), para recadastramento dos imóveis rurais no país. Esse órgão foi responsável pela gestão da terra e do ITR até 1990 (Brasil, 1990), quando a cobrança do tributo foi repassada para a Secretaria da Receita Federal (SRF). Contudo, sem retirar do Incra a atribuição de manter atualizado o seu cadastro fundiário para o cumprimento de suas funções relativas às condições da estrutura

fundiária nacional (Souza, 2004;[5] Oliveira, 2010). A SRF, apesar de utilizar as bases do SNCR para o cadastramento do ITR nos anos de 1990 e 1991, impôs um novo cadastro de imóveis rurais, que deveria permitir a esse órgão maior segurança e controle dos dados. Assim, mantiveram-se dois cadastros rurais nacionais, com funções distintas: tributária e fundiária (Meneghetti Neto, 1992; Souza, 2004).

Além da complexa questão do cadastramento das propriedades rurais, a CF/1988 (art. 153, § 4º) destacou a função do ITR como mecanismo para alterar a forma de exploração da terra e a estrutura fundiária no país. Somente em 1993, por meio da Lei nº 8.629, a legislação brasileira definiu o conceito de propriedade produtiva, criando critérios como o grau de utilização da terra (GU) e o grau de eficiência na exploração, porém determinando que os critérios seriam definidos pelos órgãos executivos (Lenti e Silva, 2016).

Percebendo que o valor da terra nua (VTN) declarado comprometia o potencial de arrecadação do tributo, a SRF estabeleceu, por intermédio da Lei nº 8.847/1994 (Brasil, 1994), o valor mínimo do VTN para os municípios, apurado por estimativas de preços da terra, em conjunto com outros órgãos governamentais[6] (Lenti e Silva, 2016). Dois anos mais tarde, a legislação foi revista pela Lei nº 9.393/1996, sendo que o VTN retornou ao seu caráter declaratório pelo contribuinte. Ainda, a lei simplificou a fórmula de cálculo do tributo, sendo que a alíquota passou a ser dependente da dimensão da propriedade e do seu grau de utilização (excluídas as construções, instalações e benfeitorias; áreas de culturas permanentes e temporárias; pastagens cultivadas e melhoradas; e florestas plantadas). Em relação às alíquotas, definiu-se a sua uniformização em todo o território nacional.

A autodeclaração do VTN e do GU tem permitido que os proprietários rurais apresentem valores bastante baixos para a terra, e demonstram a fragilidade da cobrança do tributo no país, marcado por uma estrutura fundiária concentradora, cujos proprietários rurais possuem importante articulação política. Para Brugnaro, Bel Filho e Bacha (2003, p. 19), "é possível que o proprietário rural manipule informações sobre a utilização da terra e o valor da terra nua de modo a pagar menos ITR".

No que se refere ao cadastro das propriedades rurais, a legislação de 1996 criou a possibilidade de integração entre os órgãos, mediante a celebração de convênios entre a SRF, o Incra, o Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis (Ibama), a Fundação Nacional do Índio (Funai) e as Secretarias Estaduais de Agricultura, para as atividades de fiscalização sobre as

5. Disponível em: <https://bit.ly/3J3mL0r>.

6. O valor da terra nua mínimo (VTNm) seria fixado pela SRF em conjunto com o Ministério da Agricultura, do Abastecimento e da Reforma Agrária e as secretarias de agricultura dos estados, com base no levantamento de preço do hectare da terra nua, para os diversos tipos de terras existentes.

informações prestadas pelo contribuinte. O trabalho conjunto dos órgãos levou, em 2001, à aprovação da Lei nº 10.267 (Brasil, 2001), com mudanças importantes para o sistema de cadastros de imóveis rurais, entre elas a criação do Cadastro Nacional de Imóveis Rurais (CNIR), gerido conjuntamente pelo Incra e pela SRF. Nas palavras de Appy (2015, p. 29): "Embora o processo de harmonização dos cadastros do Incra e da Receita Federal tenha avançado bastante (...), o fato é que até hoje o processo de unificação dos cadastros no CNIR ainda não foi completado".[7]

Outra mudança foi incorporada à redação do texto constitucional, com a EC nº 42/2003 (Brasil, 2003), que determinava que o ITR será progressivo, de forma a desestimular as propriedades improdutivas; não será cobrado de glebas rurais, quando o proprietário não possuir outro imóvel; e será fiscalizado e cobrado pelos municípios que por isso optarem, na forma da lei. A EC, regulamentada pela Lei nº 11.250/2005, facultou aos municípios a realização de convênios com a SRF, objetivando delegar as atribuições de fiscalização e de cobrança do ITR, caso em que passam a ter direito a 100% da arrecadação do imposto. A celebração desses convênios teve início em 13 de outubro de 2008, com os municípios de Brasilândia-MS e Lagoa Vermelha-RS, seguidos de Amambai-MS e Naviraí-MS.

Todavia, a celebração dos convênios não alterou a forma com que o contribuinte declara o tributo. O valor do imposto devido pelo contribuinte é definido a partir do valor da terra nua tributável (VTNt) e o GU, com alíquotas progressivas, considerando-se a área total do imóvel.

$$\text{Valor do ITR} = \text{VTNt} \times \text{Alíquota (GU)}\ . \tag{1}$$

Sendo que o VTNt será dado pelo quociente entre a área tributável[8] pela área total do imóvel, multiplicado pelo VTN,[9] conforme a equação (2). O VTN será definido a cada ano de ocorrência do fato gerador do ITR, e será considerado por autoavaliação da terra nua a preço de mercado, ou seja, será declarado pelo próprio contribuinte.

$$\text{VTNt} = (\text{Área Tributável} \div \text{Área total}) \times \text{VTN}\ . \tag{2}$$

Por sua vez, o GU será a relação percentual entre área a efetivamente utilizada na exploração agropecuária (agricultura, pastagem, exploração extrativa, atividade granjeira ou aquícola ou área de implantação de projeto técnico) e a área aproveitável,

7. Appy (2015) destaca que, além das dificuldades intrínsecas ao cadastro rural gerado pelo Incra e pela SRF, novos sistemas de cadastramento, como o Cadastro Ambiental Rural (CAR), não têm conseguido criar um sistema de cobertura e de conceitos que possam ser utilizados também para fins tributários.

8. Excluem-se, da área tributável, as áreas de preservação permanente; reserva legal; reservas particulares do patrimônio natural; áreas de servidão de floresta; e áreas de interesse ecológico.

9. Não integram o VTN os valores de mercado relativos às construções, instalações e benfeitorias; culturas permanentes e temporárias; pastagens cultivadas e melhoradas; florestas plantadas.

que corresponde à área tributável, excluídas as áreas ocupadas por benfeitorias úteis e necessárias (como moradias, galpões para armazenamento da produção, currais, açudes, estradas internas etc.).

$$\text{GU} = (\text{Área Utilizada} \div \text{Área Aproveitável}) \times 100 \,. \tag{3}$$

O resultado percentual dessa equação deverá ser confrontado na tabela relativa à alíquota de imposto devido, definida pela Lei nº 9.393/1996, art. 11, conforme a tabela 1.

TABELA 1
Alíquotas do ITR em função do grau de utilização da terra e da área total dos imóveis

Área total do imóvel (hectares)	GUs e respectivas alíquotas				
	GU maior que 80%	GU maior que 65% até 80%	GU maior que 50% até 65%	GU maior que 30% até 50%	GU até 30%
Até 50	0,03	0,20	0,40	0,70	1,00
Maior que 50 até 200	0,07	0,40	0,80	1,40	2,00
Maior que 200 até 500	0,10	0,60	1,30	2,30	3,30
Maior que 500 até 1.000	0,15	0,85	1,90	3,30	4,70
Maior que 1.000 até 5.000	0,30	1,60	3,40	6,00	8,60
Acima de 5.000	0,45	3,00	6,40	12,00	20,00

Fonte: Brasil (1996).

De acordo com as características de progressividade do imposto, quanto maior for o percentual de área utilizada em relação à área total, menor a alíquota para o cálculo do imposto. No entanto, verifica-se que não há linearidade para o aumento das alíquotas entre as faixas, que variam entre 0,03% e 20%. Para uma propriedade que reduz a sua área de 80% para 75%, a alíquota é aumentada em média seis vezes. Para Appy (2015, p. 14), a impressão é de que "a maior alíquota é excessivamente elevada (em cinco anos o valor do imposto devido seria igual ao VTNt), assim como a menor alíquota é excessivamente baixa". Tal condição estimula autodeclarações com graus de utilização da terra superiores.

Diferentes autores, como Souza (2004),[10] Araújo *et al.* (2014), Appy (2015), Reydon e Oliveira (2015), Farias, Silva e Leite (2018), concordam que tal situação é facilitada por motivos como: i) a falta de fiscalização e acompanhamento das declarações, atribuída ao distanciamento entre o órgão fiscal e o contribuinte; ii) a ausência de um sistema cadastral único, público e que abarque todas as dimensões da propriedade rural (produtiva e ambiental), por intermédio de uma legislação congruente (o que também favoreceria a atuação sobre a função social

10. Disponível em: <https://bit.ly/3J3mL0r>.

da propriedade da terra); e iii) a impunidade sobre as declarações prestadas, que tornam a arrecadação do imposto irrisório, e a sua função extrafiscal, irrelevante.

Outra especificidade da arrecadação do ITR é que, além do GU, o VTN da propriedade também é declaratório. O valor autodeclarado da terra implica, historicamente, pagamentos de valores muito baixos do tributo. Apesar da tentativa da SRF de estabelecer um VTNm para o valor da terra, em 1994, com efeito sobre o aumento da arrecadação, especialmente, no ano de 1996, o resultado foi a alteração da legislação no mesmo ano. De acordo com o projeto de lei[11] que propõe a alteração da legislação, um dos argumentos que justificava tal propositura era o elevado índice de inadimplência do tributo no ano de 1995, que atingiu 64% dos imóveis cadastrados (Brasil, 1996). Apesar disso, a arrecadação do imposto caiu nos anos subsequentes, mantendo-se como um valor extremamente baixo para a realidade rural no Brasil.

A avaliação de imóveis rurais representa uma tarefa bastante complexa. Bacha, Stege e Harbs (2016) analisaram dados da Fundação Getulio Vargas (FGV)[12] para o preço da terra no país e concluíram que houve aumento entre 2000 e 2013, com estabilidade de preços a partir de 2000, em algumas regiões. Os autores afirmam, no entanto, que há grande heterogeneidade de preço entre as regiões e dentro delas.

Além disso, a estrutura fundiária do país é marcada, de um lado, por um grande número de pequenas propriedades, e, de outro, por poucas propriedades de grande porte. Porém, as últimas respondem por, aproximadamente, 75% da produção agropecuária (IBGE, 2017). Farias, Silva e Leite (2018) analisaram os dados disponíveis no Cadastro de Imóveis Rurais (Cafir), da SRF, no ano de 2015, e identificaram que 80% das declarações são de pequenas propriedades (menos de 50 hectares), enquanto 1,1% é de grandes propriedades; assim, o valor médio do ITR arrecadado variou entre R$ 29,60, nas primeiras, e R$ 2.151,60, nas últimas.

Nesse sentido, para Appy (2015), as informações declaradas pelos contribuintes resultam em áreas tributáveis menores e graus de utilização maiores, situação para a qual inexiste uma fiscalização adequada tanto pela SRF, quanto pelos municípios que assumem essa função a partir da assinatura de convênios.

Os municípios, ao formalizarem o convênio com a SRF, devem criar o Comitê Gestor do ITR (CGITR) e informar à SRF, a cada exercício fiscal, o VTN para os imóveis localizados em seu domínio, utilizando-se de levantamentos realizados

11. Projeto de Lei (PL) nº 2.515/1996, cuja súmula trata da "nova redação à Lei nº 8.847, de 20 de janeiro de 1994", que "dispõe sobre o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural ITR e dá outras providências", tramitado pela Câmara de Deputados.

12. A FGV descontinuou a série de dados estatísticos sobre preço da terra em 2014.

pelas secretarias municipais de agricultura, pelo Instituto de Assistência Técnica e Extensão Rural (Emater), pelo Incra e por outros órgãos locais.

Para os proprietários rurais, o valor continua sendo autodeclarado, sendo o valor informado pelos municípios apenas um parâmetro para as declarações. Após o lançamento dos dados na SRF, cabe ao corpo técnico do município realizar a homologação das declarações, ou seja, confrontar as informações declaradas no documento fiscal com a avaliação local. Havendo divergência entre os valores informados, o município deverá fiscalizar a conformidade das informações prestadas e os documentos comprobatórios do contribuinte (laudos técnicos e outros).

O aumento do repasse do ITR tornou-se um atrativo para que os municípios façam a adesão ao convênio, apesar da pouca capacidade técnica apresentada por eles para cumprirem efetivamente a fiscalização. No entanto, a perspectiva da fiscalização mais próxima ao agente econômico produz resultados sobre a arrecadação do ITR. Assim, o acréscimo da receita do ITR demonstra como esse imposto foi negligenciado no Brasil e, principalmente, atesta o seu potencial de arrecadação, como fonte de receita para os municípios.

3 DADOS

Os dados referentes às transferências do ITR para os municípios foram coletados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN),[13] no período 2006-2010, para os 5.570 municípios brasileiros. Conforme a tabela 2, o valor arrecadado de ITR, em municípios que não tenham convênio com atos fiscalizatórios em 2006 é da ordem de R$ 27 milhões. Em 2007, o ITR atingiu seu valor máximo, em nossa série histórica, com aproximadamente R$ 29 milhões arrecadados, perdendo sua captação máxima em 2008. Em 2010, ele apresentou valor de R$ 19,5 milhões, e, se comparado a 2006, o primeiro ano de análise de nossa série, houve uma redução de 28,5%. Quando avaliamos as estatísticas para municípios que celebraram convênios com a SRF, não percebemos diferenças de tendências em relação aos municípios que não os celebraram; somente se percebe que o montante arrecadado é maior. Assim, em 2008, o valor arrecadado é de R$ 216 milhões, e em 2010 esse valor se reduz para R$ 193 milhões – uma queda de 10,7% em dois anos.

13. Disponível em: <https://bit.ly/3CvcasB>. Acesso em: maio 2018.

TABELA 2
Estatística descritiva

Ano	Quantidade de municípios		ITR		FPM	
	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle
2006	-	5.570	-	27.346	-	5.297.679
2007	-	5.570	-	28.872	-	6.093.532
2008	96	5.474	216.208	26.998	8.791.855	7.574.937
2009	1.311	4.259	115.46	18.744	7.012.723	7.235.169
2010	1.463	4.107	192.978	19.541	7.609.143	7.778.071

Fontes: Receita Federal (2018), IBGE (2019) e STN (disponível em: <https://bit.ly/3CvcasB>; acesso em: maio 2018).
Elaboração dos autores.

Outras variáveis também foram analisadas na tabela 2 da estatística descritiva, como o Fundo de Participação dos Municípios (FPM), que apresentou oscilação idêntica aos do ITR, considerando-se que refletem a capacidade de arrecadação do governo federal para diferentes tributos. A estatística descritiva demonstra que os grupos de tratados e controles possuem valores muito distantes, o que acaba fortalecendo a importância de uma análise estatística mais precisa e robusta.

Em relação aos dados sobre os municípios que fizeram o convênio com a SRF, para fiscalizar o valor base para cálculo do ITR, foram levantados dados das transferências do ITR junto à STN, nos anos de 2006 a 2010, para os 5.570 municípios brasileiros. Neste artigo, chamamos de tratados (assumem o valor 1) os municípios que fizeram o convênio e passaram a fiscalizar o valor declarado da terra, e denominamos de controle os municípios que não o fizeram (e que, nesse caso, assumem o valor 0).

De acordo com a STN, o programa se iniciou em 2008, com 96 municípios; em 2009, passou para 1.311 municípios; e em 2010, atingiu 1.463 municípios conveniados. Isso demonstra uma cobertura nacional de 1,72%, 23,5% e 26,6%, respectivamente, para os anos de 2008 a 2010. Ainda se verificou um aumento, em 2010, de catorze vezes o valor inicial de 2008, conforme a tabela 2.

Como covariáveis para o modelo, foram utilizados dados socioeconômicos, valores agregados da produção, dados sociais e geográficos. Esses são provenientes do Instituto de Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Educação, do Ministério da Educação (MEC); e do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi). Essas covariáveis têm o objetivo de melhorar a especificação de nosso modelo e reduzir possíveis vieses de variáveis omitidas, que serão discutidas na seção 4.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nosso modelo especifica a relação entre a fiscalização municipal e a arrecadação do ITR, e, para isso, nossa estratégia se preocupou com a existência de algum viés em nossos estimadores.

Primeiramente, nossa estratégia se preocupou com um sério problema, que também foi levantado por Rocha e Soares (2010): existe a possibilidade de que alguns fatores aleatórios estivessem promovendo viés de seletividade entre os municípios, em relação a fazerem os convênios e iniciarem as fiscalizações, o que acentua graves problemas de endogeneidade. Essas influências podem advir de uma estrutura fiscal preexistente, de um corpo de fiscais preparados e ociosos ou até mesmo de algum motivo diferente que acaba propiciando e melhorando a arrecadação de ITR; essas motivações diversas provoquem vieses que devem ser corrigidos. Para verificar tal situação, aplicamos um modelo de risco proporcional de Cox (Cox proportional hazard model), nos mesmos moldes aplicados por Galiani, Gertler e Schargrodsky (2005), Rocco e Sampaio (2016) e Nishimura e Sampaio (2016), em que se irá identificar qual a probabilidade de que alguma variável aleatória esteja influenciando no tempo o início das fiscalizações, sem ser com o intuito de melhorar a arrecadação do ITR. Assim, aplicamos Cox (1972),

$$h(t,X) = h_0(t)\exp(\textstyle\sum_{i=1}^{p}\beta_i X_i)\ , \tag{4}$$

em que $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ são as variáveis independentes e controles do modelo.

A condição para que não ocorra esse viés é que os resultados não podem ser estatisticamente significantes, e que também apresentem uma probabilidade muito baixa nos coeficientes estimados.

Como avaliar o efeito médio do tratamento é o ponto crucial deste artigo, aplicamos a metodologia de diferenças em diferenças para isso. Inicialmente, serão formados grupos contrafactuais – denominados grupos de tratamento e controle –, sendo que o primeiro se relaciona a municípios onde foram iniciadas ações de fiscalização, e o segundo se constitui dos municípios em que não haverá ações de fiscalização. Também é importante frisar que teremos estes mesmos municípios como elementos antes do início das ações de fiscalização e após essas ações. Assim, segundo Angrist e Pischke (2008),[14] temos que:

$$Y_{ist} = \gamma_{ist} + \lambda_{ist} + \delta D_{ist} + \varepsilon_{ist}\ , \tag{5}$$

em que $E(\varepsilon_{ist}|s,t) = 0$.

14. Disponível em: <https://bit.ly/3CrHfxr>.

Daí, temos

$$E[Y_{ist}|s = treat, t = após\ início] - E[Y_{ist}|s = treat, t = antes\ início] = \lambda_{após} - \lambda_{antes}, \quad (6)$$

e

$$E[Y_{ist}|s = controls\ , t = após\ início] - E[Y_{ist}|s = controls, t = antes\ início] = \lambda_{após} - \lambda_{antes} + \delta\ . \quad (7)$$

Assim, o estimador de diferenças em diferenças fica:

$$\{E[Y_{ist}|s = treat, t = após\ início] - E[Y_{ist}|s = treat, t = antes\ início]\} - [E[Y_{ist}|s = controls, t = após\ início] - E[Y_{ist}|s = controls, t = antes\ início]\} = \delta. \quad (8)$$

Dessa forma, para corrigir o problema da construção de contrafactual e encontrar os resultados principais do trabalho, utiliza-se o método de diferenças em diferenças, variando entre os anos determinados.

Mas, mesmo solucionando o problema da construção do contrafactual, deve-se atentar para alguns problemas inerentes a esta análise.

Um sério problema são os efeitos das variações de arrecadação do ITR advindas de outros fatores associados no tempo. Para verificar se existem fatores associados, utilizamos uma técnica empregada por Granger (1969), por meio da qual verificamos se os estimadores têm poder estatístico antes e depois do início das fiscalizações. Assim, temos:

$$Y_{ist} = \gamma_s + \lambda_t + \sum_{\tau=0}^{m} \delta_{-\tau} D_{s,t-\tau} + \sum_{\tau=0}^{m} \delta_{+\tau} D_{s,t+\tau} + X'_{ist}\beta + \varepsilon_{ist}\ . \quad (9)$$

Para problemas de variáveis omitidas, incluímos covariáveis, em nosso modelo, ligadas a aspectos municipais, econômicos e geográficos, bem como variáveis com fins tributários de gastos públicos.

Para variáveis não observáveis e invariantes no tempo, incluímos efeitos fixos de tempo e de município, o que reduz nossos problemas de endogeneidade. O efeito fixo do município é incluído no modelo de forma não paramétrica, para controlar por características municipais não observáveis e invariantes no tempo, enquanto o efeito fixo de tempo controla para efeitos temporais comuns a todos os municípios. Utilizam-se ainda, mínimos quadrados ponderados pela população, para que não seja atribuído o mesmo peso para municípios com população distintas; por exemplo, um município com quatro pessoas e uma que arrecada, e municípios com 1 mil pessoas e 250 que arrecadam. Como forma de deixar o cálculo de erro-padrão robusto à correlação serial e à heterocedasticidade, usaremos a técnica de cluster por municípios, seguindo Bertrand, Duflo e Mullainathan (2004).

Dessa forma, nosso modelo econométrico a ser estimado segue a especificação abaixo:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Fisc_{it} + \theta X_{it} + \lambda_t + \lambda_m + \varepsilon_{it} \ , \tag{10}$$

em que Y_{it} é o resultado de interesse para o município i, no ano t. $Fisc_{it}$ é um indicador que toma o valor igual a 1, se o município i possuir fiscalização no ano t, e 0 caso contrário. X_{it} é um vetor de controle descrito na seção dados, a λ_t e λ_m são, respectivamente, efeito fixo de tempo e efeito fixo de município. Finalmente, ε_{it} é um termo de erro.

Ainda, para garantir estatisticamente nossos resultados, aplicamos testes de resposta heterogênea e testes de robustez. Os três testes de resposta heterogênea são feitos através de regressões com subgrupos amostrais, em que ainda são separados por grupos acima e abaixo da média nacional das variáveis FPM, extensão territorial e produto interno bruto (PIB) municipal. Os resultados estatisticamente significantes destes testes reforçam os coeficientes encontrados na tabela do resultado principal do trabalho.

Por fim, utilizam-se testes de robustez para checar se o modelo econométrico está bem especificado, garantindo estatisticamente seus resultados. No primeiro teste de robustez, utilizamos uma causalidade no espírito de Granger, como empregado por Autor (2003), em que coeficientes determinados antes do início das fiscalizações municipais não devem ter significância estatística, assim se garantindo o efeito que as fiscalizações têm sobre a arrecadação de ITR.

O segundo teste de robustez é uma aleatorização da variável fiscalização, que, após realizada, não deve apresentar significância estatística nos coeficientes regredidos. E, por fim, avaliamos, mediante uma interação entre arrecadação e tendência, se há possibilidade de municípios onde existe a fiscalização influenciarem os municípios vizinhos; como resposta deste teste, depois de se controlar esse efeito, os coeficientes ainda devem ser estatisticamente significantes. Na seção 5, apresentaremos os resultados do trabalho.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este artigo busca entender o efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação do ITR. Esta seção, em particular, apresenta a análise dos resultados obtidos por meio da aplicação das regressões demonstradas na metodologia.

Primeiramente, verificamos se existia alguma variável, em nosso modelo, que pudesse interferir na escolha do município, causando algum problema de seletividade, em relação ao início da fiscalização sobre o valor venal da propriedade.

Para tal, aplicamos o modelo de risco proporcional de Cox; os resultados constam na tabela 1, calculados observando-se até dois períodos antes do início da fiscalização municipal.

Observa-se, na tabela 3, que nenhum dos coeficientes foi significante estatisticamente, o que certifica a não existência de interferência de viés de seletividade nos resultados; ainda, os coeficientes são muito próximos de zero, o que reduz a probabilidade de que esse efeito tenha grande magnitude sobre o a implantação da fiscalização municipal.

TABELA 3
Estimação hazard de entrar no Convênio da Fiscalização Municipal

Variável	(1)	(2)	(3)
Δ_{t-1} *ITR*	1.29e-16		6.32e-18
	(8.50e-10)		(1.87e-10)
		1.31e-16	6.31e-18
Δ_{t-2} *ITR*		(1.11e-09)	(2.40e-10)
Número de observações	72.293	72.293	72.293

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

A tabela 4 apresenta o resultado principal de nosso estudo. Verificarmos, nas colunas 1 a 3, que a fiscalização possui correlação positiva e significante estatisticamente, demonstrando que os municípios que iniciaram a ação de fiscalização estão relacionados com um aumento na arrecadação de ITR.

Na coluna 4 da tabela 4, temos o resultado da regressão, que aponta um valor negativo de -0,111, porém, estatisticamente sem significância. Esse resultado está condizente com a realidade, porque os trâmites e a operacionalização das ações demoram algum tempo para afirmar os resultados.

Agora, quando observamos o efeito em anos posteriores, os coeficientes são estatisticamente significantes e positivos. Dessa forma, podemos avaliar que o efeito da fiscalização produz um resultado causal: consegue-se aumentar em 4,6% a arrecadação de ITR, após um ano de existência de fiscalização nos municípios; e em 8,8%, após dois anos. Em todos os resultados da coluna 4, foram considerados efeitos fixos de tempo e de município, além das variáveis de controle.

TABELA 4
Efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR em anos posteriores à implantação

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)
ITR	2,453 ***	1,047***	1,025***	-0,111
	(0,015)	(0,010)	(0,009)	(0,017)
Δ_{t+1} ITR				0,046***
				(0,015)
Δ_{t+2} ITR				0,088***
				(0,015)
Efeito fixo de tempo	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de município	Não	Não	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim
Número de observações	72.210	72.210	72.210	12.316

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

Para se obterem mais respostas quanto ao nosso objetivo, analisamos agora testes de respostas heterogêneas (conforme as tabelas 5, 6, e 7). A tabela 5 aponta para resultados específicos, quando subdividimos a amostra em municípios com FPMs maiores e menores que a média nacional. Em ambos os casos, os coeficientes foram positivos e significantes. Assim, pode-se dizer que a fiscalização atinge tanto os municípios com maiores repasses quanto municípios com menores, com o seu efeito positivo sobre a arrecadação de ITR.

TABELA 5
Efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR, por municípios com FPMs menores e maiores que a média

Variável		Menor PIB		Maior PIB
Δ_{t+1} *ITR*		0,098***		0,124***
		(0,018)		(0,030)
Δ_{t+2} *ITR*		0,134***		0,096***
		(0,022)		(0,022)
Efeito fixo de tempo	Sim		Sim	
Efeito fixo de município	Sim		Sim	
Controles	Sim		Sim	
Número de observações		9.829		2.487

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

A tabela 6 verifica o efeito das fiscalizações sobre a arrecadação de ITR, subdividindo a amostra em municípios com maiores e menores extensões territoriais. Observamos que, em municípios com menores extensões territoriais, o efeito é positivo e significante, tanto em um como em dois anos após o início da fiscalização. Por sua vez, para os municípios com maiores extensões territoriais, o efeito é visível após dois anos de implantação da fiscalização. Uma hipótese é que grandes extensões territoriais têm precificação mais complexa, devido a algumas regiões terem dificuldades de mensuração das unidades rurais e também disporem de poucos equipamentos necessários a essa tarefa. Desse modo, o efeito aparece somente após dois anos.

TABELA 6
Efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR, por extensões territoriais menores e maiores que a média

Variável		Menor extensão		Maior extensão
Δ_{t+1} *ITR*		0,058***		0,041
		(0,018)		(0,025)
Δ_{t+2} *ITR*		0,070***		0,123***
		(0,017)		(0,030)
Efeito fixo de tempo	Sim		Sim	
Efeito fixo de município	Sim		Sim	
Controles	Sim		Sim	
Número de observações		9.504		2.812

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

A tabela 7 apresenta os resultados das regressões, levando-se em consideração municípios com PIBs maiores e menores. Os resultados são significantes para municípios com PIB menor logo após o primeiro ano do início da fiscalização, e esse efeito permanece no segundo ano. Para os municípios com PIB maior, observamos um efeito positivo a partir do segundo ano. Todos esses resultados são estatisticamente significantes.

TABELA 7
Efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR, por PIBs menores e maiores que a média

Variável		Menor PIB		Maior PIB
Δ_{t+1} *ITR*		0,072***		0,061
		0,016		0,040
Δ_{t+2} *ITR*		0,110***		0,093**
		0,017		0,043
Efeito fixo de tempo	Sim		Sim	
Efeito fixo demunicípio	Sim		Sim	
Controles	Sim		Sim	
Número de observações		10.896		1.420

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

Dessa forma, todos os resultados das tabelas anteriores acompanham o resultado da tabela 4 (com o resultado principal do estudo), fortalecendo a ideia de que a fiscalização tem uma grande associação causal com o aumento da arrecadação de ITR pelo município. Porém, ainda podem restar dúvidas quanto ao modelo especificado e suas possíveis tendências viesadas, o que acaba por refletir um resultado errado.

Para isso, as tabelas 8, 9 e 10 nos apresentam testes de robustez, capazes de minimizar estatisticamente possíveis vieses em nossos valores estimados. A tabela 8 apresenta os resultados do teste de robustez de possíveis efeitos antes e depois do início da ação de fiscalização. Verificamos que os efeitos não aparecem, ou seja, não são estatisticamente significantes antes do início das fiscalizações. Após seu início, é perceptível que há uma relação estatística entre as fiscalizações municipais e a arrecadação do ITR. Isso nos assegura que os possíveis efeitos estatísticos não advêm de outras possíveis causas além da fiscalização.

TABELA 8
Robustez do efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR: causalidade no sentido de Granger

Variável		Modelo 1
Δ_{t-2} *ITR*		0,003
		(0,016)
Δ_{t-1} *ITR*		0,03
		(0,021)
ITR		0,111
		(0,017)
Δ_{t+1} *ITR*		0,046***
		0,015
Δ_{t+2} *ITR*		0,088***
		0.015
Efeito fixo de tempo	Sim	
Efeito fixo de município	Sim	
Controles	Sim	
Número de observações		12.316

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

O segundo teste de robustez é observado na tabela 9. Ao aleatorizarmos a variável de tratamento (fiscalização), mantivemos nossa hipótese de que não poderia ocorrer qualquer significância estatística nos valores estimados, o que pode ser observado na tabela 9. Isso garante que os resultados não são fruto de mera coincidência estatística e que o modelo segue bem especificado.

TABELA 9
Robustez do efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR: aleatoriedade da variável de tratamento

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)
ITR	-0,009	0,0003	0,0004	0,0006
	(0,018)	(0,005)	(0,005)	(0,009)
$\Delta_{t+1}\ ITR$				-0,0008
				(0,009)
$\Delta_{t+2}\ ITR$				0,018
				(0,025)
Efeito fixo de tempo	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de município	Não	Não	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim
Número de observações	72.210	72.210	72.210	12.316

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

Por fim, testamos para possíveis influências da vizinhança na melhoria da arrecadação ou na entrada do município na ação fiscalizadora. Observa-se que, quando inserimos uma condição de interação do ITR com uma tendência, não ocorre, em nenhum momento dos modelos regredidos, ausência de explicação estatística; ou seja, há significância estatística, confirmando os resultados positivos da tabela 4, com os valores principais, e não há influência por municípios vizinhos.

TABELA 10
Robustez do efeito das fiscalizações municipais sobre a arrecadação de ITR: convergência entre municípios

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)
ITR	1,857***	0,913***	0,896***	0,113***
	(0,023)	(0,012)	(0,012)	(0,017)
Δ_{t+1} *ITR*				0,074***
				(0,014)
Δ_{t+2} *ITR*				0,101***
				(0,013)
Interação do ITR com tendência	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de tempo	Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de município	Não	Não	Sim	Sim
Controles	Não	Não	Não	Sim
Número de observações	72.210	72.210	72.210	12.316

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Todas as estimações incluem uma constante, não reportada.
2. Erros-padrão estão entre parênteses.
3. *** $p < 1\%$; ** $p < 5\%$; * $p < 10\%$.

Resumindo, existe uma relação causal entre os municípios passarem a exercer a fiscalização dos valores declarados da terra, para fins de cálculo do valor do ITR, e se verificar um efeito sobre a arrecadação. Esse efeito é positivo em várias situações, e, ainda, o modelo consegue ser estatisticamente robusto em relação às mais diversas situações apresentadas nos testes, o que comprova que o modelo está bem especificado.

Por fim, conforme os resultados da pesquisa, as ações de fiscalização conseguem melhorar a arrecadação e diminuem a sonegação e corrupção no caso do recolhimento de ITR pelo contribuinte.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O ITR, analogamente ao Imposto de Renda, necessita de uma base de cálculo para ser efetivado, que, no caso do imposto rural, é o valor da terra. Esse valor é declarado pelo proprietário do imóvel, o que tem ocasionado muita discrepância em relação aos valores corretos, gerando-se, assim, uma arrecadação menor. Devido a esta situação, o governo federal buscou mecanismos que promovessem uma redução deste problema, por meio da municipalização das ações de fiscalização e cobrança do imposto.

Para verificar se a municipalização foi realmente eficiente em seus propósitos, este estudo analisou o efeito da municipalização da fiscalização sobre a arrecadação do ITR.

Para realizar tal análise, foram utilizados dados em painel municipal, via estratégia de diferenças em diferenças. Nossa preocupação, em relação aos resultados encontrados, foi evitar problemas de endogeneidade, comuns a dados quase-experimentais. Para isso, utilizamos um modelo com efeitos fixos de tempo e município, buscando evitar problemas de fatores com efeitos invariantes no tempo; aplicamos o modelo de risco proporcional de Cox, para garantir estatisticamente que não haveria probabilidade de que alguma variável de nosso modelo pudesse vir a interferir na escolha da municipalização; e controlamos para problemas de heterodecasticidade e autocorrelação serial. Ademais, para garantir a especificação de nosso modelo e seus resultados, foram aplicados o teste de respostas heterogêneas e testes de robustez.

Assim, após os cuidados metodológicos, verificamos que a fiscalização municipal do ITR consegue aumentar a sua arrecadação em 4,6% após um ano do início da fiscalização, e em até 8,8% passados dois de seu início.

Todos os testes de resposta heterogênea conseguem confirmar que a fiscalização de forma municipalizada é benéfica à arrecadação do tributo. Em relação aos testes de robustez realizados, também se observou que o modelo está bem especificado, garantindo estatisticamente os coeficientes encontrados.

Acreditamos que os resultados comprovam que a fiscalização municipalizada do ITR traz benefícios fiscais aos cofres públicos, além de diminuir a sonegação por parte dos contribuintes por intermédio dos lançamentos errados dos valores bases para o cálculo do imposto. No entanto, é necessário que se façam modificações na forma como o tributo é declarado, a fim de se corrigirem as distorções presentes nas alíquotas impostas ao grau de utilização, bem como para que se criem mecanismos para melhor apuração e fiscalização do VTN nos municípios – por meio de impostos progressivos sobre a propriedade imobiliária –, de modo que os interesses locais não se sobreponham à necessidade de arrecadação do país. Ainda, que os efeitos registrados pela fiscalização nos municípios não se percam no longo prazo.

REFERÊNCIAS

ALM, J. MCCLELLAND, G. H.; SCHULZE, W. D. Why do people pay taxes? **Journal of Public Economics**, v. 48, n. 1, p. 21-38, June 1992.

APPY, B. **O Imposto Territorial Rural como forma de induzir boas práticas ambientais**. Brasília: Ipam Amazônia, jun. 2015. Disponível em: <https://bit.ly/3KvPWtj>. Acesso em: set. 2016.

ARAÚJO, A. L. de. *et al*. Vulnerabilidade do sistema declaratório para tributação da propriedade rural. *In*: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE CIÊNCIAS GEODÉSICAS E TECNOLOGIAS DA GEOINFORMAÇÃO, 5., 2014, Recife, Pernambuco. **Anais**... Pernambuco: UFPE, 2014.

AUTOR, D. H. Outsourcing at will: the contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. **Journal of Labor Economics**, v. 21, n. 1, p. 1-42, Jan. 2003.

BACHA, C. J. C.; STEGE, A. L.; HARBS, R. Ciclos de preços de terras agrícolas no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, p. 18-37, out.-dez. 2016.

BERTRAND, M.; DUFLO, E.; MULLAINATHAN, S. How much should we trust differences-in-differences estimates? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 1, p. 249-275, Feb. 2004.

BRASIL. Lei Federal nº 4.504, de 30 de novembro de 1964. Dispõe sobre o Estatuto da Terra, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 30 nov. 1964a. Disponível em: <https://bit.ly/3tJcgZO>.

_____. Emenda Constitucional nº 10, de 9 de novembro de 1964. Altera os artigos 5º, 15, 29, 141, 147 e 156 da Constituição Federal. **Diário Oficial da União**, Brasília, 11 nov. 1964b. Disponível em: <https://bit.ly/3J1tTdL>. Acesso em: dez. 2017.

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

_____. Lei Federal nº 8.847, de 28 de janeiro de 1994. Dispõe sobre o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR) e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 29 jan. 1994. Disponível em: <https://bit.ly/367uADs>. Acesso em: dez. 2017.

_____. Lei Federal nº 9.393, de 19 de dezembro de 1996. Dispõe sobre o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural, sobre pagamento da dívida representada por títulos da dívida agrária e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 20 dez. 1996. Disponível em: <https://bit.ly/3KwxIb4>. Acesso em: dez. 2017.

_____. Lei Federal nº 10.267, de 28 de agosto de 2001. Altera dispositivos das Leis nºs 4.947, de 6 de abril de 1966, 5.868, de 12 de dezembro de 1972, 6.015, de 31 de dezembro de 1973, 6.739, de 5 de dezembro de 1979, 9.393, de 19 de dezembro de 1996, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 29 ago. 2001. Disponível em: <https://bit.ly/3vWP1y6>. Acesso em: dez. 2017.

_____. Emenda Constitucional nº 42, de 19 de dezembro de 2003. Altera o Sistema Tributário Nacional e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 31 dez. 2003. Disponível em: <https://bit.ly/3J4wwv9>. Acesso em: dez. 2017.

_____. Lei Federal nº 11.250, de 28 de dezembro de 2005. Regulamenta o inciso III do § 4º do art. 153 da Constituição Federal. **Diário Oficial da União**, 28 dez. 2005. Disponível em: <https://bit.ly/3MEEE7M>. Acesso em: dez. 2017.

BRUGNARO, R, BEL FILHO, E. DEL; BACHA, C. J. C. Avaliação da sonegação fiscal de impostos na agropecuária brasileira. **Agricultura São Paulo**, São Paulo, v. 50, n. 2, p. 15-27, 2003.

CLOTFELTER, C. T. Tax evasion and tax rates: an analysis of individual returns. **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 3, p. 363-373, Aug. 1983.

COX, D. R. Regression models and life tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 34, n. 2, p. 187-220, 1972.

FARIAS, F. M. G. B.; SILVA, R. P.; LEITE, A. Z. Imposto sobre a propriedade territorial rural. *In*: FAGNANI, E. (Org.). **A reforma tributária necessária**: diagnóstico e premissas. Brasília: Anfip; Fenafisco; São Paulo: Plataforma Política Social, 2018. p. 394-410.

FRIEDLAND, N.; MAITAL, S.; RUTENBERG, A. A simulation study of income tax evasion. **Journal of Public Economics**, v. 10, n. 1, p. 107-116, Aug. 1978.

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

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

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. v. 8, 105 p. Disponível em: <https://bit.ly/3MzGLdd>. Acesso em: set. 2019.

LENTI, F. E. B.; SILVA, A. P. M. DA. Repensando o imposto territorial rural para fins de adequação ambiental. *In*: SILVA, A. P. M.; MARQUES, H. R.; SAMBUICHI, R. H. (Org.). **Mudanças no Código Florestal Brasileiro**: desafios para a implementação da nova lei. Rio de Janeiro: Ipea, 2016. p. 261-282.

MENEGHETTI NETO, A. Imposto Territorial Rural: algumas considerações. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 20, n. 3, p. 185-199, 1992.

NISHIMURA, F.; SAMPAIO, B. Efeito do programa Pacto pela Redução da Mortalidade Infantil no Nordeste e Amazônia Legal. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 42., 2016, Cuiabá, Mato Grosso. **Anais**... Cuiabá: Anpec, 2016.

OLIVEIRA, T. A. M. **Imposto Territorial Rural**: um estudo econômico sobre a descentralização da cobrança. 2010. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2010.

RFB – RECEITA FEDERAL DO BRASIL. **Consulta aos municípios optantes pelo convênio ITR**. Disponível em: <https://bit.ly/3mxM4y2>. Acesso em: maio 2018.

REYDON, B. P.; OLIVEIRA, T. A. M. A evolução da descentralização fiscal do ITR e a gestão territorial integral dos municípios. *In*: SEMINÁRIO DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E GOVERNANÇA FUNDIÁRIA, 1., 2015, Campinas, São Paulo. **Anais**... Campinas: Ed. Unicamp, 2015.

ROCCO, L.; SAMPAIO, B. Are handheld cell phone and texting bans really effective in reducing fatalities? **Empirical Economics**, v. 51, n. 2, p. 853-876, Sept. 2016.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Evaluating the impact of community based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. **Health Economics**, v. 19, n. S1, p. 126-158, Sept. 2010.

SLEMROD, J. Cheating ourselves: the economics of tax evasion. **Journal of Economic Perspectives**, v. 21, n. 1, p. 25-48, 2007.

Originais submetidos em: set. 2018.

Última versão recebida em: ago. 2020.

Aprovada em: ago. 2020.

MIGRAÇÃO INTERMUNICIPAL NO NORDESTE BRASILEIRO: HÁ EVIDÊNCIAS DE SELEÇÃO MIGRATÓRIA?[1]

Luís Abel da Silva Filho[2]
Guilherme Mendes Resende[3]

Investigações acerca da dinâmica migratória do fator de produção trabalho são relevantes em estudos econômicos. Na literatura nacional e internacional, há fortes evidências de que existem diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, dadas, em sua maioria, por características não observáveis. Nesse sentido, este artigo tem o objetivo de analisar se os migrantes intermunicipais nordestinos são positivamente selecionados e se há diferenciais de rendimentos em favor deles. Recorreu-se aos dados dos Censos Demográficos do Brasil nos anos de 2000 e de 2010. O método utilizado foi um modelo proposto por Heckman (1979) em dois estágios, com correção de viés de seleção amostral. Os resultados mostram que há maior probabilidade de migração para homens e entre pessoas de raça/cor branca; aumenta a probabilidade de migração com a mudança de faixa de escolaridade; a probabilidade de migração se reduz para os casados e chefes de domicílio. No que se refere aos diferenciais de rendimentos, ser do sexo masculino, de raça/cor branca ou mudar de faixas de escolaridade conferem rendimentos superiores em relação aos seus comparativos. Em comparação aos migrantes intermunicipais do Maranhão, os migrantes intermunicipais dos demais estados da região Nordeste (com exceção do Piauí) auferem rendimentos superiores. No que se refere à decomposição, as características não observáveis e o componente de seletividade que afetam a decisão de migração também se mostram favoráveis aos diferenciais de rendimentos do trabalho, em favor dos migrantes, em ambos os anos da análise, mas o mesmo não ocorre com as características observáveis.

Palavras-chave: migração; rendimento; seleção; modelo de Heckman; Nordeste.

INTERMUNICIPAL MIGRATION IN THE BRAZILIAN NORTHEAST: ARE THERE EVIDENCE OF MIGRATORY SELECTION?

Investigations about the migratory dynamics of the labor factor are relevant in economic studies. In the national and international literature there is strong evidence that income differentials exist between migrants and non-migrants, mostly due to unobservable characteristics. In this sense, this article aims to analyze if the Northeastern intermunicipal migrants are positively selected and if there are income differentials in favor of them. Data from the Brazilian Demographic Census were used in the years 2000 and 2010. The model used was a two-stage model proposed by Heckman (1979), with a selection bias correction. The results show that there is a higher probability of migration to be men; to be race /color white; the probability of migration increases with the change of schooling range; the probability of migration is reduced for married couples and heads of household. With regard to income differentials, being male, white color/race or changing schooling, gives higher incomes than their comparatives. The intermunicipal migrants of the other states of the Northeast

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art6

2. Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (Urca). *E-mail*: <abeleconomia@hotmail.com>.

3. Economista-chefe do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade). *E-mail*: <guilherme.resende@cade.gov.br>.

region earn higher incomes than the intermunicipal migrants from Maranhão, except Piauí. With regard to decomposition, with the exception of the observable characteristics, the unobservables and the selectivity component favor the differentials of labor income in favor of the migrants in both years of the analysis.

Keywords: migration; income; selection; Heckman's model; Northeast.

JEL: J0; I25; I26.

1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Estudos sobre migração e diferenciais de rendimentos são explorados empiricamente na literatura econômica nacional e internacional com relativa frequência (Axelsson e Westerlund, 1998; Chiswick, 1999; Basker, 2003). Estes estudos buscam analisar se há uma relação entre migração e os diferenciais de rendimentos auferidos por nativos e por migrantes no mercado de trabalho. A existência de características não observáveis pode ser substancialmente relevante na decisão de migração (Ramalho, 2005; Freguglia, 2007; Cutillo e Ceccarelli, 2012). Assim, é possível que tais características também possam impactar sobre a renda do trabalho nos locais de destino.

Na literatura econômica internacional, há uma relativa aceitação de que a mobilidade geográfica do fator de produção trabalho pode causar impacto, alterando os salários nominais nos locais de destino (Card, 2001), além de elevar as taxas de desemprego, dado que o aumento da oferta de trabalho não correspondente à sua demanda, em alguns casos (Card, 2001). Adicionalmente, há evidências de que a dinâmica migratória pode ter impacto direto sobre a convergência de renda macrorregional no longo prazo, pelas transferências de renda regional entre os migrantes e suas famílias que ficam nas regiões originárias (Lewis, 1969; Menezes e Ferreira Junior, 2003; Freguglia e Menezes-Filho, 2012).

Algumas evidências empíricas mostram que não é possível aceitar a hipótese de convergência de renda, uma vez que a elevação desta ocorre sobretudo na região de destino, e não na de origem (Cançado, 1999; Ramalho, 2005; Dustmann e Glitz, 2011), mas é possível observar que há transferência de renda da força de trabalho migrante para seus familiares nas regiões originárias, e isso provoca distribuição da renda do trabalho entre as regiões (Graham, 1977; Ferreira e Diniz, 1995; Green *et al.*, 2001; Fiess e Verner, 2003; Cambota e Pontes, 2012). Ademais, parte da literatura empírica mostra que as regiões emissoras perdem substancialmente força de trabalho com características produtivas não observáveis superiores, e as regiões receptoras ganham com a entrada de trabalhadores com características que lhes conferem maiores diferenciais de rendimentos e, consequentemente, são mais produtivos (Ferreira e Diniz, 1995; Ramalho, 2005; Dustmann e Glitz, 2011; Cambota e Pontes, 2012).

Diante disso, este artigo busca testar a hipótese de seletividade positiva migratória, a partir de um modelo com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979), para a migração intermunicipal nordestina no período intercensitário – Censos Demográficos 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dessa forma, pretende-se analisar se há características não observáveis, como ousadia, perseverança, determinação, por exemplo, que fazem os migrantes ser positivamente selecionados na origem, e se isso pode impactar nos diferenciais de rendimentos do trabalho, conforme sugerido por Freguglia (2007) e Gama e Hermeto (2017).

Para atingir o objetivo proposto, o artigo, além destas considerações iniciais, apresenta, na seção 2, os procedimentos metodológicos utilizados. Na seção 3, tecem-se algumas considerações sobre as estatísticas abordadas ao longo do trabalho. A seção 4 apresenta evidências empíricas acerca da seleção migratória intermunicipal nordestina. Em seguida, na seção 5, apresenta-se a decomposição das características que podem afetar os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes. Por fim, na seção 6, são feitas as considerações finais.

2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Analisar se os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado da população depende de uma série de procedimentos a serem adotados. A base de dados é composta pelas informações dos Censos Demográficos 2000 e 2010, uma vez que a limitação censitária não permite estudos com informações municipais em anos mais recentes. Além disso, trabalha-se com a migração de data fixa. Ou seja, a pergunta é se a pessoa residia em outro município em 31/7/1995 e 1º/8/2005, nos Censos Demográficos 2000 e 2010, respectivamente.

A migração de data fixa foi a selecionada para testar a hipótese de seleção migratória. Segundo Chiswick (1978; 1999), com o passar dos anos, os migrantes adquirem as mesmas características dos nativos, e podem perder caraterísticas que os tornaram positivamente selecionados e que poderiam impactar nas decisões de migrações e nos diferenciais de rendimentos. Assim, a data fixa permite comparar os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, em um período inferior a cinco anos de residência em um município.

O recorte etário deu-se com a restrição da maioridade legal e da idade para aposentadoria. Ou seja, foram consideradas as pessoas com idade entre 18 e 60 anos. Este recorte foi o utilizado visando captar a maioridade legal para o mercado de trabalho e eliminar aqueles que têm idade legal para aposentadoria, sobretudo os trabalhadores de áreas rurais, segundo a legislação trabalhista vigente.

2.1 Variáveis utilizadas

As variáveis selecionadas para o estudo são de natureza socioeconômica e demográfica. Recorre-se às informações pessoais dos indivíduos e às informações geográficas referentes ao estado de residência da pessoa. Ou seja, se mora em algum município de algum dos nove estados do Nordeste. As informações são as mesmas nos dois censos, uma vez que o objetivo é comparar os resultados encontrados no Censo Demográfico 2000 aos do Censo Demográfico 2010. Porém, a denominação das variáveis pode mudar, mesmo que elas tenham a mesma informação em ambos os anos.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa nos Censos Demográficos (2000 e 2010)

Variáveis	Descrição
Migra	Migração de data fixa: local onde morava em 31 de julho de 1995 e em 1º de agosto de 2005, nos censos 2000 e 2010, respectivamente. (1) para migrantes e (0) para não migrantes.
Sexo (masculino)	Sexo da pessoa (1) para masculino e (0) para feminino em 2000 e em 2010.
Racacor (Branco)	Raça/cor – Raça/cor da pessoa (1) para branco e (0) para pretos e pardos em 2000 e em 2010. Indígenas foram excluídos da amostra, por não apresentarem representatividade.
Idade	Idade da pessoa em anos (2000 e 2010).
Idade²	Idade da pessoa em anos ao quadrado (2000 e 2010).
Seminstfundinc	Para a pessoa que se declarou sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (2000 e 2010).
Fundcompmedinc	Para a pessoa que se declarou com ensino fundamental completo ou com ensino médio incompleto (2000 e 2010).
Medcompsupinc	Para a pessoa que se declarou com ensino médio completo ou com o ensino superior incompleto (2000 e 2010).
Supcomp	Para a pessoa que se declarou com ensino superior completo (2000 e 2010).
Rendatrab	Renda da pessoa no trabalho principal ou em outro trabalho.
Ln_rendatrab	Logaritmo natural da renda da pessoa no trabalho principal ou em outro trabalho.
MA	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Maranhão (2000 e 2010).
PI	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Piauí (2000 e 2010).
CE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Ceará (2000 e 2010).
RN	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Rio Grande do Norte (2000 e 2010).
PB	Pessoa que declarou residir em algum município do estado da Paraíba (2000 e 2010).
PE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Pernambuco (2000 e 2010).
AL	Pessoa que declarou residir em algum município do estado de Alagoas (2000 e 2010).
SE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado de Sergipe (2000 e 2010).
BA	Pessoa que declarou residir em algum município do estado da Bahia (2000 e 2010).

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.

As variáveis escolhidas seguem um padrão amplamente utilizado na literatura e têm impactos comprovados, em outras pesquisas, sobre os diferenciais de

rendimentos (Santos Junior, 2002; Freguglia, 2007; Lima e Silva, Silva Filho e Cavalcanti (2016); Gama e Hermeto, 2017). Procurou-se aqui o uso de variáveis que podem ter impactado na decisão de migração (primeiro estágio de Heckman); e que podem impactar nos diferenciais de rendimentos do trabalho (segundo estágio de Heckman). Desse modo, condição de migração, sexo, raça/cor, idade, idade ao quadrado, escolaridade, estado civil e município de residência, por estado do Nordeste, foram selecionados para identificar os determinantes da migração e dos diferenciais de rendimentos, com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979).

2.2 Modelo empírico

As hipóteses teóricas apresentadas para justificar as decisões de migrações são as mais diversas possíveis. No entanto, um erro comum encontrado em estudos sobre migrações está no fato de se afirmar, a princípio, que o investimento em migração[4] é fator determinante na decisão de migrar, o que pode carregar viés de seleção amostral nessas análises, já que pode existir uma relação não linear não captada por métodos simples. Heckman (1979) propõe um modelo com correção de viés de seleção amostral, com o intuito de captar efeitos das características não observáveis que podem afetar as decisões de migração dos indivíduos.

Pela abordagem teórica usualmente dominante nos estudos sobre migrações no Brasil, a presença de características não observáveis impacta diretamente na decisão de migração e pode impactar nos diferenciais de rendimentos. Porém, características subjetivas, como ambição, determinação, ousadia, entusiasmo no trabalho e motivações, não podem ser captadas, ou ao menos constatadas em modelos teóricos, uma vez que não é possível, pela amostra censitária, saber quais as pessoas que têm essas características em maior ou menor proporção. Assim, para o uso de modelos empíricos, uma forma usualmente encontrada é corrigir o viés de seleção amostral, a partir do modelo de Heckman (1979). A orientação para tal procedimento também foi aplicada por estudos clássicos, de diversos autores nacionais e internacionais, sobre migração e seleção (Borjas, 1987; 1998; Chiswick, 1999; Santos Junior, 2002; Fiess e Verner, 2003; Ribeiro e Bastos, 2004; Maciel e Oliveira, 2011; Lima e Silva, Silva Filho e Cavalcanti (2016); Gama e Machado, 2014; Gama e Hermeto, 2017).

Diante disso, pretende-se responder à seguinte questão: os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado na região originária? Se a resposta é positiva, quais os fatores que mais impactam

4. A busca pela melhora na educação formal pode ser considerada investimento em migração. O indivíduo pode melhorar a formação, com o intuito de sair com maior qualificação educacional de sua região natural para outra região.

ainda sobre os diferenciais de rendimentos oriundos do trabalho de migrantes e não migrantes?

Este estudo contribui para a literatura vigente a partir do uso de um método robusto, que capta efeitos não observáveis sobre a decisão de migração. É comum atribuir que o investimento em migração, por exemplo, o investimento em qualificação profissional – melhorar o nível educacional –, é um dos fatores mais relevantes para a decisão de migração. Contudo, pelo método proposto por Heckman (1979), é possível captar o efeito das características não observáveis, avançando-se, assim, em análises mais robustas acerca da migração.

Para tanto, o procedimento segue duas orientações, a serem desenvolvidas ao longo do trabalho. A primeira delas (segundo estágio) é apresentada pela equação de rendimentos que é determinada pala clássica e usual equação minceriana de determinação de salários. Recorre-se às usuais variáveis que podem afetar os rendimentos do trabalho propostas em estudos desta natureza (Mincer, 1971). A segunda encontra respaldo na probabilidade de migração que é apresentada pelo modelo $probit$ (primeiro estágio).

Assim,

$$log_rendatrab_i = \beta X_i + \delta I_i + \mu_i. \quad (1)$$

Em (1), $log_rendatrab_i$ é determinado como o logaritmo do salário da força de trabalho ocupada com $W_i > 0$, e X_i refere-se às características socioeconômicas e demográficas que afetam os rendimentos do trabalho dos ocupados; I_i é definido como uma vaiável $binária$ que assume 1 quando o indivíduo responder ser migrante, e 0, caso contrário; μ_i é definido como o termo do erro estocástico.

Aqui, supõe-se que os migrantes não são uma amostra aleatória da população residente em um município nordestino, ou seja, o migrante possui características não observáveis que influenciam na decisão de migração. Isto posto, é necessário que se acrescente, na equação de determinação de salário, outra equação de correção de viés de seleção amostral proposta por Heckman (1979), qual seja:

$$I^* = Z_i\gamma + \varepsilon_i. \quad (2)$$

Nessa equação, o Z_i concentra as caraterísticas não observáveis que influenciam na decisão de migração de um indivíduo *i*. Essas características conferem *status* diferenciados aos migrantes e os classificam como integrantes de um grupo positivamente selecionados nos locais de origem. Essas características impactam na decisão de migração. Ademais, se o indivíduo migra ($I = 1$), tem-se que ($I^* > 0$). Destarte, a probabilidade de migração (deixar o município originário para residir em outro município) estará associada à probabilidade de auferir rendimentos líquidos oriundos do trabalho superiores a zero nos locais de destinos.

O primeiro estágio de Heckman (1979) pode ser estimado por meio de um modelo $probit$, em que as características que corroboraram decisão de migração são estimadas pelo instrumental matemático apresentado na equação (3). A equação sugere que a probabilidade de um indivíduo i ser um migrante pode ser expressa da forma que se segue (Cameron e Trivedi, 2005; Greene, 2012):

$$Pr_i(I = 1) = Pr_i(I^* > 0) = Pr_i(Z_i\gamma + \mu_i > 0) = Pr_i(\varepsilon_i > -Z_i\gamma). \quad (3)$$

De acordo com Heckman (1979), deve-se usar, no primeiro estágio, uma equação na qual o vetor de variáveis X comporte todas as características socioeconômicas e demográficas observáveis que influenciam a probabilidade de realização do fenômeno; e, certamente, mantém características comuns àquelas contidas no vetor Z, que contém as variáveis que são determinantes na equação de rendimentos (explicar os diferenciais de rendimentos). Ou seja, dos salários dos migrantes ocupados, com $W_i > 0$. Contudo, é preciso que pelo menos uma das variáveis contidas em X, vetores que comportam as variáveis que impactam na probabilidade de migração, não esteja contida no vetor Z, que comporta as variáveis que impactam nos rendimentos oriundos do trabalho.

Assim, das variáveis contidas na primeira equação (probabilidade de migrar), somente a variável $filho$, ou seja, ocupar a posição de filho no domicílio, não está contida na matriz X. Desse modo, na equação de salários não se considerou que ocupar a posição de filho no domicílio seja determinante nos diferenciais de rendimentos do trabalho, uma vez que a literatura consultada não apresenta evidências empíricas nesse sentido. No primeiro estágio, é estimada a probabilidade de migrar, em que a variável $Migra$ é a variável explicada; no segundo estágio, é estimada a equação de rendimentos, em que o $log_rendatrab$ é a variável dependente da equação, condicionada aos migrantes (I=1).

A equação de rendimentos do trabalho pode ser reescrita da forma que se segue,[5] quando se tem $log_rendatrab_i$ observado, se, e somente se, ($\varepsilon_i > -Z_i\gamma$), de maneira que os erros estocásticos das equações de migração e de rendimentos do trabalho (μ_i e ε_i) sejam normalmente distribuídos com média zero e correlação ρ. Assim, a equação de rendimentos oriundos do trabalho tem a seguinte representação:

$$\begin{aligned} S[lnW_i|I^* > 0] &= S\langle lnW_i|\varepsilon_i > -Z_i\gamma\rangle = \beta X_i + \delta I_i + S\langle \mu_i|\varepsilon_i > -Z_i\gamma\rangle \\ &= \beta X_i + \delta I_i + \rho\sigma_u\lambda_{i(\alpha_\varepsilon)} = \beta X_i + \delta I_i + \gamma_\lambda\lambda_i(\alpha_\varepsilon), \end{aligned} \quad (4)$$

em que:

5. Ver Cameron e Trivedi (2005, p. 539-543).

$$\alpha_\varepsilon = \left(\frac{-Z_i\gamma}{\sigma_\varepsilon}\right) e\ \lambda(\alpha_\varepsilon) = \left[\frac{\phi(Z\gamma_i/\sigma_\varepsilon)}{\Phi\big((Z\gamma_i/\sigma_\varepsilon)\big)}\right]; S[lnW_i|\varepsilon_i > -Z_i\gamma] + v_i$$
$$= \beta X_i + \delta I_i + \gamma_\lambda \lambda_i(\alpha_\varepsilon) + v_i. \quad (5)$$

Com isso, se os erros da equação (1) não forem iguais a zero, quaisquer estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO) serão enviesadas, haja vista que $\rho \neq 0$. Nesse caso, a omissão do inverso da razão de Mills (IRM) que é representada por λ não permitiria estimar a equação sem captar o viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). Com tais ajustes, o segundo estágio do modelo permite que a equação de rendimentos seja escrita da forma que se segue:

$$log_rendatrab_i = \beta X_i + \boldsymbol{\gamma\lambda_i} + v_i, \quad (6)$$

em que $log_rendatrab_i$ é o logaritmo natural da renda do trabalho de migrantes; X_i é um vetor de variáveis regressoras que é composto por variáveis de natureza socioeconômicas e demográficas; λ_i é o IRM com correção do viés de seleção amostral; e v_i é um vetor de erro estocástico da regressão ajustada. Assim, o ajuste desta equação se dá somente para o grupo de migrantes (I=1).

Se pelos resultados alcançados for constatado que os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado da população, será realizado contrafactual para o grupo de não migrantes. No primeiro estágio, ajusta-se a probabilidade de serem não migrantes; e, no segundo estágio, os determinantes da renda controlados pelo IRM da função de seleção dos não migrantes. O objetivo é captar os efeitos das características, das características não observáveis e da seletividade sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre migrantes e não migrantes.

Sequencialmente, recorre-se ao método de decomposição dos diferenciais de rendimentos, a partir da construção de contrafactual para a equação de não migrantes, sendo a variável dependente o $log_rendatrab_i$, com o fito de se observar quais características impactam mais nos diferenciais de rendimentos do trabalho. As variáveis explanatórias são as mesmas componentes na equação de rendimentos dos migrantes. Com os resultados do cálculo dos rendimentos contrafactuais, foram decompostos, por características, os impactos de cada uma das variáveis observáveis e dos atributos produtivos não observáveis sobre os rendimentos do trabalho. A equação a seguir foi escrita para a decomposição (Cutillo e Ceccarelli, 2012):

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_{nm} = \overline{X'}_{nm}(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{nm}) + \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_{nm})' + (\hat{\theta}_m\hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_{nm}\hat{\lambda}_{nm}). \quad (7)$$

Os subíndices m e nm são atribuídos aos indivíduos migrantes e não migrantes, respectivamente; as matrizes $\bar{X}$ são compostas pelas características médias dos migrantes e dos não migrantes; o vetor β apresenta o retorno às características contidas na matriz $\bar{X}$; $\hat{\theta}_m$ e $\hat{\theta}_{nm}$ representa o valor do coeficiente do IRM dos

migrantes e dos não migrantes; $\hat{\lambda}_m$ e $\hat{\lambda}_{nm}$, a média do IRM dos migrantes e dos não migrantes, respectivamente; o $\overline{Y}_{im}$ representa o retorno médio dos rendimentos do trabalho do migrante; e $\overline{Y}_{inm}$ é o retorno médio do rendimento do trabalho dos não migrantes usado como contrafactual.

3 MIGRAÇÃO E PERFIL DO MIGRANTE E DO NÃO MIGRANTE INTERMUNICIPAL NO NORDESTE

De acordo com a literatura nacional e internacional, na dinâmica migratória, salvo em casos em que a migração seja forçada, as regiões economicamente mais desenvolvidas são os mais importantes centros de atração de migrantes, ao longo dos anos. Apesar da redução dos fluxos, as áreas com atividades econômicas mais aquecidas são as que mais atraem migrantes em todo o mundo (Sjaastade, 1980; Lee, 1980; Martine, 1987). Por um lado, os efeitos da capacidade de atração de migrantes são positivos, uma vez que se eleva a oferta de trabalho e, consequentemente, há uma elevação da renda agregada nas escalas regionais das áreas receptoras; por outro lado, os problemas cíclicos afetam sobremaneira as regiões economicamente mais desenvolvidas; e, em crises, elas são as mais afetadas nos seus níveis de empego e de distribuição de renda (Card, 2001).

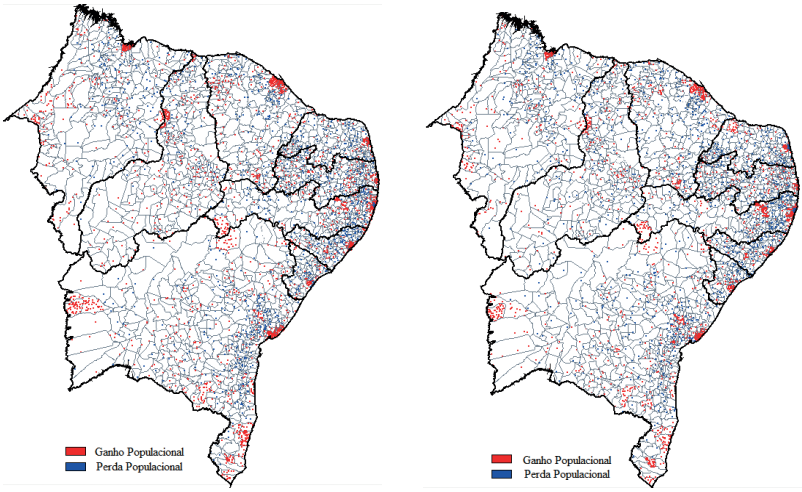
As regiões economicamente não dinâmicas acabam emitindo quantidade substancial do fator de produção trabalho para outras regiões. Um dos problemas principais relacionados a essa questão é que, se comprovada a hipótese de seleção positiva migratória, as regiões emissoras expulsam fator de produção com habilidades diferenciadas positivamente. Isso faz com que elas permaneçam em situações desfavoráveis do ponto de vista do uso do fator na produção e se eleve o potencial econômico das regiões receptoras, haja vista que a força de trabalho migrante é detentora de elevado potencial não observável, que pode ser traduzido na melhora de sua capacidade produtiva, por meio do desempenho nas atividades laborais (Borjas, 1987; 1998; Chiswick, 1978; 1999; Ramalho, 2005; Silva *et al.,* 2016).

Nesses aspectos, a migração é substancialmente favorável às regiões receptoras, uma vez que eleva a capacidade produtiva local, e ainda é composta de força de trabalho com características não observáveis que a diferenciam da força de trabalho nativa no processo de produção. Assim sendo, as regiões originárias acabam por enviar o capital humano mais produtivo; e, consequentemente, se mantém o seu atraso relativo em relação às regiões receptoras. Esses resultados impactam negativamente nas diferenças de rendas regionais, e os efeitos positivos elencados pelas transferências de renda da força de trabalho para membros de suas famílias que ficam acabam não sendo suficientes para reduzir o *gap* dos diferenciais de rendimentos regionais (Cançado, 1999; Ramalho, 2005, Freguglia, 2007).

Os resultados plotados na figura 1 apresentam fortes evidências de que o movimento populacional ocorre em áreas economicamente mais dinâmicas no Nordeste. No ano 2000, é possível perceber que as áreas com ganho populacional – ou seja, nas quais o saldo migratório é positivo – se localizam sobretudo em áreas metropolitanas da região. Além dessas áreas, destacam-se as regiões do agronegócio na Bahia, Feira de Santana e seu entorno, área de fruticultura irrigada no vale do São Francisco (compreendendo Juazeiro, na Bahia, e Petrolina, em Pernambuco), a região do Cariri cearense e o norte do estado do Ceará; o oeste do Maranhão; a região de exploração de petróleo em solo no Rio Grande do Norte; e a região de Caruaru, em Pernambuco, entre outras.

FIGURA 1
Saldo migratório: ganho populacional ou perda populacional dos municípios do Nordeste (2000 e 2010)

1A – 2000 1B – 2010



Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.

Em 2010, a dinâmica populacional é registrada seguindo as mesmas direções já registradas no ano 2000. Porém, a intensidade dos fluxos se reduz em algumas áreas. Cabe registrar que, entre as capitais nordestinas, Recife e Natal apresentam saldo negativo. Ou seja, maior número de pessoas deixaram as capitais comparativamente ao número das que entraram. Isso pode resultar de várias questões de natureza socioeconômica, como maiores oportunidades em cidades da região metropolitana no entorno destas capitais, uma vez que todas as cidades metropolitanas apresentaram

saldo positivo; elevação substancial dos preços da terra urbana e de aluguéis ao longo dos anos; e aumento substancial da criminalidade, entre outras.

De fato, o que se pode observar é que a dinâmica populacional nordestina está inteiramente ligada à dinâmica econômica na região. O movimento segue padrões da migração nacional e internacional, mostrando haver correlação muito elevada entre mercado de trabalho e migração, conforme resultados encontrados por Silva Filho, Miyamoto e Maia (2017) no estado da Bahia. Nesse sentido, as áreas economicamente mais dinâmicas são fortes receptoras de mão de obra oriunda do movimento migratório registrado nos municípios do Nordeste.

No que se refere ao perfil da população residente nos municípios nordestinos, a tabela 1 traz informações por características socioeconômicas dessa população (migrantes ou não migrantes). Com o recorte etário de 18 a 60 anos, no ano 2000, a maior participação, tanto de migrantes quanto de não migrantes, era de pessoas do sexo masculino; raça/cor branca era maioria migrante (34%), comparativamente a 31% de não migrantes; a idade média dos migrantes era menor comparativamente à dos não migrantes. No ano de 2010, registra-se a mesma tendência: maior participação de homens, tanto migrantes quanto não migrantes; 32% dos migrantes declarados brancos, enquanto somente 29% dos não migrantes eram da mesma raça/cor; a idade média do migrante se eleva, em comparação ao ano 2000, e a da população não migrante também se eleva no mesmo ano, sendo menor para aqueles do que para estes.

Sobre a qualificação (educação formal) do capital humano entre migrantes e não migrantes residentes nos municípios nordestinos, é possível destacar que os migrantes eram mais bem qualificados. No ano 2000, os migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto registraram menor participação que os não migrantes, embora as taxas fossem muito elevadas, com 71% dos migrantes e 74% dos nativos nesta situação. Com ensino fundamental completo ou médio incompleto, os migrantes eram relativamente maioria, bem como com ensino médio completo e superior incompleto. Por sua vez, com ensino superior completo, migrantes e não migrantes no ano 2000 eram estatisticamente iguais. Em 2010, registra-se melhora substancial na educação formal da força de trabalho. Os migrantes são relativamente minorias menos escolarizadas, comparativamente aos não migrantes. Ademais, registrou-se redução substancial, tanto para migrantes quanto para não migrantes, daqueles na menor faixa de educação formal – com ensino fundamental completo e superior incompleto, bem como com ensino médio completo e superior incompleto. Entre aqueles com ensino superior, houve elevação da participação de ambos os grupos, sendo os migrantes maioria, em termos relativos. Isso ratifica estudos já desenvolvidos no Brasil, em que os resultados confirmam que os migrantes

são mais escolarizados (Maciel e Oliveira, 2011; Gama e Machado, 2014; Gama e Hermeto, 2017; Silva Filho, 2017).

TABELA 1
Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos nos municípios do Nordeste (2000 e 2010)

Variáveis	2000		2010	
	Migrante	Não migrante	Migrante	Não migrante
Sexo	0,66	0,68	0,63	0,61
Racacor	0,34	0,31	0,33	0,29
Idade	31,46	33,91	32,41	35,19
Idade²	1.106,83	1.292,63	1.155,59	1.365,11
Seminstfundinc	0,72	0,76	0,42	0,47
Fundcompmedinc	0,12	0,11	0,17	0,16
Medcompsupinc	0,15	0,13	0,30	0,29
Supcomp	0,01	0,01	0,11	0,08
Chefedom	0,50	0,51	0,48	0,45
Estadocivil	0,35	0,40	0,34	0,38
Filho	0,17	0,27	0,12	0,23
MA	0,13	0,12	0,12	0,11
PI	0,07	0,07	0,06	0,07
CE	0,14	0,14	0,13	0,14
RN	0,07	0,05	0,09	0,07
PB	0,08	0,07	0,08	0,09
PE	0,14	0,14	0,15	0,15
AL	0,08	0,07	0,05	0,05
SE	0,04	0,04	0,05	0,04
BA	0,26	0,28	0,28	0,27
Rendatrab	761,02	609,87	1029,73	757,46
Ln_rendatrab	5,83	5,66	6,33	6,10

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.

No que se refere à renda do trabalho, a do migrante é superior à do não migrante em ambos os anos. Isso pode resultar do maior investimento em migração – melhor escolaridade dos migrantes (Maciel e Oliveira, 2011), mas pode também refletir atributos produtivos não observáveis inerentes aos migrantes, conforme resultados já encontrados na literatura nacional (Freguglia, 2007; Freguglia e Menezes-Filho,

2012; Silva Filho, 2017). É importante destacar que se elevam os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais nordestinos entre 2000 e 2010. No primeiro ano, um migrante recebia rendimentos oriundos do trabalho, em média, de R$ 150,02 a mais que os nativos. No ano de 2010, elevou-se a discrepância, e a diferença era de R$ 186,40, mesmo que a renda média de ambos os grupos tenha melhorado.

Os estados com maior participação de migrantes são Bahia, Pernambuco, Ceará e Maranhão, no ano 2000. Em 2010, os mesmos estados mantêm as participações relativas, sendo que a do Maranhão se reduz em 1 ponto percentual (p.p.) e a da Bahia se eleva em 2 p.p. Esses quatro estados apresentam participação em destaque no cenário das migrações nordestinas e nacionais. Foram estados potencialmente emissores de mão de obra, e que, com a melhora nos níveis de desenvolvimento socioeconômico da região, vêm apresentando constante redução dos fluxos migratórios, sendo o Nordeste a região brasileira com maiores registros de migração de retorno (Oliveira e Jannuzzi, 2005; Justo *et al.*, 2012; Queiroz e Baeninger, 2013).

4 PROBABILIDADE DE MIGRAÇÃO E SELEÇÃO NA DINÂMICA MIGRATÓRIA INTERMUNICIPAL NO NORDESTE

As características socioeconômicas e demográficas que impactam na probabilidade de migração são relativamente semelhantes em estudos desta natureza. O sexo, a idade, a raça/cor, os níveis de escolaridade, a região de residência, o estado civil, a condição no domicílio, entre outras, são características quase comuns em estudos que analisam diferenciais de rendimentos, a partir de características socioeconômicas e demográficas da população (Gama e Machado, 2014; Silva *et al.*, 2016; Gama e Hermeto, 2017; Silva Filho, 2017). Porém, o impacto que tem cada uma destas variáveis é relativamente diferente, uma vez que seus resultados afetam em proporções diversas a possibilidade de um indivíduo migrar, dependendo sobremaneira do espaço e do tempo a serem analisados.

No que se refere ao sexo, é possível identificar que os resultados registrados pelos coeficientes desta variável, em ambos os anos, mostram que se eleva a probabilidade de migração dos homens nos municípios nordestinos. No primeiro ano, a probabilidade de um homem ser migrante era de 0,051 p.p., elevando-se para 0,113 p.p. no último ano. Esses resultados divergem dos encontrados por Silva Filho (2017) para o Brasil, bem como daqueles registrados por Gama e Machado (2014) para o estado de Minas Gerais, onde se reduz a diferença da probabilidade de migração entre os sexos.

No que se refere à probabilidade de migração por raça/cor, a probabilidade de um branco ser migrante intermunicipal é maior que a de um não branco, em ambos

os anos. Outrossim, o valor do coeficiente se eleva no ano de 2010, mostrando haver elevação nas diferenças raciais no que concerne à decisão de migração. Ou seja, cresce a probabilidade de um branco ser migrante em detrimento de um não branco, no período intercensitário. Ademais, a probabilidade de migração se reduz com a idade, apesar dos baixos valores registrados para os coeficientes em ambos os anos. Destarte, à medida que a população vai envelhecendo, a probabilidade de migração intermunicipal vai se reduzindo no Nordeste.

A escolaridade corrobora a decisão de migração em ambos os anos. Quanto mais escolarizados, maior a probabilidade de serem migrantes, independentemente da faixa de escolaridade, tendo como referência os sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Porém, é pertinente destacar que, mesmo positiva para as duas primeiras faixas de escolaridade (ensino fundamental completo e médio e incompleto; e médio completo e superior incompleto), a probabilidade de ser migrante em relação à categoria de referência mantém-se constante para a primeira e se reduz para a segunda: é de 0,06 p.p., aproximadamente, para aquela, e se reduz de 0,11 para 0,09 p.p. para este, no período intercensitário. Por seu turno, para os que tinham curso superior completo, a probabilidade de ser migrante, em comparação aos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, era de 0,28 e se eleva para 0,30 p.p. no primeiro e no último ano, respectivamente.

TABELA 2
Estimativas da probabilidade de migração para os municípios do Nordeste nos Censos Demográficos (2000 e 2010)

Variáveis	Variável dependente: migração	
	2000	2010
Constant	-0,564***	-0,617***
	(0,013)	(0,017)
Sexo	0,051***	0,113***
	(0.003)	(0.003)
Racacor	0,057***	0,074***
	(0,003)	(0,003)
Idade	-0,018***	-0,029***
	(0,001)	(0,001)
Idade²	0,00004***	0,0002***
	(0.00001)	(0.00001)
Fundcompmedinc	0,057***	0,062***
	(0,004)	(0,004)
Medcompsupinc	0,119***	0,090***
	(0,004)	(0,004)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: migração	
	2000	2010
Supcomp	0,283***	0,302***
	(0,012)	(0,005)
Chefedom	-0,113***	-0,063***
	(0,004)	(0,003)
Estadocivil	-0,140***	-0,134***
	(0,003)	(0,003)
Filho	-0,627***	-0,699***
	(0,004)	(0,005)
PI	-0,035***	-0,056***
	(0,006)	(0,007)
CE	-0,046***	-0,068***
	(0,005)	(0,006)
RN	0,066***	0,090***
	(0,006)	(0,007)
PB	-0,012**	-0,041***
	(0,006)	(0,007)
PE	-0,060***	-0,029***
	(0,005)	(0,006)
AL	-0,022***	-0,053***
	(0,006)	(0,008)
SE	-0,033***	0,013*
	(0,007)	(0,008)
BA	-0,072***	0,001
	(0,004)	(0,005)
Observações	2.036.083	1.790.542
rho	-0,329	-0,338
Inverse Mills Ratio	-0,299***	-0,284***
	(0,012)	(0,013)

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.
2. Estatisticamente significante no nível de: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

No que concerne à condição no domicílio (Chefedom) e ao estado civil, registra-se redução na probabilidade de migração em relação aos seus comparativos (solteiro ou outro; e outro tipo de condição no domicílio). Esses resultados convergem com o estudo de Mincer (1978), o qual confirma que, depois da união conjugal, a decisão de migração passa a ter caráter mais coletivo e há menor probabilidade de migração

para cônjuges em relação a solteiros. Ademais, em relação à condição no domicílio, os resultados convergem com os de Silva Filho (2017), referentes ao Brasil.

No que se refere à probabilidade de ser migrante intermunicipal no Nordeste, tendo como referência o estado do Maranhão (omitido no modelo), residir em um município do Piauí, do Ceará, da Paraíba, de Pernambuco ou de Alagoas reduz a probabilidade de ser um migrante intermunicipal, comparativamente a um residente em um município do estado do Maranhão, em ambos os anos. Os estados de Sergipe e da Bahia, este último só no ano de 2010, não apresentaram significância estatística. Residir em um município da Bahia reduz a probabilidade de ser migrante, comparativamente a um residente em um município do Maranhão, no ano 2000. Por sua vez, um residente de um município no estado do Rio Grande do Norte tem maior probabilidade de ser migrante, comparativamente a um residente em um município do estado referência.

No segundo estágio de Heckman (1979), é estimada a equação de determinação dos diferenciais de rendimentos. Pelos resultados plotados na tabela 3, é possível afirmar que os homens migrantes intermunicipais no Nordeste ganhavam 37% a mais que as mulheres migrantes no ano 2000; e 43% a mais em 2010. Foi registrada elevação nos diferenciais de rendimentos do trabalho entre homens e mulheres migrantes intermunicipais no Nordeste, divergindo de resultados encontrados por Silva Filho (2017) para o Brasil. A probabilidade de ser migrante intermunicipal no Nordeste elevou-se entre homens e mulheres (primeiro estágio); outrossim, elas, quando migram, auferem rendimentos do trabalho inferior ao dos homens migrantes, resultados que convergem com uma série de estudos nacionais e internacionais, mas as diferenças são mais acentuadas no Nordeste do Brasil. Tais resultados divergem dos encontrados em outros trabalhos (Brown, Moon e Zoloth, 1980; Macpherson e Hirsch, 1995; Neuman e Weisberg, 1998; Gama e Hermeto, 2017).

A raça/cor também apresentou coeficientes elevados, denunciando diferenciais salariais muito grandes entre brancos e não brancos, em favor daqueles, sendo esses resultados convergentes com alguns estudos nacionais e internacionais (Reimers, 1983; Soares, 2000; Crespo e Reis, 2004; Kim, 2010). No ano 2000, ser migrante de raça/cor branca conferia *gap* salarial de 19% a mais que os rendimentos do trabalho de um migrante não branco. No ano de 2010, os resultados mostram redução significativa, mas ainda há um *gap* de 12% em favor dos rendimentos do trabalho de um migrante branco, comparativamente a um migrante não branco.

No que se refere à idade, esta apresenta relação positiva com a renda em ambos os anos. Os resultados mostram que, no ano 2000, um ano a mais impactava em 6% a mais na renda de um migrante intermunicipal no Nordeste. No ano de 2010, o coeficiente registrado se manteve em 6%. Ademais, a variável idade^2 mostra que

a renda cresce com a idade, mas passa a decair a partir de alguns anos, sendo que essa relação vai assumindo um formato de U invertido.

A escolaridade é um importante determinante nos diferenciais de rendimentos[6] entre os migrantes mais e os menos escolarizados residentes nos municípios nordestinos. Para os que declararam ter ensino fundamental completo e ensino médio incompleto, os salários eram de 70% no primeiro e 41% no segundo ano, maiores que aqueles auferidos por migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (categoria de referência). Por seu turno, entre os que declararam ter ensino médio completo e superior incompleto, os diferenciais salariais eram de 217,1%, no ano 2000, e de 113,1%, em 2010, maiores que os rendimentos do trabalho recebidos por migrantes que estavam na primeira faixa de escolaridade. Os migrantes que declararam ter ensino superior registraram rendimentos oriundos do trabalho de 786,40% e 467,46% a mais que os migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, em 2000 e em 2010, respectivamente. Pelos resultados, fica evidente que a escolaridade impacta substancialmente nos diferenciais de rendimentos entre migrantes intermunicipais no Nordeste. O investimento em migração é, assim, importante determinante de melhores rendimentos no trabalho, quando a migração está consolidada.

TABELA 3
Estimativa do segundo estágio de Heckman sobre a determinação da renda do trabalho dos migrantes no Nordeste (2000 e 2010)

Variáveis	Variável dependente = Ln_rendatrab	
	2000	2010
Constant	4,483***	4,698***
	(0,028)	(0,033)
Sexo	0,373***	0,431***
	(0,005)	(0,005)
Racacor	0,185***	0,116***
	(0,004)	(0,005)
Idade	0,055***	0,062***
	(0,001)	(0,001)
Idade²	-0,001***	-0,001***
	(0,00002)	(0,00002)
Fundcompmedinc	0,533***	0,349***
	(0,006)	(0,007)

(Continua)

6. Para o cálculo dos valores informados no artigo, foi usada a função exponencial natural, conforme sugere a literatura, a partir dos coeficientes apresentados na tabela 3, nas variáveis referentes à escolaridade.

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente = Ln_rendatrab	
	2000	2010
Medcompsupinc	1,154***	0,756***
	(0,006)	(0,006)
Supcomp	2,182***	1,736***
	(0,018)	(0,009)
Chefedom	0,170***	0,100***
	(0,005)	(0,005)
Estadocivil	0,147***	0,124***
	(0,005)	(0,005)
PI	-0,076***	-0,146***
	(0,009)	(0,011)
CE	0,075***	-0,066***
	(0,008)	(0,009)
RN	0,163***	0,023**
	(0,010)	(0,010)
PB	0,025***	-0,088***
	(0,009)	(0,010)
PE	0,215***	0,095***
	(0,008)	(0,009)
AL	0,089***	0,013
	(0,009)	(0,013)
SE	0,137***	0,034***
	(0,012)	(0,012)
BA	0,223***	0,069***
	(0,007)	(0,008)
Observações	2.036.083	1.790.542
rho	-0,329	-0,338
Inverse Mills Ratio	-0,299***	-0,284***
	(0,012)	(0,013)

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.
2. Estatisticamente significante no nível de: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

Os coeficientes relacionados ao estado em que a pessoa é migrante intermunicipal denotam que um migrante intermunicipal do Ceará, da Paraíba, de Pernambuco, de Alagoas, de Sergipe e da Bahia aufere rendimentos superiores a um migrante intermunicipal no estado do Maranhão no ano 2000, e somente um migrante intermunicipal no Piauí auferia rendimentos do trabalho inferiores a um migrante intermunicipal no estado referência. Em 2010, migrantes intermunicipais do Piauí, do Ceará e da Paraíba auferiam

rendimentos do trabalho inferiores a migrantes intermunicipais no Maranhão. Nos demais estados, os rendimentos do trabalho dos migrantes intermunicipais eram superiores àqueles auferidos pelos migrantes intermunicipais no Maranhão. Destaque-se, todavia, que não houve significância estatística para o estado de Alagoas em 2010. Dessa maneira, é possível afirmar que, mesmo as probabilidades de migração intermunicipal (tabela 2) sendo menores para os residentes em outros estados do Nordeste, em detrimento da categoria de referência, quando esses indivíduos migram, auferem rendimentos do trabalho superiores àqueles registrados para os migrantes da categoria de referência em quase todos os estados da região (tabela 3).

5 DECOMPOSIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS ENTRE MIGRANTES E NÃO MIGRANTES INTERMUNICIPAIS NO NORDESTE

Os resultados plotados na tabela 4 são referentes à decomposição dos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais nordestinos. Para a decomposição, foram utilizadas as regressões contrafactuais, que estimaram as probabilidades e os diferenciais de rendimentos dos não migrantes. Alguns autores, como Neuman e Oaxaca (2005), sugerem isolar-se o efeito da seletividade e se analisarem somente os efeitos características e coeficientes. Porém, neste artigo, tem-se como base a sugestão de Cutillo e Ceccarelli (2012), em que a decomposição é feita a partir da soma dos efeitos *características, coeficientes* e *seletividade*.

Nesse sentido, é possível perceber que o investimento em migração (escolaridade), ou as demais características dos migrantes e dos não migrantes, conferem diferenciais de rendimentos em favor dos não migrantes, uma vez que os registros mostram valores de -0,257, no primeiro ano, e -0,002% no segundo ano. Ou seja, em ambos os anos, as características foram favoráveis aos retornos do trabalho para os não migrantes, em detrimento dos migrantes. Pode-se afirmar que há discriminação contra os migrantes intermunicipais nordestinos, e que estas são maiores no último ano, comparativamente ao primeiro.

TABELA 4
Decomposição dos efeitos marginais das características observáveis e não observáveis e da seletividade sobre os diferenciais de rendimentos de migrantes e não migrantes (2000 e 2010)

Efeitos	2000		2010	
	Características	Coeficientes	Características	Coeficientes
Sexo	0,001	-0,008	0,038	0,009
Racacor	0,008	0,005	0,003	0,004
Idade	-0,237	-0,135	0,000	-0,172
Idade²	0,000	0,186	0,000	0,210
Fundcompmedinc	-0,004	0,006	-0,012	0,004

(Continua)

(Continuação)

Efeitos	2000		2010	
	Características	Coeficientes	Características	Coeficientes
Medcompsupinc	0,000	0,023	-0,015	0,013
Supcomp	-0,002	0,009	0,006	0,049
Chefedom	0,007	-0,001	0,008	0,002
Estadocivil	0,003	-0,007	0,009	-0,005
PI	-0,001	0,000	-0,005	0,001
CE	-0,004	0,000	-0,005	0,001
RN	-0,004	0,002	-0,005	0,000
PB	-0,003	0,000	-0,007	0,001
PE	-0,008	-0,001	-0,006	0,000
AL	-0,009	0,000	-0,006	0,000
SE	-0,002	0,000	-0,003	0,000
BA	-0,001	-0,004	-0,003	0,000
Efeito característica	-	-0,257	-	-0,002
Efeito coeficientes	-	0,076	-	0,117
Efeito seletividade	-	0,628	-	0,629
Efeito total	-	0,447	-	0,744

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3zzBH4p>.
Elaboração dos autores.

As características não observáveis (efeitos coeficientes) explicavam 8% (em 2000) e 12% (em 2010) dos diferenciais de rendimentos do trabalho entre migrantes e não migrantes, em favor daqueles. Por seu turno, o efeito seletividade respondeu por 0,628% e 0,629%, em 2000 e em 2010, respectivamente. Ou seja, pelos resultados, os migrantes apresentam características não observáveis que afetam os diferenciais de rendimentos, bem como a seletividade positiva migratória afeta também nos diferenciais de rendimentos, não incidindo somente na decisão de migração. Destarte, as características seletivas que corroboram a decisão de migração também impactam positivamente nos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais no Nordeste, no período intercensitário.

Os efeitos totais conferem diferenciais de rendimentos superiores em favor dos migrantes, da ordem de 45%, no primeiro, e de 74% no segundo ano em apreço. Há diferenciais de rendimentos, e é possível perceber que os resultados sugerem uma elevação, dada pelas características de ambos os grupos; pelas características não observáveis; e pela seletividade ao longo do período intercensitário. Há, assim, aumento de todos os efeitos que atingem diretamente a renda de ambos os grupos, provocando a disparidade registrada entre eles.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os objetivos deste artigo foram estudar a dinâmica migratória intermunicipal nordestina e a hipótese de seleção positiva migratória nos municípios da região. Os dados dos Censos Demográficos do Brasil de 2000 e de 2010 foram utilizados em um modelo empírico com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). O primeiro estágio analisou a probabilidade de migração, e o segundo estágio, os diferenciais de rendimentos entre aqueles que migraram. Os resultados encontrados, a partir da significância estatística do IRM, confirmaram a hipótese de que o migrante intermunicipal nordestino faz parte de um grupo positivamente selecionados da população, não sendo, portanto, uma amostra aleatória da população. A partir disso, aplicou-se a decomposição dos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes.

A importância do método utilizado neste estudo advém do fato de que é possível captar os efeitos de características não observáveis como determinantes da decisão de migração. Ou seja, é comum considerar, em estudos sobre o tema, que o investimento em migração – qualificar-se via educação formal – é a variável mais relevante. Contudo, estudos clássicos que se utilizam da correção do viés de seleção apresentam resultados inovadores no que concerne aos efeitos de características não observáveis dos indivíduos na decisão de migração.

Com efeito, é possível que, mesmo se tratando de uma parcela de migrantes mais escolarizados, em média, que os seus pares, os efeitos não observáveis é que afetaram diretamente na decisão de migração, conforme a significância estatística do IRM. Ou seja, não necessariamente foi o investimento em migração, mas a ambição, o entusiasmo, a persistência e a determinação que se revelaram decisivos para a busca por melhores oportunidades de trabalho em outros municípios da região Nordeste.

Os principais resultados mostram que as características socioeconômicas e demográficas da população apresentam impactos na probabilidade de ser migrante – ou seja, a probabilidade de ser migrante em relação ao sexo, assim como à raça/cor do indivíduo (branco ou não branco). Nesse sentido, ser homem aumentou a probabilidade de migração tanto em 2000 e quanto em 2010, em relação a ser mulher. Por sua vez, em relação a raça/cor, o fato de ser branco aumentou a probabilidade de ser migrante, tanto no primeiro quanto no último ano em apreço.

A mudança de faixa de escolaridade aumenta a probabilidade de migração intermunicipal no Nordeste. Isso implica que, à medida que a força de trabalho vai se qualificando, cada vez mais deixa seu local de origem em busca de outro destino. Isso pode ser associado aos achados discutidos na literatura, haja vista que os municípios que qualificam sua população não são necessariamente os que usufruem da força de trabalho qualificada. Isso é resultado de baixa oportunidade

de trabalho nas regiões originárias, e, à mediada que a força de trabalho se qualifica, a migração é uma alternativa para ocupação no mercado de trabalho.

Ademais, a probabilidade de migração se reduz para casados, comparativamente a solteiros, e para residentes em municípios de qualquer estado do Nordeste – com exceção do Rio Grande do Norte –, em comparação a residentes em municípios do Maranhão. Todavia, a probabilidade de ser migrante se reduz, quando se compara o ano 2000 ao de 2010, para os residentes de todos os municípios dos estados nordestinos, comparativamente aos residentes de municípios maranhenses.

Em relação aos diferenciais de rendimentos, é importante destacar que as características socioeconômicas e demográficas que impactavam mais levemente na decisão de migração têm importante respaldo para explicá-los. Um migrante do sexo masculino ganha, em média, mais que um migrante do sexo feminino no ano 2000 e no ano de 2010. Da mesma forma, um migrante branco aufere rendimentos do trabalho substancialmente mais elevados que um migrante não branco, tanto no primeiro quanto no último ano, sendo que se registrou elevação do *gap* no período intercensitário.

A idade e a escolaridade também apresentam impacto sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre os migrantes. De acordo com os resultados, os maiores diferenciais de rendimentos seriam explicados pelas diferenças de escolaridade entre os migrantes de um município para outro no Nordeste. Isso confirma que a educação formal é um dos principais determinantes na promoção de diferenciais de retornos salarias no mercado de trabalho. No caso dos migrantes intermunicipais nordestinos, a mudança para faixas de escolaridade mais altas amplia substancialmente seus rendimentos, comparativamente aos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Além disso, migrantes intermunicipais nos estados do Nordeste, com exceção do Piauí, auferem rendimentos do trabalho superiores a um migrante intermunicipal no Maranhão no ano 2000; em 2010, somente os estados do Piauí, do Ceará e da Paraíba acusam rendimentos oriundos do trabalho para migrantes inferiores àqueles auferidos no Maranhão.

A decomposição dos diferenciais de rendimentos, entre migrantes e não migrantes, acusou que, com exceção das características observáveis, as não observáveis e a componente de seletividade corroboram diferenciais de rendimentos em favor dos migrantes, comparativamente aos nativos. Assim, tanto o investimento em migração (maior escolaridade dos migrantes, por exemplo) quanto as características não observáveis (efeitos coeficientes), bem como a componente de seletividade, que impactam na decisão de migração, também impactaram nos diferenciais de rendimentos do trabalho.

Em síntese, os resultados sugerem que a migração é uma forma de auferir melhores rendimentos do trabalho, e que a dinâmica migratória intermunicipal no

Nordeste se fundamenta em um conjunto de características observáveis (melhora na educação formal e busca por trabalho ou melhores condições de trabalho) e não observáveis (por exemplo, maior ousadia, ambição e entusiasmo), que atuam na decisão de migração e que impactam nos diferenciais de rendimentos do trabalho nos locais de destino.

Considerando-se a ausência de estudos para testar a hipótese de seleção migratória intermunicipal no Nordeste, bem como a ausência, até o momento, de estudos que tenham utilizado controle de viés de seleção amostral, este artigo é relevante, tanto por contribuir com a literatura vigente acerca da migração, quanto por utilizar um método robusto para corrigir viés de seleção e controlar os efeitos observáveis e não observáveis que afetam a decisão de migração e que corroboram diferencias de rendimentos do trabalho entre os migrantes intermunicipais nordestinos. Contudo, não se esgota aqui a possibilidade de novas abordagens, com novos métodos e novo foco no objeto em análise.

REFERÊNCIAS

AXELSSON, R.; WESTERLUND, O. A panel study of migration, self-selection and household real income. **Journal of population Economics**, v. 11, n. 1, p. 113-126, 1998.

BASKER, E. **Education, job search and migration**. Columbia: University of Missouri, 2003.

BORJAS, G. Self-selection and the earnings of immigrants. **American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 531-553, Sept. 1987.

_____. **The economic progress of immigrants**. Cambridge, MA: NBER, Apr. 1998. (Working Paper Series, n. 6506).

BROWN, R. S.; MOON, M.; ZOLOTH, B. S. Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials. **Journa1 of Human Resources**, v. 15, n. 1, p. 3-28, 1980.

CAMBOTA, J. N.; PONTES, P. A. O papel da migração interna na convergência de rendimentos do trabalho no Brasil, no período de 1994 a 2009. **Revista EconomiA**, v. 13, n. 1, p. 131-147, jan.-abr. 2012.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (Org.). **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

CANÇADO, J. P. Migrações e convergência no Brasil: 1960-1991. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro v. 53, n. 2, p. 211-236, abr.-jun. 1999.

CARD, D. Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 1, p. 22-64, Jan. 2001.

CHISWICK, B. The effect of americanization on the earnings of foreign-born man, **Journal Political Economy**, Chicago, v, 86, n. 5, p. 897-921, Oct. 1978.

_____. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, May 1999.

CRESPO, A. R. V.; REIS, M. C. Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais**..., João Pessoa: Anpec, 2004.

CUTILLO, A.; CECCARELLI, C. The internal relocation premium: are migrants positively or negatively selected? evidence from Italy. **Journal of Applied Statistics**, v. 39, n. 6, p. 1263-1278, June 2012.

DUSTMANN, C.; GLITZ, A. **Migration and education**. Centre of Research and Analysis of Migration, 2011. (Discussion Paper Series, n. 5).

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 15, n. 4, 1995.

FIESS, N.; VERNER, D. **Migration and human capital in Brazil during the 1990's**. Washington: World Bank, June 2003. (Policy Research Working Paper, n. 3093).

FREGUGLIA, R. da S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. 135 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES FILHO, N. A. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity: evidence from Brazil. **Ann Reg Sci**, v. 49, p.17-34, 2012.

GAMA, L. C. D.; HERMETO, A. M. Diferencial de ganhos entre migrantes e não migrantes em Minas Gerais. **Revista Brasileira de Estudos da População**, Belo Horizonte, v. 34, n. 2, p. 341-366, maio-ago. 2017.

GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.

GRAHAM, D. H. Divergent and convergent regional economic growth and internal migration in Brazil: 1940-1960. **Economic Development and Cultural Change**, v. 18, n. 3, p. 362-382, 1977.

GREEN, F.; DICKERSON, A.; ARBACHE, J. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1923-1939, 2001.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7th ed., Prentice Hall, 2012.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-163, Jan. 1979.

JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. A.; LIMA, C. F.; MARTINS, G.N. Os determinantes da migração e da migração de retorno intermunicipal no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15., 2012. **Anais**... Porto de Galinhas, Ipojuca-PE: ANPEC, 2012.

KIM, C. Decomposing the change in the wage gap between white and black men over time, 1980-2005: an extension of the Blinder-Oaxaca decomposition method. **Sociological Methods Research**, v. 38, n. 4, p. 619-651, 2010.

LEE, E, S. Uma teoria sobre a migração, *In*: MOURA, H. A. (Org.). **Migração interna**: textos selecionados. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil S/A, 1980.

LEWIS, W. A. O desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão de obra. *In*: AGARWALA, A. N.; SINGH, S. P. **A economia do subdesenvolvimento.** Rio de Janeiro: Forense, 1969.

LIMA E SILVA, Y. C.; SILVA FILHO, L. A.; CAVALCANTI, D. M. Migração, seleção e diferenciais de renda na região norte do Brasil em 2010. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DA POPULAÇÃO, 10., 2016, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais**... Foz do Iguaçu: ABEP, 2016.

MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Migração interna e seletividade: uma aplicação para o Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais**... Foz do Iguaçu: Anpec, 2011.

MACPHERSON, D. A.; HIRSCH, B. T. Wages and gender composition: why do women's jobs pay less? **Journal of Labor Economics**, v. 13, n. 3, p. 426-471, July 1995.

MARTINE, G. Migração e metropolização. **São Paulo em Perspectiva**, v. 1, n. 2, p. 28-31, jul.-set. 1987.

MINCER, J. (Org.). **Shooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic, 1971. Disponível em: <https://bit.ly/3i2q642>. Acesso em: out. 2016.

MINCER, J. Family migration decisions. **The Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, Out. 1978.

NEUMAN, S.; WEISBERG, J. Gender wage differentials and discrimination among Israeli managers. **International Journal of Manpower**, v. 19, n. 3, p. 161-70, 1998.

NEUMAN, S.; OAXACA, R. L. Wage differentials in the 1990s in Israel: endowments, discrimination, and selectivity. **International Journal of Manpower**, v. 26, n. 3, p. 217-236, 2005.

QUEIROZ, S. N.; BAENINGER, R. A. Migração de retorno: o caso recente das migrações cearenses. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, p. 833-850, 2013.

RAMALHO, H. M. B. **Migração, seleção e desigualdade de renda**: evidências para o Brasil metropolitano a partir do Censo Demográfico 2000. 2005. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2005.

REIMERS, C. W. Labor market discrimination against Hispanic and black men. **The Review of Economics and Statistics**, v. 56, n. 4, p. 570-579, 1983.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais**... João Pessoa: SBE, 2004.

SANTOS JUNIOR, E. R. **Migração e seleção**: o caso do Brasil. 2002. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

SILVA FILHO, L. A.; MIYAMOTO, B. C. B.; MAIA, A. G. Condicionantes socioeconômicos da imigração nos municípios do estado da Bahia: 2000-2010. **Revista Desenbahia**, v. 14, p. 29-57, 2017.

SILVA FILHO, L. A. **Migração**: inserção socioeconômica, condição de atividade e diferenciais de rendimentos no Brasil. 2017. 130 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2017.

SJAASTAD, L. A. Os custos e os retornos da migração, *In*: MOURA, H. A. (Org). **Migração interna**: textos selecionados. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil S/A, 1980.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, nov. 2000 (Texto para Discussão, n. 769).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CARD, D. Is the new immigration really so bad? **The Economic Journal**, v. 115, n. 507, p. 300-323, Nov. 2005.

GREENE, W. H. (Org.). **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 828 p.

Originais submetidos em: mar. 2019.

Última versão recebida em: jun. 2020.

Aprovada em: jun. 2020.

ABORDAGEM HIERÁRQUICO-ESPACIAL DOS FATORES QUE AFETAM A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO[1]

Danyella Juliana Martins de Brito[2]
Marcus Vinícius Amaral e Silva[3]
Marta Cristiane Timóteo Rossi[4]

Uma das características mais flagrantes do desemprego é a irregularidade da sua incidência, tanto socialmente quanto espacialmente. Nos últimos anos, pesquisadores e formuladores de política têm demonstrado um crescente interesse no estudo e na interpretação de processos socioeconômicos no nível regional. Neste contexto, estudos a respeito das chances de participação no mercado de trabalho em nível regional ganham uma relevância adicional. Assim, este estudo tem por objetivo analisar como as características individuais e do município no qual os indivíduos estão inseridos influenciam a probabilidade de estarem empregados. Para tanto, é utilizado um modelo *logit* multinível, com dois níveis hierárquicos, um individual e um municipal. Adicionalmente a esta abordagem, aplica-se um modelo hierárquico-espacial, de modo a se contemplar o problema da autocorrelação espacial. Os principais resultados indicam que, no Brasil, têm maior probabilidade de estarem empregados os homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheira. Além disso, nota-se uma forte relação entre os indicadores municipais de renda e saúde – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – e as chances de participação no mercado de trabalho.

Palavras-chave: mercado de trabalho; *logit* hierárquico-espacial; Brasil.

SPATIAL HIERARCHICAL APPROACH TO FACTORS AFFECTING PARTICIPATION IN THE BRAZILIAN LABOR MARKET

One of the most significant features of unemployment is the irregularity of their impact, both socially and spatially. In recent years, researchers and policy makers have shown an increasing interest in the study and interpretation of socio-economic processes at regional level. In this context, studies about the chances of participation in the labor market gain some additional relevance. Thus, this study aims to examine how individual and environmental characteristics influence the probability of employment. Therefore, we employed a logit multilevel model with two hierarchical levels: individual and municipal. Additionally to this approach, we use a spatial hierarchical model in order to handle the problem of spatial autocorrelation. The main results indicate that in Brazil, white men with higher education, and who have a spouse/partner, are more likely to be employed. In addition, there is a strong relationship between income and health indicators – as well as these spatially lagged variables – and the chances of participation in the labor market.

Keywords: labor market; spatial hierarchical logit; Brazil.

JEL: J10; J23; R23.

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art7

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGECON/UFPE). *E-mail*: <danyella.brito@ufpe.br>.

3. Professor do Departamento de Administração da Universidade Federal do Piauí (UFPI). *E-mail*: <vinicius.amaral@ufpi.edu.br>.

4. Pesquisadora da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe). *E-mail*: <martacrossi@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A partir de 2004, o mercado de trabalho brasileiro passou a apresentar aumento dos salários e redução do desemprego e da informalidade (Saboia, 2014). Porém, a partir de 2015, os dados começam a evidenciar uma clara tendência de diminuição no ritmo do crescimento da economia e no processo de geração de empregos, segundo a evolução da taxa de desemprego calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) por meio da Pesquisa Mensal de Emprego (PME). A taxa de desocupação, com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua, atingiu seu ápice no primeiro trimestre de 2017, chegando a 13,7%, maior valor da série iniciada em 2012, o que representou 14,2 milhões de desempregados.[5] Nesse contexto, as discussões sobre mercado de trabalho – e, de maneira mais específica, a respeito das chances de participação neste mercado – ganham destaque.

Tipicamente a literatura tem utilizado, como fundamentação teórica, o modelo neoclássico da escolha entre trabalho e lazer para análise do comportamento da oferta de trabalho (Borjas, 1996). A decisão na margem extensiva, de trabalhar ou não trabalhar, é tomada em um contexto de maximização de utilidade dos indivíduos. A função de utilidade destes depende, portanto, da quantidade de bens de consumo e horas de lazer; e está sujeita a uma restrição orçamentária, que é afetada pela renda não oriunda do trabalho, pelo tempo, pelo preço dos bens de consumo e pelo preço do lazer. Nesse contexto, o indivíduo participará da força de trabalho sempre que o salário determinado pelo mercado exceder seu salário de reserva, compreendido como a remuneração mínima a qual o trabalhador estaria disposto a aceitar uma oferta de emprego. Espera-se, portanto, que exista uma relação positiva entre a variação salarial e a probabilidade de o indivíduo trabalhar (Borjas, 1996; Giné, Martinez-Bravo e Vidal-Fernández, 2017).

Uma outra linha teórica, chamada de abordagem da racionalidade coletiva, avalia as decisões da família como advindas de um processo de interação dos entes familiares com preferências distintas (Chiappori, 1988; 1992). Em síntese, por essa abordagem, os indivíduos que compõem uma família possuem preferências individuais, apresentando o processo decisório intrafamiliar, a respeito da participação no mercado de trabalho, um resultado eficiente no sentido de Pareto. A alocação Pareto-eficiente deriva de um processo de maximização da utilidade de cada um dos familiares, dada uma restrição orçamentária conjunta. Chiappori, Fortin e Lacroix (2002) adicionam ao modelo as variáveis denominadas de *fatores distributivos*, que exercem influência sobre a decisão de trabalho, por meio de seu efeito sobre o poder de barganha, sem influenciarem diretamente as preferências individuais.

5. Com a pandemia da covid-19, a taxa de desocupação atinge um novo ápice a partir de 2020, alcançando 14,9% de desempregados no mês de setembro.

Alguns estudos aplicam a abordagem da racionalidade coletiva ao mercado de trabalho brasileiro (Marciel, 2008; Fernandes e Scorzafave, 2009; Gruppi, 2018). No geral, eles investigam a alocação do tempo de trabalho entre casais e apontam que o modelo coletivo é adequado ao caso brasileiro.

Os modelos intertemporais de oferta de trabalho foram implementados para capturar o comportamento de participação do indivíduo no mercado de trabalho dentro de uma abordagem de ciclo de vida (Altonji, 1986; Heckman e Macurdy, 1980). Segundo este arcabouço teórico, o número de horas trabalhadas ao longo do ciclo de vida de um indivíduo, em relação a sua idade, pode ser representado por uma função côncava. Em específico, haveria um aumento do número das horas de trabalho até uma determinada idade. Comportamento semelhante seria exibido pelo rendimento do trabalho (Killingsworth, 1983).

Assim, compreender os fatores socioeconômicos, culturais e demográficos associados à entrada do indivíduo na força de trabalho torna-se relevante, e passou a ser o foco de vários estudos nacionais (Scorzafave e Menezes-Filho, 2001; Mattos, Maia e Marques, 2010; Sampaio, 2012; Marinho e Mendes, 2013). Contudo, tais modelos possuem um enfoque no nível do indivíduo, não considerando os problemas de heterogeneidade espacial. A percepção de que as chances de o indivíduo estar empregado também mudam de acordo com aspectos da localização torna-se importante para a análise da oferta de trabalho.

Allegretto, Dube e Reich (2011) estimam os efeitos de políticas na oferta de trabalho de jovens nos Estados Unidos, no período de 1990 a 2009. Comparando a mudança nos níveis de emprego de jovens nos estados que elevam o salário mínimo com os estados próximos que não experimentam nenhum aumento no salário mínimo, os autores verificaram que os resultados encontrados em pesquisas anteriores (um aumento de 10% no salário mínimo reduz o desemprego dos jovens em um pouco mais de 1%) tornaram-se diferentes após o controle por regiões.

Viñuela, Morollón e Fernández-Vásquez (2014) propõem um estudo baseado em dados espacialmente desagregados do Censo da População da Espanha e sua agregação em regiões analíticas, que incorpora ideias da nova geografia econômica. Os resultados, quanto ao efeito do espaço em oportunidades de emprego, sugerem que viver nas grandes cidades ou perto de áreas metropolitanas aumenta as possibilidades de o indivíduo estar empregado.

Nesse sentido, o objetivo deste artigo é analisar como as características individuais e do espaço no qual o indivíduo está inserido influenciam a probabilidade de este estar empregado, no Brasil, em 2010. O principal diferencial deste estudo, em relação aos anteriormente citados, está na incorporação de uma abordagem espacial à análise de probabilidade de participação no mercado de trabalho.

Quanto aos aspectos metodológicos, os fatores individuais e regionais correlacionados com a probabilidade de estar empregado serão tratados por meio de modelo *logit* multinível, com dois níveis hierárquicos, o individual e o municipal. Como a configuração da dependência espacial pode causar problemas na inferência, adicionalmente, utiliza-se um modelo hierárquico-espacial, de modo a se contemplar o problema da autocorrelação espacial.

Em síntese, os resultados apontam que homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheiro têm maior probabilidade de estarem empregados, no cenário brasileiro de análise. Adicionalmente, nota-se a forte relação entre os indicadores municipais de renda e saúde e as chances de participação no mercado de trabalho, e tais efeitos estendem-se para além do município de análise.

Este artigo está dividido em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre crescimento do nível de emprego no contexto de economias de aglomeração, bem como alguns trabalhos empíricos sobre o tema. Na terceira seção, são apresentados os efeitos das características dos indivíduos sobre a participação no mercado de trabalho, do ponto de vista teórico. Na quarta seção, é descrita a estratégia metodológica; e na quinta seção, são apresentados os dados e a seleção amostral realizada. A sexta seção traz os resultados obtidos. Na sétima seção, expõem-se as considerações finais.

2 ECONOMIAS DE AGLOMERAÇÃO E EMPREGO: OS ARGUMENTOS TEÓRICOS

A literatura sobre a concentração das atividades no espaço tem origem em Marshall (1920), o qual identifica nas economias externas um dos fatores determinantes para as aglomerações de firmas e pessoas no território. Em contraste com esta teoria, que entende a especialização como fonte de externalidades, Jacobs (1969) sublinha a importância da diversidade das atividades econômicas desenvolvidas nas cidades como um determinante maior e mais relevante de externalidades, pela constituição de um ambiente inovador e a presença de uma força de trabalho altamente produtiva.

A aglomeração gera efeitos externos positivos que aumentam a produtividade e atraem mais emprego, o que, por sua vez, leva a mais aglomeração. Entre esses fatores endógenos dinâmicos, a literatura distingue as externalidades de Jacobs (1969) e externalidades de Marshall-Arrow-Romer (Marshall, 1920; Romer, 1986, Arrow, 1962 *apud* Henderson, 1997). Ambas as externalidades explicam como a aglomeração provoca efeitos positivos na produtividade e no aumento do emprego.

As externalidades de Jacobs aumentam a produtividade e causam efeitos circulares que, finalmente, podem estimular a dinâmica de crescimento do emprego. Neste mecanismo, uma região não precisa, necessariamente, acomodar uma ou

mais indústrias concentradas geograficamente, mas, sim, uma combinação de indústrias diversificadas. As externalidades de Marshall-Arrow-Romer surgem da proximidade a um elevado número de estabelecimentos inter-relacionados, isto é, empresas do mesmo setor. Esta proximidade conduz a uma redução dos custos de transporte (Dauth, 2013).

A teoria de economias de aglomeração traz uma abordagem que integra elementos de economia regional e urbana à economia do trabalho. Nesse contexto, Glaeser *et al.* (1992) buscaram evidências de economias de aglomeração a partir do crescimento do emprego urbano, nos Estados Unidos. As evidências apontaram que a concorrência local e a diversidade urbana são importantes para o crescimento do emprego industrial. Portanto, os benefícios das externalidades positivas inerentes às aglomerações podem agir como fatores determinantes da composição e do nível de emprego de uma localização.

Wheeler (2001) analisa os mercados de trabalho locais, nos quais a aglomeração urbana facilita a busca e o processo de *sorting*. Em uma cidade maior, o custo de busca é menor e as empresas são mais seletivas na contratação de trabalhadores. Como resultado, o tamanho do mercado local tem um efeito positivo sobre a produtividade média e o retorno esperado pela aquisição de habilidades. Glaeser e Maré (2001) investigam o prêmio salarial urbano, definido como o efeito positivo do tamanho das cidades sobre os salários reais. Eles verificam que a aglomeração nas cidades acelera a acumulação de capital humano, o que contribui significativamente para o prêmio salarial urbano.

A origem das economias de aglomeração está presente nas economias externas de escala, conforme afirmado por Marshall (1920). Vagas de emprego e trabalhadores desempregados se deparam com a tecnologia de *matching* com retornos constantes de escala. A aglomeração facilita o *matching* entre o trabalhador de qualificação específica e a vaga específica para ele. A formação de uma força de trabalho altamente especializada, com muitos indivíduos dotados de conhecimentos técnicos similares na mesma localidade, facilita o *matching* empregador-empregado. Os empregadores encontrarão mão de obra qualificada, quando necessitarem, a um custo menor. Isso ocorre devido à oferta de trabalho ser elevada, aumentando os incentivos para investirem nessa localidade, e, então, os indivíduos se depararão com alta empregabilidade, caso decidam abandonar uma firma específica (Galinari e Lemos, 2007).

A heterogeneidade na distribuição espacial do emprego/desemprego pode ser vista como um fenômeno de desequilíbrio, como definido por Marston (1985). As diferentes taxas de desemprego entre regiões geográficas, assim como entre diferentes grupos demográficos e socioeconômicos, podem levar a um desequilíbrio no mercado de trabalho. Isso levaria a um aumento da demanda por trabalhadores

qualificados por parte das empresas, não crescente na mesma proporção que a disponibilidade de trabalhadores com tais qualificações, fato que se mostra mais intenso em regiões menos urbanizadas (Sampaio, 2012).

Uma segunda explicação para certas áreas terem diferentes taxas de desemprego também é fornecida em Marston (1985), com base em Hall (1972) e Rosen (1974). Segundo esses autores, trabalhadores migram para áreas onde novos empregos são criados, até que não haja incentivo adicional para se mover. Em outras palavras, a distribuição espacial da taxa de desemprego é caracterizada por uma utilidade constante em todas as áreas: alta taxa de desemprego em uma região é compensada por outros fatores positivos (por exemplo, serviços locais, condições climáticas, qualidade de vida, preços locais de habitação etc.), que são um desincentivo à migração.

A combinação de algumas características individuais com as heterogeneidades espaciais pode explicar os distintos níveis de participação na força de trabalho. Apesar disso, a maioria das contribuições na literatura empírica (Elhorst, 1995; Partridge e Rickman, 1997; Taylor e Bradley, 1997; Filiztekin, 2009) procurou analisar os determinantes das desigualdades regionais no desemprego apenas por meio de uma especificação agregada, em que a taxa de desemprego em cada região – ou o desvio de um ponto de referência (a média nacional ou a região com menor taxa) – está relacionada às magnitudes dos determinantes do desemprego.

Niebuhr (2003), por sua vez, enfatiza a importância da interação espacial no que diz respeito aos mercados de trabalho regionais da Europa. O autor analisou uma amostra de países, entre 1986 e 2000, a partir de medidas de autocorrelação espacial e métodos econométricos espaciais. Os resultados indicam que existe um significativo grau de dependência espacial entre os mercados de trabalho regionais naquele continente. Regiões marcadas pela elevada taxa de desemprego, bem como áreas caracterizadas por baixos níveis de desemprego, tendem a se aglomerar no espaço.

López-Bazo e Motellón (2013) complementam evidências anteriores das disparidades regionais do desemprego, obtidas de estudos que utilizam dados agregados, com resultados baseados em microdados. Por meio da informação dos indivíduos em cada região da Espanha, foi possível controlar a distribuição espacial do conjunto de características que moldam a probabilidade de um indivíduo estar desempregado e, por agregação, a taxa de desemprego em nível regional. Isso representa uma nova contribuição para a literatura que analisa os efeitos das disparidades regionais no mercado de trabalho (desemprego, emprego e taxas de participação). Os resultados confirmam que as disparidades regionais nas taxas de desemprego são persistentes. Há indícios também de que as diferenças entre as regiões, em termos de suas respectivas dotações das características individuais e

familiares, apenas explicam em parte a diferença entre localidades com taxas mais altas e mais baixas. Além disso, a importância das diferenças no nível educacional entre regiões e o seu impacto são confirmados.

Como a dotação de fatores difere de uma região para outra, a distribuição espacial do emprego não é homogênea. O uso de informações em nível individual, dentro de cada região, permite avaliar a contribuição de diferenças na dotação dos fatores e o impacto das características individuais que determinam a probabilidade de um indivíduo estar desempregado ou empregado (Marston, 1985).

3 EFEITOS DAS CARACTERÍSTICAS INDIVIDUAIS SOBRE AS CHANCES DE ESTAR EMPREGADO

Nos últimos anos, a literatura identifica diversos aspectos individuais que podem estar associados com a participação no mercado de trabalho. Fatores como escolaridade, gênero, raça, idade, condição de migrante e características familiares são amplamente discutidos (OECD, 2011; Heckman e Macurdy, 1980; Cacciamali e Hirata, 2005; Kassouf e Silva, 2002; Ramalho e Silveira Neto, 2012; Delazeri e Lima, 2017; Jatobá, 1994; Angrist e Evans, 1998).

Os ganhos futuros de um indivíduo e a sua probabilidade de estar empregado são influenciados pelo seu nível de investimento no próprio capital humano, começando pela educação e continuando com treinamentos profissionais (Becker, 1962). O capital humano acumulado poderia ser ou não específico para uma firma. No caso de ser específico, o conhecimento tem um valor elevado dentro de uma dada empresa e contribui para o aumento da produtividade do trabalhador, mas tem menos valor para outras empresas. No segundo caso, por sua vez, o capital humano geral (voltado para quaisquer firmas) contribui para o aumento da produtividade dos trabalhadores, sendo valioso não só para uma determinada empresa (Ros, 2013).

Quando os trabalhadores igualmente produtivos enfrentam diferentes possibilidades no mercado de trabalho, devido a características observáveis que não impactam em sua produtividade, existem problemas com discriminação (Borjas, 1996). Segundo Arrow (1973), a discriminação é o valor das características pessoais que não estão relacionadas com a produtividade do trabalhador. Características como gênero, raça e etnia não têm papel na determinação da produtividade dos trabalhadores, e em oposição, por exemplo, ao nível educacional, não deveriam enviar nenhum sinal para os empregadores sobre a produtividade.

No entanto, se o custo de obtenção de informações sobre os candidatos é excessivo para o empregador, este possivelmente irá discriminar os grupos que se acredita serem menos capazes, produtivos ou de confiança, para maximizar o lucro. Dessa forma, essas características observáveis passíveis de discriminação, por parte do empregador, podem influenciar a probabilidade de o indivíduo estar empregado ou não.

A relação entre idade e chances de estar empregado também é um ponto bastante discutido na literatura brasileira (Kassouf e Silva, 2002; Reis, 2014; Vieira *et al.*, 2016). A ideia é a de que os anos de vida dos indivíduos podem ser entendidos, em certa medida, como uma *proxy* para a experiência deles. De maneira geral, as taxas de desemprego entre os jovens de 15 a 24 anos de idade no Brasil são elevadas e existem vários problemas econômicos gerados pelo desemprego entre os jovens, a exemplo do aumento da violência e do consumo de álcool e drogas (Kassouf e Silva, 2002). Kassouf e Silva (2002) analisam a probabilidade de emprego dos indivíduos com idade entre 15 e 24 anos, no mercado de trabalho brasileiro. Utilizando-se dos dados da PNAD 1998 e de um modelo *logit* multinomial para as probabilidades dos jovens de estarem inativos, ativos e empregados, ou ativos e desempregados, as autoras percebem, entre outros resultados, que há fortes indícios de existência de discriminação racial, e também que a probabilidade de desemprego é maior para o jovem cuja renda familiar é mais baixa.

Em relação a gênero e participação na força de trabalho, o estudo pioneiro de Mincer (1962) apresenta um modelo de oferta de trabalho das mulheres ao longo do ciclo de vida. No referido modelo, as mulheres escolhem o tempo de dedicação ao mercado de trabalho, com base nas variações de salários e renda. As oportunidades para os filhos e o desemprego do cônjuge influenciam a participação feminina na força de trabalho. Além disso, para o autor, os modelos de escolha entre consumo e lazer não são suficientes para determinar o comportamento das mulheres no mercado de trabalho, uma vez que, na média, elas dedicam uma parte considerável do seu tempo às atividades domésticas e ao cuidado dos filhos. Normalmente, as mulheres substituem horas do mercado de trabalho por produção doméstica e lazer. Por sua vez, os homens substituem o tempo gasto no mercado de trabalho por lazer.

Oaxaca (1973) aponta que cultura, tradição e discriminação tendem a tornar restrita a participação na força de trabalho feminina. Essas influências geram uma distribuição profissional desfavorável das trabalhadoras *vis-à-vis* trabalhadores do sexo masculino e criam diferenças salariais dentro da mesma profissão. O autor estima a extensão média da discriminação contra as trabalhadoras, controlando por diferentes regiões dos Estados Unidos, e fornece uma avaliação quantitativa das fontes de diferencial salarial. Os resultados sugerem que uma substancial diferença entre salários é atribuída ao efeito da discriminação.

Heckman e Macurdy (1980) desenvolvem um modelo das decisões de oferta de trabalho das mulheres casadas ao longo do ciclo de vida em um ambiente de perfeita certeza. O modelo desenvolvido pode ser usado para resolver problemas de truncamento e viés de seleção em painéis longos. Os resultados apontam que a oferta de trabalho é inversamente relacionada com medidas de riqueza ao

longo do ciclo de vida. Ter filhos afeta as decisões de oferta de trabalho e valores futuros das variáveis (planos futuros de fecundidade, número esperado de filhos e expectativas de experiência profissional futura) que determinam as decisões de oferta de trabalho correntes.

Holmlund (1984) discute os efeitos positivos da mobilidade do trabalho. O autor argumenta que os indivíduos que mudaram de emprego muitas vezes tendem a mudar de novo, entre empresas, ocupações ou localizações geográficas. Aqueles que se mudaram recentemente são mais propensos a se mover novamente. Indivíduos com maior mobilidade podem mais facilmente adaptar-se em novos ambientes do que os com mais tempo de empresa. Alguns autores defendem a percepção da migração de trabalhadores entre localizações geográficas como uma forma de investimento em capital humano (Sjaastad, 1962; Borjas, 1996). Apesar disso, as teorias acerca da rotatividade do trabalhador entre empresas têm posicionamentos diversos, e muitos autores apontam que a alta rotatividade da mão de obra é um dos principais fatores que contribuem para a baixa produtividade do trabalho no Brasil, pois reduz os incentivos das firmas em investir no treinamento dos trabalhadores (Cavalcante *et al.*, 2015).

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Com o objetivo de analisar os fatores individuais e regionais que afetam as chances de um indivíduo estar empregado, ou seja, exercer alguma atividade remunerada, foi utilizada a abordagem *logit* hierárquica. A ideia subjacente a tal procedimento é a de que é possível que características geográficas, atreladas ao ambiente (município) em que o indivíduo está inserido, possam ser expandidas, no sentido de influenciar as chances de ele estar empregado. Além disso, ainda há possibilidades de que existam efeitos de dependência espacial que afetam as chances de trabalho, o que justifica a utilização de um modelo hierárquico-espacial. O primeiro procedimento metodológico faz-se necessário por incorporar a estrutura hierárquica dos dados, o que permite a obtenção de melhores estimativas dos parâmetros. O segundo procedimento, por sua vez, é importante por incorporar efeitos espaciais na análise hierárquica, provenientes dos dados agregados por município.

Assim, consideram-se não apenas os efeitos dos aspectos individuais sobre as chances de o indivíduo estar empregado, mas também o contexto espacial. Os aspectos espaciais são incluídos na tentativa de se compreender se o fato de o indivíduo morar em localidades com certas especificidades do ponto de vista social e produtivo – por exemplo, áreas mais densas/desenvolvidas – afeta tais chances (Glaeser *et al.*, 1992; Feldman e Audretsch, 1999). Metodologicamente, isso é realizado usando-se uma combinação de modelos hierárquicos em dois níveis – individual e municipal – e modelos de regressão espacial das chances de estar empregado.

4.1 Abordagem hierárquica

Para compreender os fatores que afetam as chances de os indivíduos estarem empregados, inicialmente, foi feita uma análise multinível padrão. Esta abordagem consiste na estimação simultânea de duas equações, permitindo uma análise conjunta das variáveis referentes aos indivíduos (nível 1) e das variáveis municipais (nível 2).[6] Dado que a variável dependente neste estudo possui resposta binária, foi adotado um modelo *logit* hierárquico. O primeiro nível é composto por um modelo linear generalizado e pode ser escrito como:

$$\eta_{ij} = log\left(\frac{\Phi_{ij}}{1-\Phi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij}\,, \tag{1}$$

em que Φ_{ij} representa a probabilidade de que o indivíduo i possua algum emprego remunerado, e η_{ij} são os *log-odds ratio,* ou chances de sucesso, de estar empregado. O subscrito i refere-se ao indivíduo e j, ao município no qual este reside. Assim, β_{0j} é o intercepto; X_{qij} é o valor associado às q variáveis incluídas no modelo; β_q é o efeito parcial das variáveis nas chances de estar empregado; e ε_{ij} é o termo de erro.

No segundo nível, assume-se que o intercepto do nível 1, β_{0j}, varia aleatoriamente entre todos os municípios:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_s \gamma_{0s} W_{sj} + \mu_{0j}, \tag{2}$$

em que γ_{00} é a média de empregos mensurada por meio da variável dependente binária em todos os municípios, γ_{0s} são os coeficientes da regressão no nível municipal, W_{sj} são os s preditores no nível municipal e μ_{0j} é o incremento para o intercepto associado ao município j, ou seja, o efeito aleatório, assumido como normalmente distribuído e com variância σ.

A primeira etapa na abordagem hierárquica é a estimação de um modelo nulo. Tal modelo consiste na estimação mais simples possível, englobando apenas o intercepto. A partir dessa estimação, é possível produzir uma estimativa da correlação intraclasse que possibilita avaliar se, do ponto de vista econométrico, há justificativas para se incorporar um segundo nível; ou seja, por intermédio do coeficiente de correlação intraclasse do modelo nulo, pode-se observar se a inclusão do segundo nível ajuda a explicar a variabilidade dos dados do modelo (Hox, 2002). O modelo nulo apresenta a seguinte especificação para o primeiro nível:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}, \tag{3}$$

6. Segundo Raudenbush e Bryk (2002), essa abordagem reduz o problema referente às falácias ecológica e atomística, uma vez que as variáveis relacionadas aos indivíduos e aos municípios são analisadas em níveis diferentes de agregação. A falácia atomística refere-se às conclusões equivocadamente extraídas de informações individuais, que, na realidade, refletem as relações contextuais. Por seu turno, a falácia ecológica corresponde a conclusões de relações no nível agregado, que, na realidade, são relações que deveriam ser interpretadas no nível individual (Hox, 2002).

em que β_{0j} é o resultado médio para a *j*-ésima unidade e ε_{ij} é o efeito aleatório associado ao nível 1. Como ressaltado, $log(\Phi_{ij}/(1-\Phi_{ij})) = \eta_{ij}$ e $Prob(trabalha = 1/\beta) = \Phi_{ij}$. A especificação para o segundo nível é dada por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}\,, \tag{4}$$

com $\mu_{0j} \sim N(0, \sigma_{00})$.

Uma vez justificada a inclusão de um segundo nível, o passo seguinte consiste na estimação do modelo multinível não condicional, que contém apenas as variáveis do primeiro nível. Este modelo permite a mensuração da variabilidade associada a este nível. Assim, para este estudo, as equações estimadas para os níveis 1 e 2 são:

$$\begin{aligned} &\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(sexo) + \beta_{2j}(idade) + \beta_{3j}(raça) + \beta_{4j}(educação) + \\ &+ \beta_{5j}(conjuge) + \beta_{6j}(migrante) + \varepsilon_{ij} \\ &\beta_{0j} = \gamma_{00} + \mu_{0j}\,. \end{aligned} \tag{5}$$

Por fim, as variáveis municipais, correspondentes ao segundo nível, são incluídas gradativamente no modelo, o que possibilita verificar o quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto estimado do modelo de nível 1. Este cálculo é feito por meio do índice de redução proporcional da variância, que representa o percentual da variância do intercepto no modelo nulo que é explicado pela inclusão das variáveis no segundo nível.

4.2 Abordagem hierárquico-espacial

Apesar de os modelos hierárquicos considerarem as heterogeneidades espaciais por meio do efeito aleatório associado às unidades de segundo nível, os municípios, eles não abrangem a autocorrelação espacial, visto que assumem que os erros do nível 2 são independentes e com variância constante. A autocorrelação espacial é algo importante de ser avaliado quando estamos tratando de dados brasileiros, dada a forte heterogeneidade social e econômica no país, que se reflete em uma grande heterogeneidade espacial, em que se observa que as áreas mais próximas são mais similares, em comparação às mais distantes (Riani e Rios-Neto, 2007).

Em síntese, a autocorrelação espacial ocorre quando as variáveis agregadas de um município estão sendo influenciadas, positiva ou negativamente, por aquelas dos municípios vizinhos. O procedimento utilizado para se detectar a autocorrelação

espacial é a análise da estatística *I* de Moran[7] das variáveis independentes de segundo nível, bem como da variável dependente do modelo.[8]

Caso seja detectada autocorrelação espacial, deve-se buscar um procedimento metodológico que combine as abordagens hierárquica e espacial. Tal modelo é conhecido na literatura como hierárquico-espacial. Assim, caso se observe a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo não condicional, será estimado um modelo *logit* hierárquico-espacial, a fim de se ponderar esse efeito espacial nas estimativas dos parâmetros.

Esse procedimento hierárquico-espacial é baseado, fundamentalmente, no estudo de Morenoff (2003), que avaliou como as variáveis contextuais de vizinhança afetam o peso das crianças ao nascer, para a cidade de Chicago, nos Estados Unidos. No Brasil, importantes análises multiníveis espaciais foram realizadas por Riani e Rios-Neto (2007), para tentar compreender os determinantes individuais e contextuais da matrícula escolar, e Lameira, Gonçalves e Freguglia (2012), para examinar os determinantes individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores nas microrregiões do país.

Assim, a utilização de uma abordagem hierárquico-espacial no contexto de análise de participação no mercado de trabalho é uma contribuição metodológica importante deste estudo. Tal como Morenoff (2003), parte-se do pressuposto de que a autocorrelação espacial é dada por intermédio do processo autorregressivo de defasagem espacial, isto é, sobre as chances de ser um trabalhador remunerado (variável dependente):

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \,, \tag{6}$$

em que ρ é o parâmetro autorregressivo espacial, W é uma matriz de pesos espaciais, X é uma matriz de variáveis explanatórias exógenas, β é a matriz de coeficientes da regressão, e ε é um vetor de termos de erro aleatório normalmente distribuídos. Morenoff (2003) destaca que, como a equação (6) possui uma variável endógena, WY, devem-se incluir as variáveis independentes contextuais defasadas espacialmente no segundo nível do modelo de regressão hierárquica, de modo a se contornar esse problema.

7. A estatística *I* de Moran é bastante utilizada para análise exploratória espacial de dados e sua fórmula é dada por: $I = \frac{N}{S_0}\frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(x_i-\mu)(x_j-\mu)}{\sum(x_i-\mu)^2}$, em que N é o número de observações, w_{ij} é o elemento da matriz W referente ao par i e j, x_i e x_j são os valores das variáveis nos locais i e j, μ é a média da variável x, e S_0 representa a soma de todos os pesos ($S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$); e, para matrizes padronizadas $S_0 = N$. Disponível em: <https://bit.ly/3J8eurX>.

8. Como a variável dependente neste estudo é dicotômica (1 se o indivíduo afirma trabalhar; e 0 em caso contrário), e a análise de correlação espacial requer medidas agregadas em unidades geográficas, a variável $trabalha$ é medida em termos de taxa por município, ou seja, utiliza-se a razão entre os indivíduos que afirmaram possuir trabalho e a população economicamente ativa do Censo 2010 (IBGE).

No modelo de defasagem espacial, tem-se que o valor de Y em um local está relacionado com os valores de Y em locais vizinhos contíguos através de ρ, mas esse efeito da defasagem espacial na equação (6) pode ser consistente com um dos mecanismos de externalidades espaciais das variáveis X observadas. Em outras palavras, o coeficiente ρ não apenas capta o efeito da relação de proximidade espacial da variável dependente Y entre os vizinhos, mas, também, captura sua proximidade espacial com as covariáveis observadas e não observadas. Essa interpretação da equação (6), que é a representação estrutural do modelo de defasagem espacial, tem como base o processo autorregressivo da variável dependente. Os valores de Y em uma localidade são uma função dos valores de Y em seus vizinhos de primeira ordem. Contudo, Y, para estes vizinhos de primeira ordem, é uma função das variáveis explicativas, X, do termo de erro, ε, e do valor Y de seus vizinhos de primeira ordem, que, portanto, são os vizinhos de segunda ordem da variável dependente original (Morenoff, 2003). A equação (7) demonstra esse processo autorregressivo:

$$\begin{aligned} Y = X\beta + \rho WX\beta + \rho^2 W^2 X\beta + \cdots + \rho^m W^m X\beta + \varepsilon \\ + \rho W\varepsilon + \rho^2 W^2 \varepsilon + \cdots + \rho^m W^m \varepsilon . \end{aligned} \tag{7}$$

A equação (7), derivada do processo autorregressivo de defasagem espacial, mostra que ρ opera através das variáveis observadas X e do termo de erro ε. Portanto, a correlação espacial presente nas variáveis que não foram incluídas no modelo e as externalidades espaciais derivadas das variáveis explicativas são consistentes com o processo de defasagem espacial em (6). Isso implica que a heterogeneidade espacial pode ser captada por meio da estimação de um modelo em que os efeitos espaciais operem apenas em X, com a seguinte estrutura (Anselin, 2003; Morenoff, 2003):

$$Y = X\beta + \rho WX + \varepsilon . \tag{8}$$

Pode-se notar que este modelo assume que os efeitos espaciais operam apenas por intermédio das variáveis X observadas – que, na aplicação hierárquica, equivalem às variáveis de segundo nível –, enquanto no modelo de defasagem espacial o processo espacial opera tanto através de variáveis observadas como através das não observadas. E, além disso, como WX não é endógeno, a equação (8) pode ser diretamente estimada.

Portanto, serão combinadas as abordagens hierárquica e espacial, de modo a serem mais bem compreendidas as variáveis que afetam as chances de um indivíduo estar empregado. A vantagem de combinar essas duas metodologias é que a modelagem hierárquica permite que sejam analisadas conjuntamente as variáveis individuais e as contextuais (municipais) nos distintos níveis de agregação, e a modelagem espacial, por sua vez, possibilita que sejam explorados os possíveis problemas de correlação espacial, o que gera melhores estimativas dos parâmetros das regressões.

5 BASE DE DADOS E AMOSTRA UTILIZADA

Para a construção da base de dados em nível individual (nível 1), foram utilizados os microdados do Censo Demográfico 2010.[9] A amostra do nível 1 selecionada inclui apenas indivíduos que declararam participar da população economicamente ativa (informaram estar trabalhando ou procurando emprego) na semana de referência do censo e tinham idade entre 18 e 60 anos. Tal seleção tem o intuito de evitar a inclusão de aposentados e filtrar apenas a população economicamente ativa, que intenciona obter um trabalho remunerado. A amostra final do nível individual foi constituída por 4.949.189 pessoas.

A identificação do indivíduo que afirma trabalhar é realizada com base na ocupação que este exerce no seu trabalho principal. Assim, foram considerados como *trabalhadores* aqueles que declararam estar trabalhando, a partir da informação de sua ocupação, na semana de referência do censo, cujo rendimento no trabalho principal é positivo.[10]

Com base na literatura e a partir dos dados do Censo Demográfico 2010,[11] foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas em nível individual para a posterior análise empírica hierárquica, a saber: gênero, raça, idade, nível de instrução, presença de cônjuge e condição de migrante. O quadro A.1, no apêndice A, apresenta a descrição detalhada dessas variáveis, e a tabela 1 mostra a distribuição da população economicamente ativa, empregada e não empregada, por essas características selecionadas. Foram realizados testes *t-student* para diferenças de médias e proporções entre os dois grupos de análise.

TABELA 1
Características (médias) das variáveis de primeiro nível para os grupos de trabalhadores e não trabalhadores – Brasil (2010)

	Não trabalha	Trabalha	Diferença
Gênero			
Feminino	0,573	0,398	-0,174***
Masculino	0,427	0,602	
Cor			
Branca e amarela	0,398	0,518	0,120***
Preta e parda	0,602	0,482	

(Continua)

9. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.

10. Assim, são considerados, no grupo de indivíduos que trabalham, todos aqueles participantes da população economicamente ativa que afirmaram pertencer a uma das categorias seguintes: "empregado com carteira de trabalho assinada", "militar e funcionários públicos", "empregado sem carteira de trabalho assinada", "conta própria", e "empregador". Por sua vez, os indivíduos que não trabalham são aqueles que afirmaram participar da população economicamente ativa, porém não apresentaram ocupação. Os indivíduos que informaram estar em trabalhos "não remunerado" e para o "próprio consumo" são excluídos da amostra. Também foram retiradas aquelas pessoas cujo rendimento do trabalho principal era superior a R$ 300 mil, pois tais indivíduos poderiam gerar problemas nas estimações.

11. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.

(Continuação)

	Não trabalha	Trabalha	Diferença
Idade	28,796	34,407	5,611***
Nível de instrução			
Não superior completo	0,952	0,888	-0,064***
Superior completo	0,048	0,112	
Família			
Sem cônjuge ou companheiro	0,574	0,394	-0,180***
Com cônjuge ou companheiro	0,426	0,606	
Migrante			
Não	0,844	0,849	0,005***
Sim	0,156	0,151	
Observações	398.431	4.550.758	-

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.
2. Estatisticamente significante no nível de: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

A princípio, percebem-se as significativas distinções existentes entre o grupo de indivíduos que afirmaram estar trabalhando e os que afirmaram não estar ocupados, em termos de todos os atributos observados. Da amostra total de indivíduos, 58,77% eram do sexo masculino; percebe-se uma maior proporção relativa de homens que estavam trabalhando em 2010, enquanto a proporção de mulheres que trabalham é significativamente inferior à proporção de mulheres que não trabalham. Na amostra de indivíduos desempregados, 57,3% eram mulheres em busca de uma vaga no mercado de trabalho.

São perceptíveis também, por um lado, a maior participação dos indivíduos de pele parda e preta no grupo de não trabalhadores e, por outro, uma menor participação desses indivíduos entre os que possuem trabalho remunerado. Consequentemente, a proporção de indivíduos que trabalham, de pele preta ou parda,[12] é relativamente menor comparativamente à proporção dos que não trabalham, diferentemente do que ocorre para aqueles de pele branca e amarela. Esse perfil do indivíduo com trabalho remunerado corrobora os achados da literatura de desigualdade de gênero e raça e mercado de trabalho de Arrow (1973), Blinder (1973), Sampaio (2012) e Ros (2013).

12. Foram excluídos da amostra aqueles indivíduos que afirmaram como cor da pele "indígena", dada a heterogeneidade do grupo em questão e a sua pequena representatividade na população ocupada brasileira. Segundo os dados do Censo Demográfico 2010, 52,9% dos indígenas não tinham qualquer tipo de rendimento; ademais, lazer e trabalho não são facilmente separáveis para eles (IBGE, 2010).

O indivíduo que não trabalha é, em média, mais jovem que aquele que possui alguma ocupação. Essa realidade está possivelmente associada à questão da experiência no mercado de trabalho (Menezes-Filho e Picchetti, 2000). Em relação ao nível de instrução, pode-se dizer que aqueles com trabalho remunerado são em média, de certa forma, mais escolarizados. Além disso, é possível notar que há mais trabalhadores com cônjuge ou companheiro, tanto dentro do grupo de trabalhadores como em relação aos não trabalhadores. De fato, é possível que aqueles indivíduos que podem compartilhar as obrigações domésticas e familiares possam se dedicar mais ao trabalho e, sobretudo, tenham mais incentivos para isso, dada a existência dessas obrigações.

A condição de migrante está associada às chances de estar empregado no mercado de trabalho essencialmente por duas vias distintas. Primeiro, os migrantes podem ser, em média, positivamente selecionados. Isso se deve ao fato de que os migrantes são indivíduos menos avessos ao risco e mais empreendedores do que os indivíduos que decidem permanecer no local de nascimento, o que pode afetar as chances de esses indivíduos estarem empregados (Chiswick, 1999; Santos Júnior, Menezes Filho e Ferreira, 2005). Segundo, em contrapartida, é possível que um trabalhador típico que vivenciou uma experiência de migração recente ainda esteja em processo de adaptação, o que afeta as chances deste de se inserir no mercado de trabalho local (Holmlund, 1984). Nesse contexto, apenas é identificada uma participação um pouco mais elevada de migrantes intermunicipais no grupo de não trabalhadores, de 15,6%, contra 15,1% no grupo de trabalhadores.[13] Apesar de ser impossível formular alguma conclusão concisa a partir dessas informações de migração, há um primeiro indício de uma possível associação negativa da condição de migrante relativamente recente com emprego.

A amostra do nível municipal (nível 2) é composta por 5.557 municípios brasileiros.[14] As variáveis municipais explicativas são o IFDM nas áreas de educação e saúde, a densidade populacional e a renda *per capita* média associados ao município de residência de cada indivíduo na amostra (tabela 2).

13. A definição de migrante intermunicipal adotada é a de migrante por data fixa, ou seja, engloba aqueles indivíduos que, há cinco anos, encontravam-se morando em um município distinto daquele declarado na data da entrevista do Censo. Por seu turno, o não migrante é classificado como o indivíduo que nasceu e sempre morou no município recenseado.

14. Os municípios de Mojuí dos Campos (PA), Nazária (PI), Pescaria Brava (SC), Balneário Rincão (SC), Pinto Bandeira (RS) e Paraíso das Águas (MS) foram excluídos da análise, pois são municípios recentemente emancipados e não há informações socioeconômicas sobre estes nas fontes de dados governamentais. Dos 5.564 municípios resultantes, sete não apresentaram informações para o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) na área da educação, em 2010, e foram excluídos da amostra.

TABELA 2
Descrição das variáveis de nível municipal

Variável	Descrição
Renda *per capita* (log)	Refere-se ao somatório da renda de todos os indivíduos e o número total desses indivíduos. Fonte: *Atlas Brasil*.
Densidade populacional	Razão entre o número de habitantes do município e a área deste em quilômetros quadrados. Fonte: elaboração dos autores, a partir dos dados do Ipeadata.
IFDM – Educação	Índice construído com base no atendimento à educação infantil, abandono no ensino fundamental, distorção idade/série do ensino fundamental, docentes com ensino superior no ensino fundamental, média de horas-aula diária no ensino fundamental e nota do Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) do ensino fundamental. Fonte: Firjan.
IFDM – Saúde	Índice construído com foco na saúde básica, utilizando os seguintes indicadores: proporção de atendimento adequado de pré-natal, óbitos por causas mal definidas, óbitos infantis por causas evitáveis e internações sensíveis à atenção básica. Fonte: Firjan.

Fontes: Ipeadata (disponível em: <https://bit.ly/35KSLbl>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <https://bit.ly/38zDzPc>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <https://bit.ly/3OPxleP>; acesso em: 9 fev. 2018).

Como mencionado anteriormente, a ideia subjacente à abordagem hierárquica é a de que possivelmente alguns dos componentes que afetam as chances de estar empregado estão associados à estrutura social e produtiva local, daí a inclusão dessas variáveis municipais. O IFDM, nas dimensões educação e saúde, é proposto como uma medida de desenvolvimento municipal, no sentido de que se espera que essa variável capte a relação positiva entre desenvolvimento socioeconômico e melhorias no mercado de trabalho (Glaeser *et al.*, 1992; Feldman e Audretsch, 1999).

O IFDM, além de apresentar um reflexo da conjuntura socioeconômica de um município, destaca o empenho do poder público quanto ao desenvolvimento local, uma vez que engloba indicadores que são, em sua maior parte, de competência municipal. Em sua dimensão educação, o IFDM busca captar a oferta de educação infantil e a qualidade da educação no ensino fundamental, em escolas públicas e privadas. Por sua vez, o IFDM na perspectiva saúde é um reflexo da competência municipal quanto à saúde básica (Firjan, 2018). Na literatura, o indicador é utilizado para mensurar desenvolvimento econômico (Postali e Nishijima, 2011; Pereira e Moreira, 2016). Quanto às variáveis densidade populacional e renda *per capita*, estas são propostas a fim de se observar como o tamanho da cidade e as atividades econômicas afetam as chances de trabalho locais. Em conjunto, espera-se que essas variáveis captem, em certa medida, os efeitos de economias de aglomeração sobre o emprego. Vale destacar que não é de interesse desta pesquisa estabelecer relações de causalidade, mas, sim, estimar e compreender as possíveis correlações existentes entre as variáveis em foco.

Na análise de oferta de trabalho – tanto na estimação de equação salarial como nos modelos de oferta de trabalho na margem extensiva e intensiva –, a literatura admite a existência de atributos não observados do trabalhador – tais como motivação, esforço e aptidão – que podem impactar nos ganhos salariais e apresentar correlação com atributos observados. Há um recorrente problema de endogeneidade, advindo tanto de variáveis omitidas como de simultaneidade. Uma potencial fonte de endogeneidade pode estar atrelada à relação de simultaneidade entre o percentual de indivíduos ocupados e as características municipais. Isso ocorre tanto com o IFDM como com a renda *per capita*. Por exemplo, é possível que uma maior porcentagem de indivíduos ocupados eleve a renda *per capita* de um determinado município (caso a renda média do município aumente com a porcentagem de indivíduos ocupados) e que haja uma causalidade mútua entre essas duas variáveis. Porém, como se modela a probabilidade média de ocupação, no sentido de captar a relação existente entre tal probabilidade e certas características municipais específicas, os resultados obtidos não estabelecem uma relação de causa e efeito. Por sua vez, tais resultados fornecem o grau de associação líquida de interesse, isto é, permitem que seja observada a relação estimada entre a probabilidade média de ocupação e aspectos individuais e municipais, ponderando a autocorrelação espacial.

6 RESULTADOS

Utilizando-se a técnica de modelagem hierárquica espacial, proposta por Morenoff (2003), a ideia básica é que as características do modelo espacial – mais precisamente, a autocorrelação espacial – possam ser incorporadas na modelagem hierárquica, que, apesar de não possuir uma natureza espacial, permite que sejam levados em consideração os distintos níveis de agregação em uma mesma análise.

TABELA 3
Regressões hierárquicas para a probabilidade de estar empregado – Brasil (2010)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
							Componente fixo							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Intercepto	2,680***	14,590***	0, 434***	1,544***	-3,634***	0,026***	0,442***	1,556***	-1,022***	0,360***	-0,678***	0,508***	-3,410***	0,033***
	(0,010)	(0,144)	(0,011)	(0,017)	(0,100)	(0,003)	(0,011)	(0,018)	(0,046)	(0,016)	(0,037)	(0,019)	(0,112)	(0,004)
Renda *per capita* (log)	–	–	–	–	0,669***	1,952***	–	–	–	–	–	–	0,553***	1,739***
					(0,016)	(0,032)							(0,026)	(0,045)
Densidade populacional	–	–	–	–	–	–	-0,000***	0, 999***	–	–	–	–	-0,000***	0, 999***
							(0,000)	(0,000)					(0,000)	(0,000)
IFDM educação	–	–	–	–	–	–	–	–	2,125***	8,373***	–	–	0,212**	1,237**
									(0,065)	(0,548)			(0,094)	(0,117)
IFDM saúde	–	–	–	–	–	–	–	–	–	–	1,649***	5,204***	0,519***	1,681***
											(0,053)	(0,275)	(0,066)	(0,111)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	–	–	0, 781***	2,184***	0,782***	2,186***	0,781***	2,184***	0, 781***	2,185***	0, 781***	2,185***	0,782***	2,185***
			(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)
Idade	–	–	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***
			(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	–	–	0,175***	1,191***	0,167***	1,182***	0,175***	1,191***	0,170***	1,185***	0,170***	1,185***	0,166***	1,181***
			(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	–	–	0,917***	2,503***	0,916***	2,500***	0,917***	2,503***	0.916***	2,500***	0.917***	2,502***	0,916***	2,500***
			(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)

(Continua)

(Continuação)

	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6		Modelo 7	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Componente fixo														
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	–	–	0,414***	1,513***	0,415***	1,514***	0,414***	1,513***	0,415***	1,514***	0,414***	1,513***	0,415***	1,514***
			(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	–	–	-0,157***	0,854***	-0,163***	0, 850***	-0,157***	0, 854***	-0,159***	0, 853***	-0,160***	0, 852***	-0,163***	0,850***
			(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)
Componente aleatório														
Coeficiente		0, 496*** (0,011)		0, 446*** (0,010)		0, 330*** (0,007)		0, 444*** (0,010)		0, 363*** (0,008)		0, 372*** (0,008)		0, 314*** (0,007)
Variância explicada (%)						26,009		0,448		18,610		16,592		29,596
Observações														
Nível individual	4.949.189		4.949.189		4.949.189		4.949.189		4.949.189		4.949.189		4.949.189	
Nível municipal	5.557		5.557		5.557		5.557		5.557		5.557		5.557	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>); Ipeadata (disponível em: <https://bit.ly/35KSLbl>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <https://bit.ly/38zDzPc>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <https://bit. ly/3OPxleP>; acesso em: 9 fev. 2018).

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

3. Coef. – coeficientes; OR – coeficientes de *odds ratios*.

A tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes e dos coeficientes de *odds ratios* das análises multinível para as chances de estar empregado no Brasil.[15] O modelo 1, apresentado nas colunas 1 e 2 da tabela 3, é o modelo ANOVA com efeitos aleatórios; esse modelo é estimado para testar a aleatoriedade dos coeficientes.

Mediante o cálculo do coeficiente de correlação intraclasse (ICC) do modelo 1, é possível observar a variação nas chances de estar empregado atrelada às características municipais.[16] Assim, o $ICC = 0{,}131$ indica que 13,1% da variação nas chances de estar empregado em 2010 decorre de diferenças nas chances de estar trabalhando, entre os municípios. Além dos aspectos teóricos já discutidos, o valor desse coeficiente de correlação intraclasse também é fundamental para justificar a utilização da abordagem hierárquica.

Como, para os sete modelos analisados, os coeficientes das variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, diz-se que a hipótese nula de intercepto com efeito aleatório é rejeitada. Isso significa que as probabilidades de estar empregado diferem de acordo com o município em que o indivíduo reside, para todos os modelos.

O modelo 2, também chamado de modelo não condicional, inclui apenas as variáveis explicativas associadas às características individuais da amostra.[17] É importante perceber nesse modelo que, apesar de as características individuais explicarem boa parte das chances de estar empregado, ainda há uma relevante proporção da variância que permanece não explicada, dada pelo intercepto.

Nos modelos 3, 4, 5, 6 e 7, são incluídas gradativamente as variáveis de segundo nível. É importante a inclusão gradativa das variáveis do nível 2 para verificar o quanto cada variável contribui para a redução da variabilidade não condicional do intercepto estimada no modelo 2. Uma métrica alternativa para isso é a proporção da variância explicada, que é calculada pela seguinte fórmula:

$$\%\ da\ variância\ explicada\ = \frac{\hat{\sigma}^2_{00(não-condicional)} - \hat{\sigma}^2_{00(condicional)}}{\hat{\sigma}^2_{00(não-condicional)}}. \quad (8)$$

15. A tabela 3 apresenta uma estatística de percentual da variância explicada para cada modelo estimado em nível municipal, mas não em nível individual. Isso ocorre porque o componente da variância em nível individual é heterocedástico em modelos não lineares (Raudenbush e Bryk, 2002).

16. O coeficiente de correlação intraclasse pode ser calculado como $ICC = \frac{\sigma^2_{00}}{\sigma^2_{00} + \pi^2/_3}$. Como, nos modelos de regressão logística, não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro em nível individual no componente aleatório do modelo, a literatura sugere que essa variância do erro seja sempre fixada em um mesmo número, que é $\pi^2/_3 = 3{,}29$ (Snijders e Bosker, 1999; Raudenbush e Bryk, 2002; Morenoff, 2003).

17. Esse modelo é chamado de não condicional, pois possibilita mensurar a variabilidade não condicional do segundo nível.

Assim, dos modelos 3, 4, 5 e 6 nota-se, por exemplo, que, no modelo 3, a renda *per capita* explica a variabilidade do intercepto em cerca de 26%, representando a variável que mais explica a variabilidade do intercepto. Nos outros modelos, nota-se que o IFDM educação e saúde explicam, respectivamente, a variabilidade do intercepto em 18,61% e 16,59% (modelos 5 e 6), enquanto a densidade populacional é a variável com menor poder de explicação, de 0,45% (modelo 4).

Analisando-se as variáveis de primeiro nível, todas se mostram significativas, com 99% de confiança, e com sinal esperado na maioria dos casos examinados. Os atributos individuais mostraram que homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheira apresentam maior probabilidade de estarem empregados. Segundo Carling, Holmlund e Vejsiu (2001), as razões para as diferenças de gênero provêm de diferentes condições do mercado de trabalho estudado e, também, podem ser associadas ao período da amostragem. Há diversas razões para explicar essas diferenças. Segundo Ros (2013), além do efeito discriminação, uma outra possível explicação pode estar nas expectativas culturais e sociais dos homens (como serem provedores das famílias, por exemplo). Estas diminuem a utilidade de eles estarem desempregados, ou seja, possuem um salário reserva menor comparado ao da mulher. Também a idade tem uma relação positiva com as chances de estar empregado. Neste caso, a teoria aponta que indivíduos mais velhos são mais experientes e, portanto, possuem mais capital humano acumulado e mais chances de estarem empregados. Adicionalmente, é importante destacar que trabalhadores mais velhos empregados são considerados menos propensos a deixarem seus empregos, comparativamente aos mais jovens, dadas as dificuldades de encontrar um novo emprego por conta do efeito discriminação (Arrow, 1973).

Em relação à condição dos migrantes, observa-se que apresentaram, em média, menores chances de estarem empregados. É importante perceber que, de todas as variáveis do primeiro nível, as que mais estão correlacionadas às probabilidades de o indivíduo estar empregado são o nível de instrução e o gênero. Estima-se que, analisando-se o modelo 7, em relação ao gênero, as *odds ratios*[18] de 2,185 correspondem a dizer que um indivíduo do sexo masculino tem, em média, 2,185 a mais de chances de estar empregado, comparativamente às mulheres – ou seja, os homens têm um pouco mais que o dobro de probabilidade de estarem empregados, em relação às mulheres.

18. Vale frisar que os coeficientes de *odds ratios* são iguais a 1 quando não é observado efeito algum, menor que 1 se o efeito é negativo e maior que 1 se o efeito é positivo.

Em relação ao nível de instrução, a razão de chances implica que os indivíduos com ensino superior completo possuem, em média, 2,5 vezes a mais de chances de estarem empregados, em relação àqueles que não possuem tal nível de escolaridade. Seguindo essa linha de análise das razões de chances, ainda se pode observar, com base no modelo 7, que os indivíduos que vivem com cônjuge/companheiro têm uma probabilidade de estarem empregados de 51,4% a mais que aqueles que não possuem companheiro. No que concerne à raça, verificou-se que aqueles que se identificam como brancos ou amarelos possuem probabilidade de 18,1% a mais de estarem empregados, comparativamente àqueles que afirmaram ser pretos ou pardos. Os migrantes recentes apresentam 15% a menos de probabilidade de estar trabalhando.

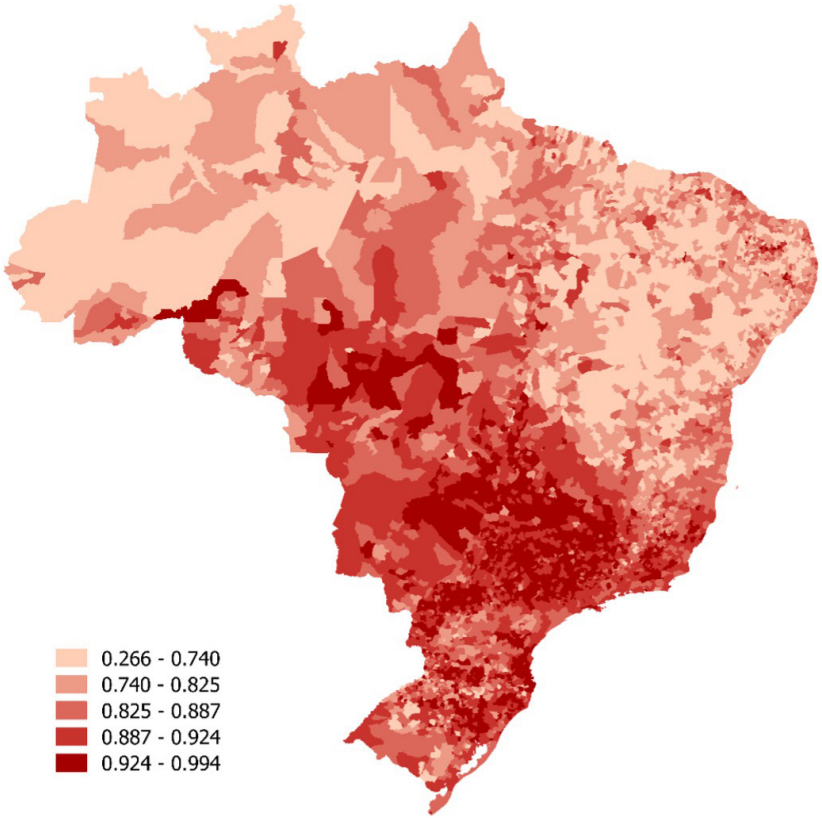
Observando-se os resultados para as variáveis de nível 2, constata-se que um elevado índice de desenvolvimento é um dos fatores municipais mais importantes para o acesso dos indivíduos ao mercado de trabalho. Realizando-se a análise da mudança nas razões de chances para o IFDM, constatou-se que o aumento em 0,1 nessa variável está associado a um aumento de chances de um indivíduo estar empregado em 13,17%, considerando-se a dimensão educação, e em 18,30% na dimensão saúde.[19] O nível de rendimento *per capita* municipal mostrou um efeito direto, de modo que quanto maior o referido nível de rendimento em um determinado município, maiores são as probabilidades de o indivíduo estar trabalhando nessa localidade.

As variáveis municipais incluídas neste estudo estão sujeitas à existência de autocorrelação espacial. Isso significa que pode existir um padrão não aleatório na distribuição espacial dos dados. Segundo Almeida (2012), isso ocorre porque os valores de um atributo em um município podem depender dos valores deste atributo em municípios vizinhos, seguindo um padrão espacial sistemático. A figura 1 mostra a distribuição geográfica da taxa de emprego no Brasil.[20] A análise do mapa revela, claramente, que há uma concentração de altas taxas de emprego nos municípios das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país, enquanto menores taxas de emprego são verificadas nas regiões Norte e Nordeste. Isso dá indícios da presença de autocorrelação espacial para esta variável.

19. A mudança da probabilidade dado um aumento de 0,1 do IFDM educação é calculada como: $OR = e^{0,1*1,237}$. Ver Cameron e Trivedi (2010) para mais detalhes.

20. Essa taxa é medida pela razão entre o número de pessoas de 18 anos ou mais de idade com trabalho remunerado e a população economicamente ativa informada pelo censo.

FIGURA 1
Proporção de indivíduos empregados no Brasil (2010)



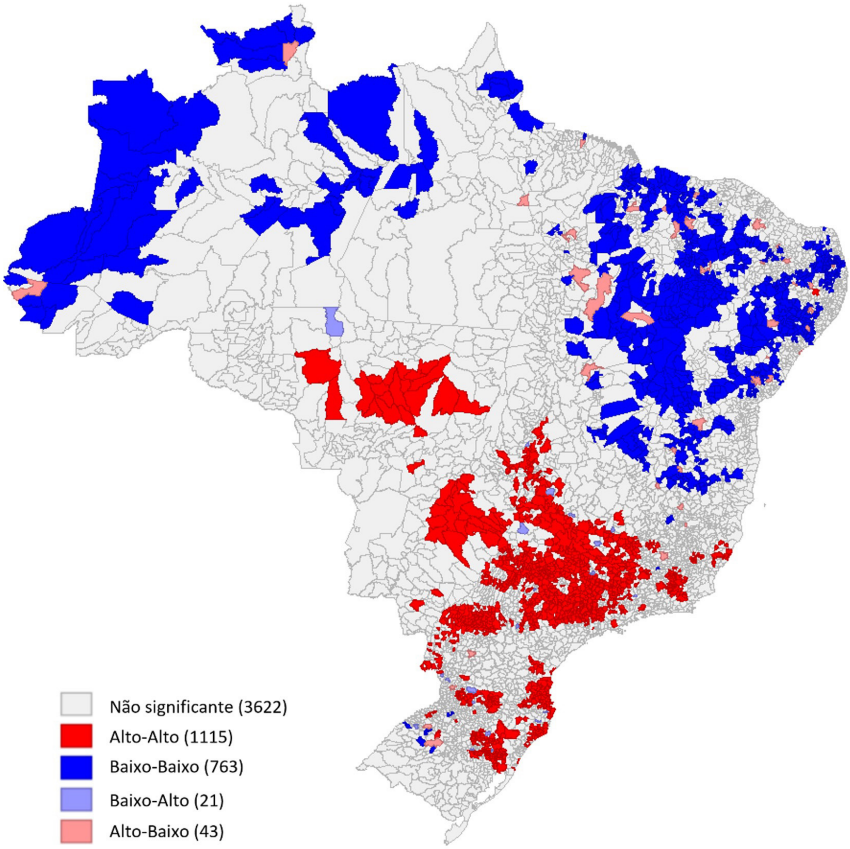
Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.
Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Com o objetivo de examinar a existência de autocorrelação espacial na análise multinível proposta por este estudo, foi implementado o teste *I* de Moran nos resíduos do modelo não condicional. A seleção da matriz de dependência espacial foi dada por meio do procedimento de Baumont (2004),[21] que tenta captar, mediante a escolha da matriz *W*, a maior parte da dependência espacial. Ou seja, seleciona-se a matriz que gere o maior valor, estatisticamente significante, do *I* de Moran. O índice *I* de Moran com matriz de peso espacial com *k*-vizinhos ($k = 3$) apresentou o maior valor (0,043) e mostrou-se significativo a 1%, indicando que a hipótese nula de aleatoriedade espacial nos resíduos é rejeitada. Assim, o modelo multinível implementado deve considerar a existência de autocorrelação espacial.

21. Disponível em: <https://bit.ly/3t66wdj>.

A variável taxa de emprego, utilizada na construção da figura 1, pode ser interpretada como uma agregação, em nível municipal, da variável binária dependente deste estudo. De acordo com o sinal da estatística *I* de Moran (0,679), calculada para esta variável, há evidência de autocorrelação espacial positiva para a taxa de emprego. Isso implica que municípios que apresentam alto (ou baixo) percentual de emprego são vizinhos de municípios que também apresentam altas (ou baixas) taxas de emprego. Outra estatística utilizada foi o indicador local de associação espacial (*local indicators of spatial association* – Lisa). A estatística Lisa testa a existência de autocorrelação local, possibilitando a detecção da existência de *clusters*, dados os valores de uma determinada variável no espaço (figura 2).

FIGURA 2
Mapa de *clusters* Lisa para a taxa de emprego no Brasil (2010)



Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.
Elaboração dos autores.
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A análise da figura 2 nos permite identificar a existência de uma concentração de *clusters* que seguem o padrão alto-alto, localizados principalmente nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do país. No Rio Grande do Sul, há um grande *cluster* de aproximadamente cem municípios, localizados em sua maioria nas mesorregiões metropolitana de Porto Alegre e noroeste rio-grandense, que apresentaram altas taxas de emprego. Ainda no Rio Grande do Sul, dois municípios foram identificados como um *cluster* baixo-alto, Santo Ângelo e Tupanciretã – ou seja, apresentaram baixa taxa de emprego, em comparação com seus vizinhos.[22]

É identificada uma série de *clusters* de alto emprego nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. Os principais, em número de municípios, estão localizados nas mesorregiões macrometropolitana de São Paulo, de Campinas, sul/sudoeste de Minas, São José do Rio Preto, Araraquara, Bauru e Ribeirão Preto. No Centro-Oeste, um *cluster* que pode ser destacado está localizado entre os estados de Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul.

Como esperado, a maior parte dos *clusters* de baixo emprego estão localizados nas regiões Norte e Nordeste. Nesta última região, entre os estados do Ceará, Maranhão, Pernambuco, Bahia e Piauí, há um grande aglomerado de municípios com baixa taxa de emprego, que são vizinhos de outros municípios que também apresentaram essa característica. Na região Norte, o maior *cluster* está localizado nos estados do Amazonas, com quinze municípios, e Acre, com cinco municípios. Nestas cidades, a taxa percentual média de emprego é de apenas 65%, enquanto as médias no estado e no Brasil são de cerca de 70% e 83%, respectivamente.

A presença de autocorrelação espacial também foi verificada nas variáveis municipais incluídas na análise multinível. A renda *per capita*, a densidade populacional, e o IFDM nas dimensões educação e saúde apresentam estatística *I* de Moran de 0,813, 0,703, 0,806 e 0,669, respectivamente, sendo todas significativas a 1%.

Dada a existência de autocorrelação espacial nos resíduos do modelo hierárquico, faz-se necessário ponderar esse processo espacial por meio de um modelo hierárquico-espacial, que contorna os possíveis problemas associados às estimativas de parâmetros enviesadas e/ou ineficientes. O procedimento padrão é, seguindo a metodologia adotada por Morenoff (2003), incorporar a autocorrelação espacial na modelagem hierárquica mediante a defasagem espacial das variáveis explicativas do segundo nível. Os resultados para o melhor modelo hierárquico-espacial – isto é, aquele que apresenta o maior percentual da variância explicada –, referente à probabilidade de estar empregado, podem ser visualizados na tabela 4.[23]

22. A análise dos motivos que levam à formação desses *clusters* foge do escopo deste estudo.
23. Os resultados para os modelos 3, 4, 5 e 6 espaciais podem ser observados na tabela A.1 (apêndice A).

TABELA 4
Regressões hierárquicas com controle para efeitos espaciais para a probabilidade de estar empregado – Brasil (2010)

	Modelo 7	
	Coef.	OR
Componente fixo		
Intercepto	-4,163***	0,016***
	(0,130)	(0,002)
Renda *per capita* (log)	0,188***	1,207***
	(0,036)	(0,043)
Densidade populacional	-0,000	0,999
	(0,000)	(0,000)
IFDM educação	-0,057	0,944
	(0,136)	(0,129)
IFDM saúde	0,200**	1,221**
	(0,078)	(0,095)
Def. espacial renda *per capita* (log)	0,516***	1,676***
	(0,043)	(0,072)
Def. espacial densidade populacional	-0,000***	0,999***
	(0,000)	(0,000)
Def. espacial IFDM educação	-0,038	0,962
	(0,159)	(0,153)
Def. espacial IFDM saúde	0,407***	1,502***
	(0,102)	(0,153)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	0,782***	2,185***
	(0,003)	(0,008)
Idade	0,047***	1,048***
	(0,000)	(0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	0,165***	1,179***
	(0,004)	(0,004)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	0,917***	2,501***
	(0,008)	(0,020)
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	0,415***	1,514***
	(0,004)	(0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	-0,164***	0,849***
	(0,005)	(0,004)
Componente aleatório		
Coeficiente	0, 298***	
	(0,007)	
Variância explicada (%)	33,184	
Observações		
Nível individual	4.949.189	
Nível municipal	5.557	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>); Ipeadata (disponível em: <https://bit.ly/35KSLbl>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <https://bit.ly/38zDzPc>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <https://bit. ly/3OPxIeP>; acesso em: 9 fev. 2018).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.
2. Estatisticamente significante no nível de: *** 1%; ** 5%; e * 10%.
3. Def. – defasagem.

Pode-se perceber, na tabela 4, ao serem inseridos os controles espaciais, a redução do componente da variância e, por conseguinte, uma elevação do percentual da variância explicada do intercepto. Isso significa que os efeitos espaciais no modelo em análise possivelmente atuam por meio dos efeitos direto e indireto das variáveis de segundo nível.

É possível notar que os coeficientes estimados para as variáveis de nível 1, no modelo hierárquico-espacial, são praticamente os mesmos daqueles observados na tabela 3, e já devidamente analisados. Portanto, o foco de análise, a partir deste ponto, serão as variáveis de segundo nível. A diferença no modelo hierárquico-espacial é que, ao serem incluídas as características contextuais dos vizinhos por meio das variáveis de nível 2 defasadas espacialmente, a renda *per capita* e o IFDM na dimensão saúde, tanto no município de residência como nos vizinhos, afetam a probabilidade de estar empregado no Brasil. Os sinais de ambas as variáveis, como também de suas versões defasadas, permanecem de acordo com o esperado, indicando que as chances de emprego estão correlacionadas também com a dinâmica social e econômica dos municípios vizinhos.

Em relação à magnitude dos coeficientes estimados para as variáveis de segundo nível, nota-se que os efeitos direto e indireto sobre as probabilidades de estar empregado podem ser observados, respectivamente, mediante o impacto na probabilidade de estar ocupado decorrente de mudanças nas variáveis contextuais do município de residência e do impacto proveniente de alterações das variáveis contextuais dos municípios vizinhos. Logo, no modelo hierárquico-espacial, ao se tentar controlar a autocorrelação espacial, ocorre uma redução do impacto direto das variáveis, variação esta que passa a ser captada via efeitos indiretos, por meio dos coeficientes dos municípios vizinhos.

Nota-se que, em sua dimensão educação, o IFDM do município de residência dos indivíduos, bem como o IFDM dos municípios vizinhos, parece não estar relacionado à probabilidade de estar empregado, no modelo hierárquico e na sua versão espacial. No que concerne à densidade populacional, apenas a sua defasagem espacial mostrou-se significante; contudo, a magnitude exibida é próxima a zero.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo objetivou verificar como as características individuais e municipais influenciam a probabilidade de o indivíduo estar empregado. Para tanto, foi utilizado um modelo *logit* multinível, e foram empregadas técnicas de análise espacial e um modelo hierárquico-espacial, de modo a se ponderar a existência de autocorrelação espacial.

Os principais resultados indicam que, no Brasil, têm maior probabilidade de estarem empregados os homens, brancos ou amarelos, com ensino superior completo e que possuem cônjuge/companheiro. Isso pode estar relacionado à

questão da discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho nacional, bem como à significativa importância do nível de instrução na determinação das chances de participação da mão de obra ocupada.

No que tange às variáveis contextuais do município de residência, percebe-se a forte relação dos indicadores de saúde e renda – bem como essas variáveis defasadas espacialmente – com as chances de participação no mercado de trabalho. Dessa forma, o efeito indireto dessas variáveis de segundo nível sobre a probabilidade de estar empregado pode ser um indicativo de que o agrupamento espacial de municípios vizinhos mais desenvolvidos, em termos de saúde e renda, tem o potencial de afetar a empregabilidade local, o que pode estar associado aos ganhos da aglomeração.

Os resultados mostram, também, que os efeitos contextuais do município sobre a probabilidade de o indivíduo estar empregado estendem-se ao ambiente social para além da vizinhança imediata.

Estudar a relação entre as características dos trabalhadores remunerados e a empregabilidade auxilia no fortalecimento de políticas voltadas para o mercado de trabalho destinadas a reduzir o desemprego e as disparidades entre grupos. Por conseguinte, tais políticas podem incentivar iniciativas que levem à criação direta e indireta de empregos.

Analisar os impactos das variáveis municipais e os efeitos de vizinhança e da relativa posição dentro da hierarquia urbana contribuem para o desenvolvimento de projetos de políticas adaptados ao nível local. Em vez de utilizar ações globais, esta perspectiva requer uma avaliação diferenciada, a fim de se adaptar a política de intervenção central às necessidades locais de empregabilidade.

REFERÊNCIAS

ALLEGRETTO, S. A.; DUBE, A.; REICH, M. **Do minimum wages really reduce teen employment?** Accounting for heterogeneity and selectivity in state panel data. Berkeley: IRLE, 2011. (IRLE Working Paper, n. 166-08).

ALMEIDA, E. S. (Org.). **Econometria espacial aplicada**. 1. ed. Campinas: Alínea Editora, 2012. v. 1.

ALTONJI, J. Intertemporal substitution in labor supply: evidence from microdata. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 3, p. 176-215, June 1986.

ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. **The American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 450-477, June 1998.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, Apr. 2003.

ARROW, K. J. The economics implications of learning by doing. **Review of Economics Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-173, Jun. 1962.

_____. The theory of discrimination. *In*: ASHENFELTER, O.; REES, A. (Ed.). **Discrimination in labor markets**. Princeton: Princeton University Press, 1973. p. 3-33.

BECKER, G. Investment in capital human: a theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, Oct. 1962.

BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.

BORJAS, G. J. (Org.). **Labor economics**. New York: McGraw-Hill Companies, 1996.

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A influência da raça e do gênero nas oportunidades de obtenção de renda – uma análise da discriminação em mercados de trabalho distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 4, p. 767-795, out.-dez. 2005.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (Org.). **Microeconometrics using stata**. College Station: Stata Press. 2010.

CARLING, K.; HOLMLUND, B.; VEJSIU, A. Do benefit cuts boost job findings? Swedish evidence from the 1990s. **The Economic Journal**, v. 111, n. 474, p. 766-790, Dec. 2001.

CAVALCANTE, D. G. *et al*. O impacto da queda na rotatividade sobre a produtividade do trabalho no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais**... Florianópolis: Anpec, 2015. Disponível em: <https://bit.ly/3t57p67>. Acesso em: 9 fev. 2018.

CHIAPPORI, P.-A. Rational household labor supply. **Econometrica**, Evanston, v. 56, n. 1, p. 63-90, Jan. 1988.

_____. Collective labor supply and welfare. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 100, n. 3, p. 437-467, June 1992.

CHIAPPORI, P.-A; FORTIN, B.; LACROIX, G. Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. **Journal of political Economy**, v. 110, n. 1, p. 37-72, Feb. 2002.

CHISWICK, B. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, May 1999.

DAUTH, W. Agglomeration and regional employment dynamics. **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 2, p. 419-435, June 2013.

DELAZERI, L. M. M.; LIMA, J. E. Migração e mercado de trabalho: uma comparação dos determinantes da inserção e dos rendimentos entre migrantes e não migrantes do Nordeste. **Teoria e Evidência Econômica**, v. 23, n. 49, p. 359-380, jul.-dez. 2017.

ELHORST J. P. Unemployment disparities between regions in the European Union. *In*: ARMSTRONG, H. W.; VICKERMAN, R. W. (Ed.). **Convergence and divergence among European regions**. London: Pion Ltd, 1995. p. 190-200.

FELDMAN, M. P.; AUDRETSCH, D. B. Innovation in cities: science-based diversity, specialization, and localized competition. **European Economic Review**, v. 43, n. 2, p. 409-429, Feb. 1999.

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, p. 207-231, 2009.

FILIZTEKIN A. Regional unemployment in Turkey. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 4, p. 863-878, Nov. 2009.

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM)**: nota metodológica. Rio de Janeiro: Firjan, 2018.

GALINARI, R.; LEMOS M. B. Economias de aglomeração no Brasil: evidências a partir da concentração industrial paulista. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., 2007, Recife, Pernambuco. **Anais**… Recife: Anpec, 2007. Disponível em: <https://bit.ly/3tUzMmG>. Acesso em: 11 fev. 2018.

GINÉ, X.; MARTINEZ-BRAVO, M.; VIDAL-FERNANDEZ, M. Are labor supply decisions consistent with neoclassical preferences? Evidence from Indian boat owners. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 142, p. 331-347, Oct. 2017.

GLAESER, E. L. *et al*. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, n. 6, p. 1.126-1.152, 1992.

GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, Apr. 2001.

GRUPPI, M. G. **Uma análise coletiva da oferta de trabalho dos casais do mesmo sexo e casais de sexo oposto brasileiros**. 2018. 97 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2018.

HALL, R. Turnover in the labor force. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1972, n. 3, p. 709-764, 1972.

HECKMAN, J. J.; MACURDY, T. E. A life cycle model of female labour supply. **Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 47-74, Jan. 1980.

HENDERSON, J. V. Externalities and industrial development. **Journal of Urban Economics**, v. 42, n. 3, p. 449-470, 1997.

HOLMLUND, B. (Org.). **Labor mobility**: studies of labor turnover and migration in the Swedish labor market. Stockholm: Industriens Utredningsinstitut, 1984.

HOX, J. (Org.). **Multilevel analysis**: techniques and applications. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., 2002.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010**: características gerais dos indígenas – resultados do universo. Rio de Janeiro: IBGE, 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3CE1o3m>. Acesso em: 18 nov. 2018.

JACOBS, J. **The Economy of Cities**. Vintage: New York. 1969.

JATOBÁ, J. A família brasileira na força de trabalho: um estudo de oferta de trabalho – 1978/88. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 1, p. 1-34, 1994.

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

KILLINGSWORTH, M. Second-generation studies of static labor supply models: Methodology and empirical results. *In*: KILLINGSWORTH, M. (Ed.). **Labor Supply**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983. p. 130-206.

LAMEIRA, V. C.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S. Abordagem hierárquico-espacial dos fatores individuais e regionais da mobilidade de trabalhadores qualificados no Brasil formal (2003-2008). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. **Anais**... Porto de Galinhas: Anpec, 2012. Disponível em: <https://bit.ly/3q4xsrT>. Acesso em: 7 jan. 2015.

LÓPEZ-BAZO E.; MOTELLÓN E. The regional distribution of unemployment: what do micro-data tell us? **Papers in Regional Science**, v. 92, n. 2, p. 383-405, June 2013.

MACIEL, M. C. **A divisão do trabalho doméstico e a oferta de trabalho dos casais no Brasil**. 2008. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2008. Disponível em: <https://bit.ly/3CGNAFe>. Acesso em: 2 jan. 2019.

MARINHO, E.; MENDES, S. The impact of government income transfers on the Brazilian job market. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 43, n. 1, p. 29-50, jan.-mar. 2013.

MARSHALL, A. (Org.). **Princípios de economia**: tratado introdutório. São Paulo: Abril Cultural, 1920.

MARSTON, S. Two views of the geographic distribution of unemployment. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 1, p. 57-79, Feb. 1985.

MATTOS, E.; MAIA, S.; MARQUES, F. Evidências da relação entre oferta de trabalho e programas de transferência de renda no Brasil: bolsa escola *versus* renda mínima. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 40, n. 2, p. 237-279, ago. 2010.

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

MINCER, J. Labor-force participation of married women: a study of labor supply. *In*: LEWIS, H. G. (Ed.). **Aspects of labor economics**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 63-05.

MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. **American Journal of Sociology**, v. 108, n. 5, p. 976-1017, Mar. 2003.

NIEBUHR, A. Spatial interaction and regional unemployment in Europe. **European Journal of Spatial Development**, v. 1, n. 5, p. 1-26, 2003.

OAXACA R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance 2011**. Paris: OECD Publishing, 2011. Disponível em: <https://bit.ly/37u6xiZ>. Acesso em: 8 mar. 2017.

PARTRIDGE, M. D.; RICKMAN, D. S. The dispersion of US state unemployment rates: the role of market and non-market equilibrium factors. **Regional Studies**, v. 31, n. 6, p. 593-606, 1997.

PEREIRA, G. A.; MOREIRA, T. B. A influência dos consórcios intermunicipais de saúde no índice Firjan de desenvolvimento municipal (IFDM). **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 46, p. 131-159, jan.-jun. 2016.

POSTALI, F. A. S.; NISHIJIMA, M. Distribuição das rendas do petróleo e indicadores de desenvolvimento municipal no Brasil nos anos 2000. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 41, n. 2, p. 463-485, abr.-jun. 2011.

RAMALHO, H. M. B; SILVEIRA NETO, R. M. A inserção do migrante rural no mercado de trabalho urbano no Brasil: uma análise empírica da importância dos setores informal e formal. **Estudos Econômicos**, v. 42, n. 4, p. 731-771, out.-dez. 2012.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. (Org.). **Hierarchical linear models**: applications and data analysis methods. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

REIS, M. C. Uma análise das características do primeiro emprego nas regiões metropolitanas brasileiras. *In*: CORSEUIL, C. H.; BOTELHO, R. U. (Org.). **Desafios à trajetória profissional dos jovens brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2014. p. 141-156.

RIANI, J. de L. R.; RIOS-NETO, E. L. G. Análise do dividendo demográfico na matrícula escolar no Brasil numa abordagem hierárquica e hierárquica-espacial. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 69-90, jan.-jun.2007.

ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, out. 1986.

ROS, I. **After establishment closure**: individual characteristics that determine reemployment probabilities of displaced workers in Sweden. 2013. Thesis (Master of Science) – KTH Industrial Engineering and Management, Stockholm, 2013.

ROSEN, S. Hedonic prices and implicit markets: product differentiations in pure competition. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 34-55, Feb. 1974.

SABOIA, J. Baixo crescimento econômico e melhora do mercado de trabalho: como entender a aparente contradição? **Estudos Avançados**, v. 28, n. 81, p. 115-125, 2014.

SAMPAIO, A. V. Estrutura do mercado de trabalho metropolitano na região Sul do Brasil, em 1995 e em 2005. **Revista Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 1, p. 85-115, jan.-abr. 2012.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, Oct. 1962.

SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel analysis**: an introduction to basic and advanced multilevel modeling. London: Sage Publications, 1999.

TAYLOR J.; BRADLEY, S. Unemployment in Europe: a comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy and the UK. **Kyklos**, v. 50, n. 2, p. 221-245, May 1997.

VIEIRA, C. S. *et al*. Como as mudanças no trabalho e na renda dos pais afetam as escolhas entre estudo e trabalho dos jovens? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 3, p. 33-61, dez. 2016.

VIÑUELA, A.; MOROLLÓN, F. R.; FERNÁNDEZ-VÁSQUEZ, E. Applying economic-based analytical regions: a study of the spatial distribution of employment in Spain. **The Annals of Regional Science**, v. 52, n. 1, p. 87-102, Jan. 2014.

WHEELER, C. H. Search, sorting, and urban agglomeration. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 4, p. 879-899, Oct. 2001.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

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

ELHORST J. P. The mystery of regional unemployment differentials: theoretical and empirical explanations. **Journal of Economic Surveys**, v. 17, n. 5, p. 709-748, Dec. 2003.

HÅKANSSON, K.; ISIDORSSON, T. The trade union response to agency labour in Sweden. **Industrial Relations Journal**, v. 45, n. 1, p. 22-38, Jan. 2014.

MINCER, J. **Education and unemployment**. Cambridge, Massachusetts: NBER, Sept. 1991. (NBER Working Paper Series, n. 3838).

MORREL, S. L. *et al*. A case-control study of employment status and mortality in a cohort of Australian youth. **Social Science & Medicine**, v. 49, n. 3, p. 383-392, ago. 1999.

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatística e econométrica

Variável	Tipo	Dicionário Censo	Descrição e codificação
Gênero			
Masculino	Binária	V0601	1, se o indivíduo é do sexo masculino; 0, caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	Binária	V0601	1, se o indivíduo é do sexo feminino; 0, caso contrário.
Raça			
Branca ou amarela	Binária	V0606	1, se o indivíduo declarou-se de cor branca ou amarela; 0, caso contrário.
Preta ou parda (categoria omitida)	Binária	V0606	1, se o indivíduo declarou-se de cor preta ou parda; 0, caso contrário.
Idade	Contínua	V6036	Idade do entrevistado, em anos.
Faixas de instrução			
Não superior completo: sem instrução e fundamental incompleto; ou fundamental completo e médio incompleto; ou médio completo e superior incompleto (categoria omitida)	Binária	V6400	1, se o indivíduo não tem curso superior completo; 0, caso contrário.
Superior completo	Binária	V6400	1, se o indivíduo tem curso superior completo; 0, caso contrário.
Família			
Sem cônjuge (categoria omitida)	Binária	V0637	1, se o indivíduo não vive com cônjuge; 0, caso contrário.
Cônjuge	Binária	V0637	1, se o indivíduo vive com cônjuge; 0, caso contrário.
Migrante	Binária	V0002, V6264, V0618	1, se o indivíduo é migrante intermunicipal; 0, caso nasceu e sempre morou no município de residência.

Fonte: Censo Demográfico 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>.
Elaboração dos autores.

TABELA A.1

Regressões hierárquicas com controle para efeitos espaciais para a probabilidade de estar empregado: modelos 3, 4, 5 e 6 – Brasil (2010)

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Componente fixo								
Intercepto	-4,305***	0,013***	0,446***	1,562***	-1,271***	0,280***	-1,036***	0,355***
	(0,106)	(0,001)	(0,011)	(0,018)	(0,050)	(0,014)	(0,042)	(0,015)
Renda *per capita* (log)	0,195***	1,216***						
	(0,033)	(0,040)	–	–	–	–	–	–
Densidade populacional			-0,000	0,999				
	–	–	(0,000)	(0,000)	–	–	–	–
IFDM educação					0,600***	1,822***		
	–	–	–	–	(0,133)	(0,242)	–	–
IFDM saúde							0,564***	1,758***
	–	–	–	–	–	–	(0,081)	(0,142)
Def. espacial renda *per capita* (log)	0,585***	1,794***						
	(0,036)	(0,065)	–	–	–	–	–	–
Def. espacial densidade populacional			-0,000***	0,999***				
	–	–	(0,000)	(0,000)	–	–	–	–
Def. espacial IFDM educação					1,885***	6,586***		
	–	–	–	–	(0,144)	(0,949)	–	–
Def. espacial IFDM saúde							1,614***	5,022***
	–	–	–	–	–	–	(0,093)	(0,468)
Sexo: 1 = homem e 0 = mulher	0,782***	2,185***	0, 781***	2,184***	0, 781***	2,184***	0, 781***	2,185***
	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)

(Continua)

(Continuação)

	Modelo 3		Modelo 4		Modelo 5		Modelo 6	
	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR	Coef.	OR
Idade	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***	0,047***	1,048***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Raça: 1 = branco e amarelo e 0 = preto e pardo	0,166***	1,180***	0,175***	1,191***	0,169***	1,184***	0,168***	1,183***
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,005)
Nível de instrução: 1 = superior e 0 = não superior	0,917***	2,501***	0,917***	2,503***	0,916***	2,500***	0,917***	2,502***
	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)	(0,008)	(0,020)
Vive com o cônjuge: 1 = sim e 0 = não	0,415***	1,514***	0,414***	1,513***	0,415***	1,514***	0,414***	1,513***
	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)
Migrante: 1 = sim e 0 = não	-0,164***	0,849***	-0,157***	0,854***	-0,160***	0, 852***	-0,160***	0, 852***
	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,005)	(0,004)
Componente aleatório								
Coeficiente	0,315***		0,444***		0,351***		0,352***	
	(0,007)		(0,010)		(0,008)		(0,008)	
% da variância explicada	29,372		0,448		21,300		21,076	

Fontes: Censo Demográfico 2010 (disponível em: <https://bit.ly/3IPTAhY>); Ipeadata (disponível em: <https://bit.ly/35KSLbl>; acesso em: 7 jan. 2015); Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (disponível em: <https://bit.ly/38zDzPc>; acesso em: 7 jan. 2015); Firjan (disponível em: <https://bit. ly/3OPxleP>; acesso em: 9 fev. 2018).

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

3. Coef. – coeficientes; OR – coeficientes de *odds ratios*; Def. – defasagem.

Originais submetidos em: out. 2015.

Última versão recebida em: set. 2020.

Aprovada em: set. 2020.

EFEITOS ECONÔMICOS DA ZONA FRANCA DE MANAUS[1,2]

Rogério da Cruz Gonçalves[3]

Philipp Ehrl[4]

A Zona Franca de Manaus (ZFM) foi criada em 1957, visando trazer empresas, mão de obra e desenvolvimento, por meio de subsídios fiscais cada vez maiores, para o Amazonas – um estado desfavorecido por seu tamanho, isolamento e falta de infraestrutura. Este trabalho aplica uma estimação em painel com efeitos fixos para examinar o progresso do Amazonas em relação ao resto do país, entre 2002 e 2014, no que concerne a vários indicadores econômicos. Os dados indicam que os gastos tributários não aumentam o valor agregado bruto (VAB), o produto interno bruto (PIB), a renda e nem os impostos naquele estado. Apenas para o tamanho da população, o emprego e a fração de trabalhadores com níveis baixos de educação encontram-se efeitos positivos.

Palavras-chave: Amazonas; incentivos fiscais; Zona Franca de Manaus.

ECONOMIC EFFECTS OF THE MANAUS TAX FREE ZONE

Manaus tax free zone is a unique entity that exists since 1957 in order to attract companies, manpower and development, through ever-greater tax subsidies, to a state that is disadvantaged by its size, isolation and lack of infrastructure. The present paper applies panel estimation with fixed effects to examine the progress made in the Amazonas in relation to the rest of the country between 2002 and 2014 regarding various economic indicators. The data indicate that neither GDP, GVA, income, nor tax revenues increase in the Amazon. Only for population size, employment and the fraction of workers with low levels of education positive effects are found.

Keywords: Amazonas; tax incentives; Manaus tax free zone.

JEL: R58; E62; F63.

---

1. DOI: http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art8

2. Este artigo é um recorte da tese de doutorado intitulada *Uma análise econômica do modelo de desenvolvimento regional Zona Franca de Manaus*, apresentada ao Programa de Pós-Graduação *Stricto Sensu* em Economia da Universidade Católica de Brasília (UCB). Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Carlos Carrasco, Tito Moreira, Benjamin Tabak e de um parecerista anônimo, sem responsabilizá-los, no entanto, pelos resultados e por eventuais erros remanescentes.

3. Assessor no Fundo Estadual de Saúde do Amazonas (FES). *E-mail*: <rgoncalves1@hotmail.com>.

4. Professor na Universidade Católica de Brasília (UCB). *E-mail*: <philipp.ehrl@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

Um dos maiores programas da esfera pública na história do Brasil foi a criação da Zona Franca de Manaus (ZFM), em 1957. Com efeito, mola propulsora da economia do estado do Amazonas, a ZFM conta com um conjunto de incentivos fiscais e extrafiscais ofertados mediante ação conjunta entre o governo federal e o governo daquele estado, especialmente na tentativa de atrair e fixar investimentos em sua área de abrangência. Os incentivos fiscais que sustentam a ZFM tiveram, inicialmente, extinção prevista para 1997. Desde então, vêm sendo prorrogados por meio de legislação específica. A extensão mais recente foi estabelecida pela Emenda Constitucional (EC) nº 83/2014, que prorrogou os incentivos fiscais até 2073.[5]

A prática de subsídios para a proteção e/ou alavancagem da atividade econômica de determinados segmentos do mercado não é exclusividade dos países em desenvolvimento, caso do Brasil. Contudo, ainda que utilizadas por vários países, estudos enfatizam que as concessões de incentivos fiscais apresentam tanto pontos positivos quanto negativos, como instrumento indutor de investimentos privados em regiões menos desenvolvidas. Quando necessária, essa prática impulsionadora do desenvolvimento econômico de uma região deve ser utilizada, porém não pode se perpetuar (Sachs e Larrain, 2000).

É significativo assinalar que os resultados não são determinantes para se ter um posicionamento definitivo, favorável ou contrário à extensão do modelo. Contudo, permite críticas aos critérios enviesados utilizados para avaliar os seus resultados e sua continuidade. A avaliação é parte não apenas da aferição da eficiência dos gastos públicos, mas de todo um processo de participação social, que vem crescendo desde a redemocratização do país. É mais do que cabível defender a ZFM, desde que ela traga, de fato, desenvolvimento para toda a região Norte, seja financeiramente viável no médio e longo prazos e apresente uma relação custo-benefício favorável, ainda que apenas no médio prazo.

Para esse fim, a pesquisa avaliativa promove um importante direito democrático, relacionado com o controle social sobre a atuação estatal (Arretche, 2001). Nesse sentido, contribuímos para o debate sobre a ZFM de maneira objetiva, por meio dos resultados econométricos deste trabalho.

Examinamos diferentes indicadores econômicos, das Unidades da Federação (UFs), sintetizados no comportamento da produção industrial, da renda individual, da população e de seus níveis de educação, das estatísticas de emprego e desemprego, entre outros. Comparamos os valores destas variáveis no Amazonas e em outras UFs que não gozam dos mesmos incentivos fiscais, para estimar o impacto dos

5. A emenda criou, efetivamente, o art. 92-A no Ato das Disposições Constitucionais Transitórias (ADCT) da Constituição Federal de 1988 (CF/1988), acrescentando cinquenta anos ao prazo fixado no dispositivo, segundo o qual a vigência dos benefícios se encerraria em 2023.

incentivos, pela utilização de regressão em painel com efeito fixo. A pressuposição de identificação é que, na ausência das subvenções, e controlando-se por quaisquer fatores que: i) afetam cada UF igualmente ao longo do tempo; e ii) são inerentes a cada estado, como geografia, condições iniciais, entre outros, a economia no Amazonas seguiria a mesma trajetória das demais UFs. Para reforçar esta pressuposição-chave, comparamos, ainda, a economia no Amazonas, que recebeu os subsídios, com dois diferentes grupos de controle: todas as outras 26 UFs do Brasil e as demais UFs da região Norte.

Entre 2004 e 2014, os gastos tributários referentes à ZFM aumentaram de R$ 5,5 bilhões para R$ 24,3 bilhões. Surpreendentemente, a maioria destes gastos beneficia empresas no setor de serviços. Não só por causa do aumento impressionante de 342%, mas também por causa da magnitude absoluta do subsídio, podem-se esperar impactos significativos para a economia na região beneficiada.

A boa notícia é que quase todos os nossos indicadores econômicos seguem uma tendência positiva ao longo do período de observações. Mesmo assim, os resultados da nossa análise são desencorajadores. Apesar das subvenções à produção, o valor adicionado, e até a renda no Amazonas, apresentam crescimento menor que a média brasileira e a média na região Norte. Isso mostra que o efeito dos gastos tributários em relação a estes três indicadores é negativo. Portanto, não é surpreendente que as vendas e a receita tributária também tenham crescido abaixo da média. Pelo menos, encontramos que as subvenções afetam o crescimento da população de maneira positiva. Em conjunto com a população, o emprego, tanto medido pela população economicamente ativa (PEA) quanto pela parcela da população economicamente ativa ocupada (POO), mostra um desenvolvimento melhor que no resto do país. No entanto, são principalmente trabalhadores com baixa qualificação os atraídos pela ZFM. Esta observação explica por que a renda média e o nível de vendas diminuíram em relação às outras regiões.

A conclusão principal deste estudo é que os incentivos fiscais e extrafiscais concedidos às empresas instaladas na ZFM geram, também, externalidades negativas para a economia do estado do Amazonas. A proposta inovadora é que aparecem as fragilidades e limitações do modelo ZFM como indutor do crescimento e do desenvolvimento econômico regional, uma vez que se considera o seu desenvolvimento em comparação ao do resto do Brasil. Este resultado é contrastante com muitos estudos anteriores, que se propuseram a mostrar externalidades positivas, mas de forma isolada do desenvolvimento geral de outros lugares em que não havia empresas subvencionadas.

Os modelos de desenvolvimento regional baseados em políticas de incentivos fiscais-financeiros têm sido muito criticados no meio acadêmico (Brito e Bonelli, 1997). Para Varsano (1997), a estratégia adotada pelos estados brasileiros para

atrair empresas, por meio de renúncia fiscal, sem avaliar rigorosamente o custo-benefício, representa mais uma tentativa de oferecer vantagens, com a finalidade de deslocar o fluxo de investimento, do que de uma forma de criar condições efetivas para a melhoria da competitividade das empresas existentes. Consequentemente, o resultado dessa política de incentivos praticada pelos diferentes estados brasileiros é uma deterioração da sua situação fiscal. Outra crítica ao modelo, como o da ZFM, é que há uma predisposição dos governos em legislar em favor da indústria, com ênfase para as grandes unidades, que acabam se concentrando nas cidades maiores. Para as regiões periféricas, políticas que estimulassem a agricultura e a agroindústria, bem como a pequena e a média empresas, certamente seriam mais favoráveis para o desenvolvimento (Souza, 2005).

Os resultados da análise *shift-share* em Nascimento e Lima (2005) também indicam que a ZFM contribui pouco para o desenvolvimento nos estados vizinhos, mas pelo menos incentivou o crescimento da indústria de transformação em Manaus. Destarte, de acordo com a conclusão baseada nas observações de Oliveira (2017), é preciso pensar um novo cenário que favoreça o conjunto da população, e não apenas pequenos grupos sociais.

Este artigo está dividido da maneira descrita a seguir. Depois desta seção introdutória, é feita uma revisão de literatura, considerando-se estudos que analisaram políticas públicas voltadas ao suporte do desenvolvimento de regiões carentes ou à instalação de *clusters*. São focalizados especificamente trabalhos anteriores sobre a ZFM. Na seção 3, descreve-se a metodologia utilizada para obtenção dos resultados e se desenha o modelo de regressão com efeitos fixos, além de serem tratadas as bases de dados utilizadas; na seção 4, são apresentados e discutidos os resultados do estudo sobre os efeitos dos incentivos fiscais à produção na ZFM. Reserva-se a última seção para as conclusões.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O desenvolvimento socioeconômico de uma região depende, necessariamente, da existência de uma efetiva atividade econômica, naturalmente alcançada a partir da alocação dos recursos privados. Contudo, a lógica adotada pelo mercado para alocar os seus recursos difere dos objetivos do governo, que, frequentemente, precisa intervir, tomando decisões estratégicas para promover o desenvolvimento econômico em regiões com pouco interesse do mercado. Vasconcellos e Garcia (1998) e Oliveira (2017) compartilham a ideia de que o desenvolvimento, em qualquer concepção, deve resultar do crescimento econômico acompanhado de melhoria na qualidade de vida. Ou seja, deve implicar alterações da composição do produto e a alocação de recursos pelos diferentes setores da economia, de forma que melhorem os indicadores de

bem-estar econômico e social, tais como pobreza, desemprego, desigualdade, condições de saúde, alimentação, educação e moradia, entre outros.

Bresser-Pereira (2006) ratifica que o desenvolvimento econômico é o processo histórico de crescimento sustentado da renda, ou do valor adicionado por habitante, visando à melhoria do padrão de vida da população de um determinado Estado nacional, resultante da sistemática acumulação de capital e da incorporação de conhecimento ou progresso técnico à produção. Nesse contexto, há tempos que os governos dos países desenvolvidos ou em desenvolvimento, por meio de vultosos investimentos em infraestrutura produtiva e concessão de generosos incentivos fiscais-financeiros, têm criado amplas condições favoráveis para a expansão da atividade produtiva de suas economias, principalmente em regiões carentes de capital produtivo (Nascimento, 2002).

O uso de incentivos fiscais-financeiros, como indutores do desenvolvimento regional, teve início com a criação da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) em 1959, para gerenciar os recursos destinados à minimização das desigualdades econômicas e sociais do Nordeste brasileiro. Em seguida, foi a vez de a região amazônica ser agraciada com o mesmo tipo de benefício, com a criação da Superintendência do Desenvolvimento da Amazônia (Sudam), em 1966; posteriormente, foi criada a Superintendência de Desenvolvimento do Centro-Oeste (Sudeco), em 1967; e a Superintendência da Zona Franca de Manaus (Suframa), em 1967 (Nascimento e Lima, 2005).

A política industrial brasileira, até o início da década de 1990, subordinada à lógica do processo de substituição de importações, esteve voltada para a redução do coeficiente de importação da economia e para a expansão da capacidade produtiva do país, por meio da imposição de barreiras tarifárias e não tarifárias e da concessão de incentivos com intuito de redução do custo de investimento e, eventualmente, do custo de produção (Guimarães, 1996). A adesão do Brasil aos postulados neoliberais, nos anos 1990, mudou radicalmente o ambiente econômico brasileiro, submetendo a indústria, que já não era tão competitiva, à concorrência de importações e investimentos estrangeiros (Suzigan *et al.*, 2006). Isso aumentou os conflitos entre as UFs, que intensificaram a política de renúncia fiscal para atrair novos investimentos privados e recuperar os postos de trabalho fechados com a liberalização do comércio exterior.

Atualmente, o Polo Industrial de Manaus (PIM) possui aproximadamente seiscentas indústrias de alta tecnologia, gerando mais de meio milhão de empregos, diretos e indiretos, principalmente nos segmentos de eletroeletrônicos, duas rodas e químicos (Suframa, 2017). Contudo, os seus benefícios diretos estão extremamente concentrados em Manaus. Para Amaral Filho (2001), a concentração geográfica de atividades econômicas, concorrentes mas afins, é importante para construir um

polo econômico atrativo; porém, a ZFM foi concebida com um objetivo muito mais abrangente, ou seja, promover o desenvolvimento regional. Ferreira e Botelho (2014) ratificam que a concentração da riqueza do estado do Amazonas está na sua capital, ao afirmarem que o estado, com 1,6% do PIB brasileiro, tem no PIM seu principal motor econômico, cuja concentração de sua atividade na capital coloca Manaus como o sexto PIB entre as capitais do Brasil, perfazendo R$ 51 bilhões, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2011. Contudo, o que os autores mostram como um *case* de sucesso revela a limitação do modelo quanto a atingir o seu objetivo principal, que é promover o desenvolvimento econômico regional.

Indubitavelmente, com a concentração da atividade econômica em Manaus, houve um aumento da densidade demográfica e da respectiva renda, deixando para os demais municípios certo vazio demográfico e baixa renda. Decerto, a explosão demográfica em Manaus aumentou a demanda por serviços públicos, a carência de espaços públicos, ocupações irregulares, acarretando desutilidade econômica à sociedade e desigualdade de salários naqueles que atuam no PIM, e não bem-estar. Analogamente ao exposto, há uma forte concentração de atividades econômicas e de oferta de serviços em Manaus, em detrimento dos demais municípios do Amazonas, que padecem de uma estagnação econômica sem precedentes, ainda que sejam detentores de uma grande reserva de recursos naturais e de potenciais econômicos assentados nos seus espaços territoriais, e do grande volume de recursos gerados pelas atividades econômicas do PIM.

Brito e Bonelli (1997) afirmam que, ao contrário da experiência de diversos países europeus – definitivamente a mais bem-sucedida entre as dos países do primeiro mundo –, o caso brasileiro, aí incluindo a ZFM, é representativo de um acervo de meias soluções e iniciativas que, de forma alguma, poderiam ser consideradas bem-sucedidas em termos de desenvolvimento regional, especialmente em relação ao desenvolvimento industrial. Barbosa (2012) assinalou que a ZFM é um exemplo de implantação de um modelo industrial sem uma contrapartida de desenvolvimento de pesquisa científica em termos locais, ou seja, não se implementou paralelamente um modelo de desenvolvimento científico. Isso ocorre, principalmente, porque as empresas lá instaladas integram-se de forma vertical à sua matriz transnacional, e a sua função consiste em terminar ou montar produtos semielaborados sem agregar valor aos arranjos produtivos locais (APLs).

Em uma das poucas análises quantitativas com uso de econometria, Possebom (2017) concluiu que os subsídios para a ZFM aumentaram, significativamente, o PIB real e a produção de serviços *per capita*. No entanto, ele também registra efeitos adversos da política de industrialização para a agricultura na região, e afirma que os efeitos positivos não são suficientemente fortes para recompensar as externalidades

negativas, devido à má alocação de recursos. Não obstante, é significativo assinalar que, se a preservação da floresta amazônica tem um valor, é mister que a população residente nessa região seja beneficiada. Para Miranda (2013), a vulnerabilidade da ZFM se assenta na má distribuição, em detrimento de Manaus, das etapas de produção aqui desenvolvidas, em comparação com as tarefas realizadas no exterior ou no Sudeste do país. Somente as atividades de pouco valor agregado são realizadas internamente. As atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D) de produtos, a produção de componentes e peças de maior valor e complexidade, o *design* dos novos produtos e as decisões e o planejamento estratégico das empresas ficam por conta das suas matrizes no exterior.

3 ABORDAGEM METODOLÓGICA

3.1 Base de dados

Os dados do nível de atividade da economia das UFs, sintetizados no comportamento do PIB, condição de atividade da população em idade ativa (PIA), condição de ocupação da PEA, valor do rendimento médio mensal dos trabalhadores, VAB por setor da economia, população residente e anos de estudos, utilizados neste trabalho foram levantados de forma indireta, a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), feita pelo IBGE, que, por ter propósitos múltiplos, investiga diversas características socioeconômicas da sociedade. Contudo, a PNAD é sempre interrompida para a realização da operação censitária. Em decorrência disso, a série estudada apresenta lacuna no ano de 2010, visto que corresponde a um ano censitário.

A série sobre a inflação – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi coletada do sítio do Ipeadata. Os dados sobre os incentivos fiscais federais aplicados à produção na ZFM foram levantados do sítio da Receita Federal do Brasil (RFB).

A escolha das variáveis se dá primeiro por sintetizar os níveis da atividade econômica e, segundo, por permitir a comparabilidade no espaço e no tempo – ou seja, os dados analisados estão disponíveis para os 26 estados brasileiros e para o Distrito Federal, nas mesmas unidades de medida, coletados sob as mesmas metodologias de pesquisa e disponíveis para os anos de 2002 a 2009 e de 2011 a 2014. As variáveis, as principais estatísticas descritivas e as respectivas fontes de dados são elencadas na tabela 1, disponíveis para o Brasil, a região Norte e o Amazonas.

TABELA 1
Estatísticas descritivas (2002-2009 e 2011-2014)

Variável	Unidade	Brasil		Região Norte		Amazonas		Fonte
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Educação[1]	Porcentagem	67,600	8,351	67,325	6,562	64,308	4,187	PNAD
Educação[2]	Porcentagem	23,461	5,020	24,911	4,673	27,977	2,103	PNAD
Educação[3]	Porcentagem	8,456	4,018	7,053	2,783	6,743	2,393	PNAD
GT_agro	R$ 100 milhões	0,003	0,016	0,011	0,030	0,079	0,031	RFB
GT_ind	R$ 100 milhões	0,015	0,085	0,059	0,159	0,415	0,175	RFB
GT_serv	R$ 100 milhões	0,038	0,220	0,148	0,414	1,039	0,531	RFB
GT_total	R$ 100 milhões	0,057	0,320	0,219	0,602	1,533	0,734	RFB
ln(imposto)	Logaritmo natural de R$	15,830	1,484	14,399	1,195	16,162	0,288	IBGE
ln(PIB)	Logaritmo natural de R$	17,951	1,298	16,709	0,992	17,909	0,296	PNAD
ln(população)	Logaritmo natural de unidades	15,228	1,065	14,128	0,945	15,027	0,084	IBGE
ln(renda)	Logaritmo natural de R$	6,616	0,389	6,519	0,233	6,455	0,210	PNAD
ln(VAB)	Logaritmo natural de R$	17,819	1,275	16,599	0,969	17,717	0,299	PNAD
ln(vendas)	Logaritmo natural de R$	80,099	25,433	77,502	30,261	82,186	21,049	Ipeadata
PEA	Porcentagem	61,109	3,906	60,670	3,893	58,163	1,941	PNAD
POO	Porcentagem	52,102	7,088	53,868	10,030	40,820	13,121	PNAD

Fontes: PNAD (disponível em: <https://bit.ly/2kOARg4>); IBGE; Ipeadata (disponível em: <https://bit.ly/3n34reA>); RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Notas: [1] [(nº de pessoas sem instrução + nº de pessoas com ensino fundamental)/total]*100.
[2] [(nº de pessoas com ensino médio completo + nº de pessoas com ensino superior incompleto)/total]*100.
[3] [(nº de pessoas com ensino superior completo)/total]*100.
Obs.: 1. Total = nº de pessoas sem instrução + nº de pessoas com ensino fundamental + nº de pessoas com ensino médio + nº de pessoas com ensino superior incompleto + nº de pessoas com ensino superior completo.
2. GT_agro = gastos tributários federais com a agropecuária no Amazonas, em R$ milhões.
3. GT_ind = gastos tributários federais com a indústria no Amazonas, em R$ milhões.
4. GT_serv = gastos tributários federais com a indústria no Amazonas, em R$ milhões.
5. GT_total = GT_agro + GT_ind + GT_serv.
6. PEA e POO em porcentagem.

3.2 Metodologia de análise

Conforme mencionado na introdução deste trabalho, o objetivo desta pesquisa foi analisar os impactos dos incentivos fiscais federais à produção na ZFM. Ressalte-se que a ZFM é um modelo de produção diferenciado de todas as demais UFs, por

conceder incentivos fiscais à maioria das empresas instaladas na região da Amazônia Ocidental para a produção de bens e serviços, com o objetivo de promover o desenvolvimento econômico da região.

Com efeito, reconhece-se a necessidade de avaliação dessa política, a fim de se medirem os seus impactos e se aferir se o seu desempenho é compatível com os objetivos sociais propostos na sua implantação e/ou revisão. Nesse sentido, é notório que a administração pública precisa aprimorar esse processo de avaliação e, principalmente, desvincular-se de qualquer viés político eleitoreiro.

Fez-se uma avaliação *ex post,* com o que o impacto dos incentivos fiscais auferidos pela ZFM foi definido como a diferença entre o valor de uma variável resposta (o PIB, por exemplo) na região beneficiada e o valor da mesma variável resposta nas UFs que não tiveram acesso aos mesmos benefícios. Para fazer essa avaliação, foi utilizado o método de regressão em painel com efeitos fixos, cuja equação do estimador possui a seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_i + \tau_t + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \ , \tag{1}$$

em que Y_{it} é a variável resposta para a UF *i* no ano *t*, τ_t representa os efeitos fixos para cada ano, α_i representa os efeitos de cada UF, e ε_{it} é o erro aleatório não observado, por meio do qual nos será permitida a autocorrelação temporal entre as UFs (ou seja, utilizamos os conhecidos *clustered* erros-padrão), com correção para pequenas amostras. O último vetor X_{it} contém os gastos públicos destinados para as empresas na ZFM em R$ 10 bilhões, isto é, a variável contínua de interesse. Por definição, X_{it} possui o valor dos incentivos fiscais agregados para a ZFM em cada ano *t* e possui o valor "0" se a UF é uma das demais UFs. Dado que existe apenas uma zona franca em Manaus, o coeficiente β representa o efeito econômico dos subsídios para a ZFM.

Sobre a pressuposição de que não existem diferenças significativas na decomposição de todos subsídios entre UFs, o coeficiente estimado aqui pode ser interpretado como o efeito de incentivos fiscais em geral. As razões elencadas a seguir sustentam essa pressuposição simplificadora.

1) Em contraste com outros subsídios e programas, a ZFM é um dos poucos que atinge apenas uma UF. Por exemplo, os programas Rota 30 e Casa Verde e Amarela, entre outros, atingem todas as UFs, e as diferenças de subsídios entre UFs, portanto, não são tão discrepantes como no caso da ZFM.

2) Os subsídios para a ZFM são da ordem de R$ 24,3 bilhões por ano, e, por isso, o valor é substancialmente maior que o de qualquer outro programa.[6] Segundo essa interpretação, o fato de que a variável contabiliza o valor zero para as demais UFs cria um erro de medida não clássico, que pode gerar erro em qualquer direção. Neste caso, o limite em probabilidade do estimador de efeito fixo é dado por:

$$\begin{aligned} plim\hat{\beta} &= \beta + \beta \cdot Cov(X_{it}, X_{it}^{*} - X_{it}|\alpha, \tau_t) \\ &= \beta \cdot (1 + \beta \cdot Cov\,(X_{it}, X_{it}^{*}|\alpha_i, \tau_t) - Var\,(X_{it}|\alpha_i, \tau_t)), \end{aligned} \tag{2}$$

em que X_{it} é o valor observado e X_{it}^{*} é o valor verdadeiro.[7]

Com a inclusão de τ_t, é possível controlar para todos os choques comuns para as UFs em cada ano, por exemplo a conjuntura nacional ou mundial, alterações na taxa de câmbio ou na taxa de juros, efeitos da política monetária etc. Os efeitos fixos de UFs absorvem a influência de atributos específicos e constantes de cada UF. Assim, captura-se como a geografia, o acesso ao mar, o clima, entre outros fatores, afetam as variáveis de interesse. Da mesma forma, os efeitos fixos também absorvem o efeito de como as condições iniciais (em 2002) em cada UF determinam seu desenvolvimento futuro.

A nossa estimação apresentará o problema de endogeneidade, caso ocorra algum choque contemporâneo que afete as condições socioeconômicas nas UFs de forma diferente, desde que esse choque idiossincrático esteja correlacionado com a nossa variável de interesse (o volume dos gastos públicos destinados para as empresas na ZFM). Destarte, acreditamos que o efeito dos subsídios da ZFM é bastante exógeno, porque as renúncias são estabelecidas por lei federal e são raramente ajustadas. Contudo, como não temos acesso a dados anteriores à criação da ZFM, a nossa estratégia de identificação não pode fornecer um efeito causal como de um experimento natural, tal qual a discussão sobre endogeneidade em um modelo com efeitos fixos em Rocha e Fernandes (2016).

De acordo com o título do trabalho e com a descrição das variáveis na seção 3.1, utilizamos quinze opções diferentes para a variável dependente. Nesse sentido, fez-se uma avaliação bastante abrangente dos efeitos econômicos da ZFM.

6. Os dois programas com segundo e terceiro maiores volumes anuais de subsídios, em 2017, são a Lei de Informática (R$ 5,7 bilhões) e a REIDI Energia e Transportes (R$ 2,9 bilhões), de acordo com a Controladoria-Geral da União (CGU).

7. Devemos esse entendimento importante e a fórmula a um parecerista. A partir disso, fizemos algumas simulações com valores aleatórios para o valor dos subsídios omitidos em outras UFs para derivar mais informações sobre a direção mais provável do viés. Sabemos, pelo menos, que os subsídios nas outras UFs são inferiores ao gasto total dos subsídios com a ZFM. Como os valores dos subsídios em outras UFs substituem zeros no vetor X_{it}, o termo da covariância tende a ser positivo e maior que o outro termo da variância. Com essa constelação mais provável, o erro de medição implica que podemos superestimar os efeitos nas nossas regressões, mas pelo menos o coeficiente estimado vai ter o mesmo sinal que o β verdadeiro.

Como se trata de um teste de múltiplas hipóteses, isto é, um teste que considera conjunta e simultaneamente o efeito sobre muitas variáveis dependentes, foi preciso ajustar o cálculo dos erros-padrão. Caso contrário, se cada regressão fosse estimada independentemente, levaria à rejeição da hipótese nula completa. Para corrigir esse problema, adotamos o método *familywise error rate* (FWER) *control*, conforme elaborado por Westfall e Young (1993) e aplicado em Anderson (2008), Sant'Anna e Zhao (2018) ou Jones, Molitor e Reif (2018), por exemplo.[8] A ideia básica desse procedimento é o ajuste dos valores-*p* para cima, a fim de se reduzir a probabilidade de uma rejeição errônea das hipóteses verdadeiras. O procedimento envolve um *bootstrapping* para calcular vários valores-*p* para cada hipótese, o que implementamos com 10 mil repetições, como indicado por Westfall e Young (1993), e respeitando a estrutura dos dados com os *clusters* de UFs. Informamos que o método tradicional, com o ajuste permitindo autocorrelação entre as UFs, resultou em pequenas divergências que, no máximo, causaram uma redução do nível de significância de 1% para 5%.

4 RESULTADOS

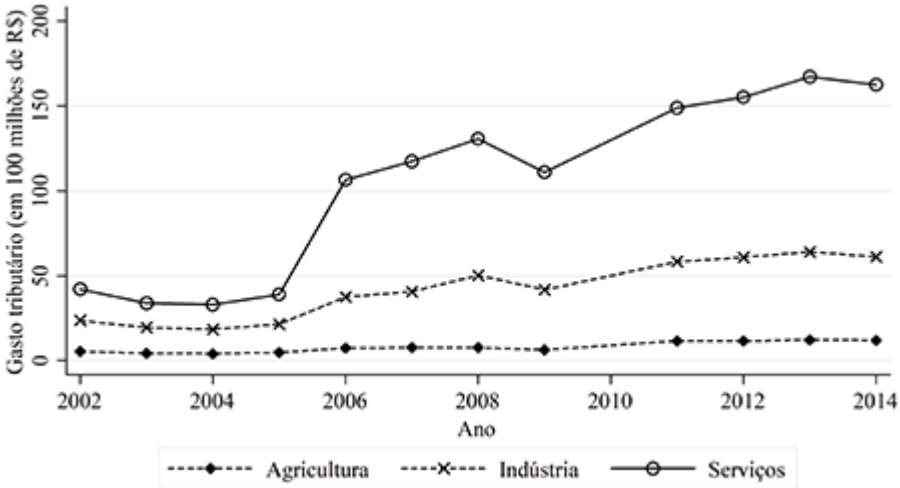
Antes de apresentar os resultados das regressões, conduz-se uma análise gráfica, com o intuito de motivar e corroborar os resultados econométricos. Em princípio, analisar-se-á a evolução das variáveis de resposta *vis-à-vis* a evolução dos gastos tributários entre 2002 e 2014, e comparar-se-á o comportamento destas séries no Amazonas, na região Norte e no resto das UFs.

4.1 Análise gráfica

A RFB divulga periodicamente a estimativa da renúncia decorrente das medidas de desoneração vigentes que se enquadram no conceito de gasto tributário. No gráfico 1, visualiza-se a evolução desses gastos tributários com a ZFM, por setor da economia, no período de 2002 a 2014.

8. Como alerta Anderson (2008), o ajuste pelo teste de múltiplas hipóteses ainda não é muito comum entre economistas, e somos gratos a um parecerista anônimo por ter indicado este método.

GRÁFICO 1
Gastos tributários federais com ZFM, por setor da economia



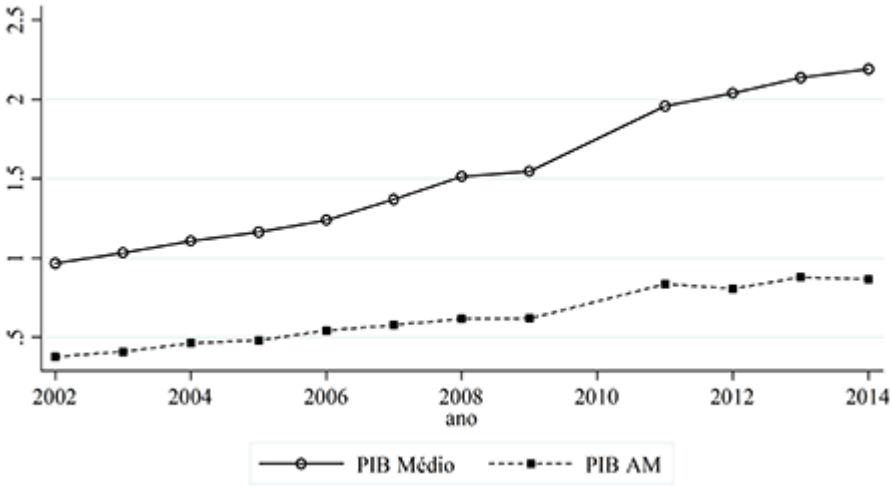
Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se a evolução dos gastos tributários federais com a ZFM, em R$ 100 milhões, por setor da economia, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010.
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Ao contrário do que infere o senso comum, ao longo do período estudado, constatou-se que o setor de serviços demandou a maior parcela dos gastos, seguido pelo setor industrial e o agropecuário, respectivamente. O volume da renúncia fiscal do governo federal com a ZFM tem uma relação direta com o comportamento da atividade econômica no Amazonas. Nesse sentido, não mostrou alterações até 2005, mas, a partir desse marco, houve um crescimento extremamente significativo, reflexo do bom desempenho da economia brasileira em meio à instabilidade política.[9] Em 2009, ocorreu uma ligeira queda, decorrente do impacto da crise financeira que atingiu, inicialmente, a economia norte-americana e, posteriormente, as economias periféricas, retomando, no ano seguinte, o seu curso crescente até 2014, quando a economia do país foi afetada pelos escândalos de corrupção que culminaram, posteriormente, no *impeachment* de Dilma Rousseff.

A evolução do PIB pode ser vista no gráfico 2. Nos primeiros anos do período analisado, a evolução do PIB amazonense apresentou comportamento análogo à das demais UFs. Entretanto, no decorrer dos anos, o PIB aumentou a taxas decrescentes e inferiores à média brasileira.

9. A inflação controlada, as exportações a todo vapor e o real valorizado.

GRÁFICO 2
PIB do Amazonas e PIB médio das demais UFs



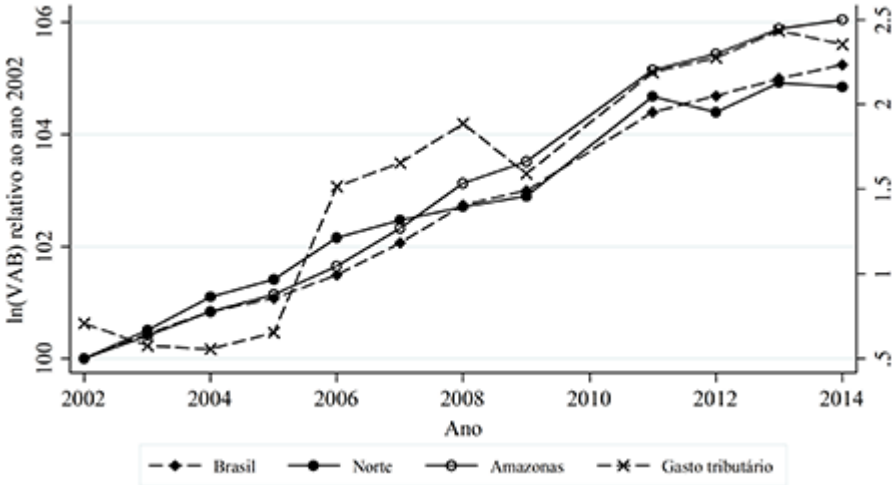
Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se a evolução do PIB do Amazonas e do PIB médio das demais UFs, em R$ 100 milhões, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010.
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Procedeu-se, então, ao teste de Spearman, para testar a hipótese de independência entre o PIB do Amazonas e o gasto tributário total. O coeficiente $\rho = 0{,}9231$ é significante a menos de 1%. Comportamento similar foi observado quando realizamos o mesmo teste de correlação entre o PIB do estado e os gastos tributários com cada setor da economia isoladamente. Os resultados (todos com $\rho > 0{,}9$) indicaram que as variáveis são fortemente correlacionadas. Contudo, ainda que a renúncia fiscal do governo federal esteja fortemente correlacionada com o PIB do Amazonas, isoladamente, não é suficiente para confirmar um impacto sobre o crescimento da economia deste. O PIM funciona, em geral, como uma plataforma de montagem de componentes importados oriundos do exterior ou de outros estados brasileiros, para posterior venda a mercados localizados fora do estado do Amazonas, ou seja, o modelo está instalado longe do mercado fornecedor de insumos e do mercado consumidor dos produtos. A conclusão é que, apesar de existirem evidências a respeito da relevância do modelo para a geração de emprego e renda na capital, é inócuo esperar que as empresas instaladas no PIM se tornem, em algum momento, competitivas e independentes dos repasses do governo em forma de incentivos para a sua manutenção na ZFM.

O VAB é um indicador para determinar a capacidade que uma atividade econômica tem de gerar riqueza. Ele explicita o valor que a atividade agrega aos

bens e serviços consumidos no seu processo produtivo, ou seja, é a contribuição ao PIB pelas diversas atividades econômicas, obtida pela diferença entre o valor de produção e o consumo intermediário absorvido por essas atividades.

GRÁFICO 3
VAB do Brasil, da região Norte, do Amazonas e gastos tributários federais com a ZFM



Fonte: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se a evolução do VAB do Brasil, da região Norte, do Amazonas e dos gastos tributários federais com a ZFM (ano-base 2002, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010).
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Segundo o gráfico 3, constatou-se que as empresas instaladas na ZFM agregaram valor aos bens, ao serem estes transformados durante o processo produtivo, porque o VAB da região cresceu uniformemente, como foi o caso do PIB. Destarte, a correlação de 0,92 entre o VAB da economia do Amazonas e os gastos tributários totais do governo federal com a ZFM sugere uma relação direta entre os dois. Um modelo de regressão linear simples ainda indica que, caso fossem aumentados em R$ 1 os gastos tributários federais com a ZFM, o VAB total aumentaria, aproximadamente, R$ 1,95. Infere-se, portanto, de forma preliminar, que a política de incentivos fiscais para a produção na ZFM parece contribuir significativamente para a geração de riqueza no Amazonas.

A questão-chave, que este trabalho procura responder, é se as empresas na ZFM realmente apresentam uma *performance* melhor que as demais no resto do país, o que poderia ser esperado, dado o forte aumento dos subsídios públicos absorvidos por elas. Em outras palavras, queremos saber se o PIB e o VAB no Amazonas cresceram por causa do cenário macroeconômico positivo ou se o

desenvolvimento desta região foi extraordinário e devido ao estímulo da política pública. Para isso, isolou-se o Amazonas e foram divididas as demais UFs em "Brasil" e "região Norte". Adotou-se como base o ano de 2002, e a essas médias associou-se o gasto tributário total, para se comparar o comportamento das variáveis escolhidas no período do estudo.

No gráfico 3, observa-se que, até 2007, o crescimento do VAB total da região Norte foi superior à média do Brasil e ao Amazonas. A partir de 2008, apresenta um ligeiro declínio na taxa de crescimento e tem comportamento similar ao da média do Brasil. A média do Brasil teve comportamento similar ao Amazonas até meados de 2004, quando, também comparado a 2002, cresceu menos de 6 pontos percentuais (p.p.). Por fim, o estado do Amazonas teve um crescimento discreto, inicialmente. O ano de 2007 foi de inflexão para o VAB do Amazonas, que superou a região Norte, e assim se manteve até 2014.

Ao comparar a evolução dos gastos tributários do governo federal com a ZFM e o VAB do Amazonas, constatou-se que, até 2009, ambos tiveram comportamentos distintos; principalmente nos períodos em que os gastos tributários cresceram mais, não se observam aumentos no VAB do Amazonas de forma extraordinária em relação aos demais estados. Ou seja, apesar da maior produção apresentada por todas as empresas instaladas no Amazonas, não se pode afirmar que isso decorre da renúncia fiscal do governo federal com a ZFM. Reconhecendo o aumento da geração de riqueza por meio da produção no estado, é mister se investigar se tal riqueza foi distribuída entre a população. A análise mostra que a variação da renda e do VAB total no Amazonas é quase idêntica. A regressão univariada ainda indica que um aumento de R$ 1 milhão no VAB total das empresas instaladas no Amazonas implicará um aumento de, aproximadamente, R$ 0,90 no rendimento médio dos trabalhadores de empresas participantes do programa federal; muito superior aos R$ 0,06 auferidos pelos trabalhadores de empresas nas demais UFs. Então, era de se esperar que as empresas localizadas nas demais UFs, que não se beneficiam da mesma política, tivessem uma contribuição inferior ao PIB, muito ao contrário do que se inferiu da análise gráfica.

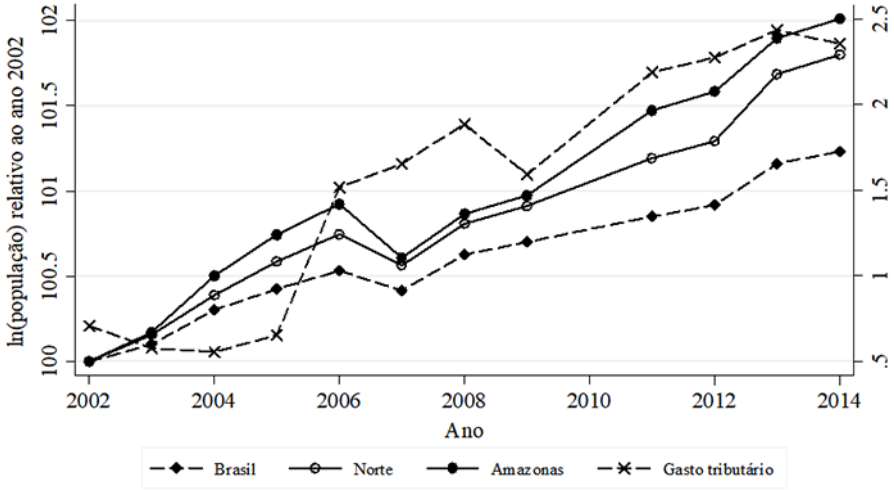
Outro efeito positivo esperado da política de renúncia fiscal do governo federal que beneficia empresas instaladas na ZFM, segundo os resultados de regressões simples, diz respeito ao nível das vendas na região contemplada pela política. Contudo, é significativo registrar que os setores que auferiram os maiores volumes de recursos do governo federal, sob a forma de renúncia fiscal, foram os que menos contribuíram para o segmento de varejo do estado do Amazonas.

Da mesma maneira, seguem os efeitos preliminares da ZFM sobre o crescimento da população e da força do trabalho integrada no mercado de trabalho. Se, por um lado, o crescimento populacional de uma determinada região representa

uma potencial força de trabalho, por outro, pode ter um efeito negativo sobre a sustentabilidade de tal força de trabalho, principalmente quando não é absorvida pelo mercado e eleva a demanda por serviços públicos à qual, por vezes, o estado não dispõe de recursos suficientes para satisfazer.

O gráfico 4 mostra que a taxa de crescimento da população residente no Amazonas foi, no período estudado, superior às taxas de crescimento da região Norte e do Brasil. Neste caso, há indícios para afirmar que esta superioridade populacional seja decorrente do caráter atrativo que o modelo ZFM exerce sobre a população de outros estados brasileiros que migram para o Amazonas, objetivando inserir-se no mercado de trabalho. Além disso, fica claro que a população amazonense apresentou maior taxa de crescimento, principalmente em relação à média brasileira. Observa-se, também, uma aceleração relativa deste crescimento, justamente nos anos em que os gastos tributários crescem mais. Pode-se esperar, portanto, um coeficiente positivo da variável população.

GRÁFICO 4
População residente no Brasil, na região Norte, no Amazonas, e gastos tributários federais com a ZFM



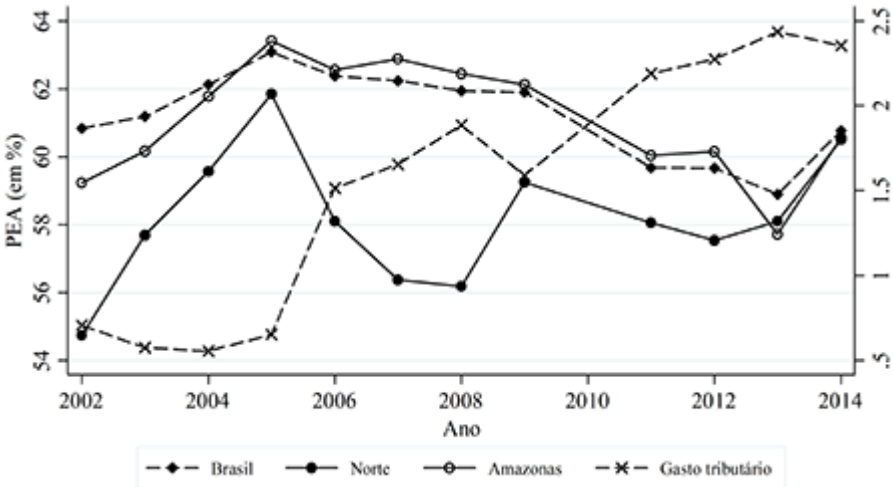
Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se o crescimento da população residente no Brasil, na região Norte e no Amazonas, e dos gastos tributários federais com a ZFM (ano-base 2002, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010).
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No entanto, é possível que a força de atração da ZFM produza externalidades negativas sobre o interior do estado; uma vez que a população e a renda se concentram em Manaus, haverá escassez de pessoas e de capital técnico para se desenvolverem

atividades econômicas fora da capital. Em vista disso, a compreensão da dinâmica populacional é fundamental, na medida em que se relaciona com outros aspectos sociais e econômicos relevantes, como migração, necessidade de absorção de mão de obra e pobreza.

É significativo assinalar que uma parcela da população compõe a PEA, constituída pela população ocupada e pela população desocupada que se dispôs a procurar trabalho no período de referência. No gráfico 5, compara-se a participação relativa dessa população no mercado de trabalho do Brasil, do Norte e do Amazonas com os gastos tributários federais com a ZFM, no período de 2002 a 2014.

GRÁFICO 5
PEA do Brasil, da região Norte e do Amazonas, e gastos tributários federais com a ZFM



Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se a participação da PIA no mercado de trabalho do Brasil, da região Norte e do Amazonas, e gastos tributários federais com a ZFM, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010.
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A análise em tela mostra que o Amazonas teve uma participação exclusiva nos incentivos à produção e, também, por isso, no mercado de trabalho. Contudo, cabe destacar o fato de que uma parcela da população que constitui esse indicador é de pessoas desocupadas; ou seja, participar da PEA não significa, necessariamente, ter um emprego formal. Um aspecto favorável à manutenção da ZFM diz respeito a sua capacidade de geração de emprego. De acordo com o relatório da Suframa (2017), esse número é próximo de 100 mil empregos diretos e 400 mil indiretos, no âmbito da região beneficiada pela política fiscal do governo federal. A maioria

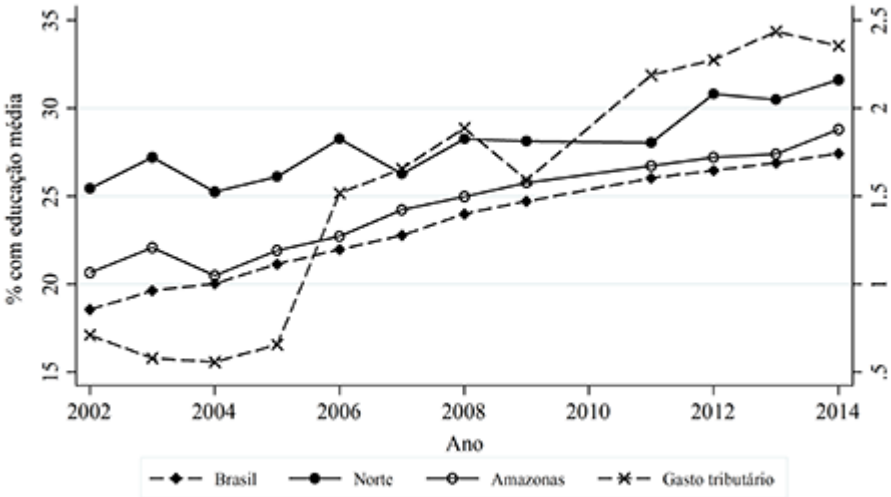
das empresas beneficiadas pelo programa é de grande porte e, por isso, poderíamos esperar que demandassem mão de obra mais qualificada e, consequentemente, mais bem remunerada.

Os gráficos 6A e 6B mostram a distribuição do emprego, no período de 2002 a 2014, segundo os níveis de escolaridade média e alta, respectivamente. Mais uma vez, compara-se a situação da ZFM com a distribuição do emprego na média das UFs e na média da região Norte, ambas sem o Amazonas.

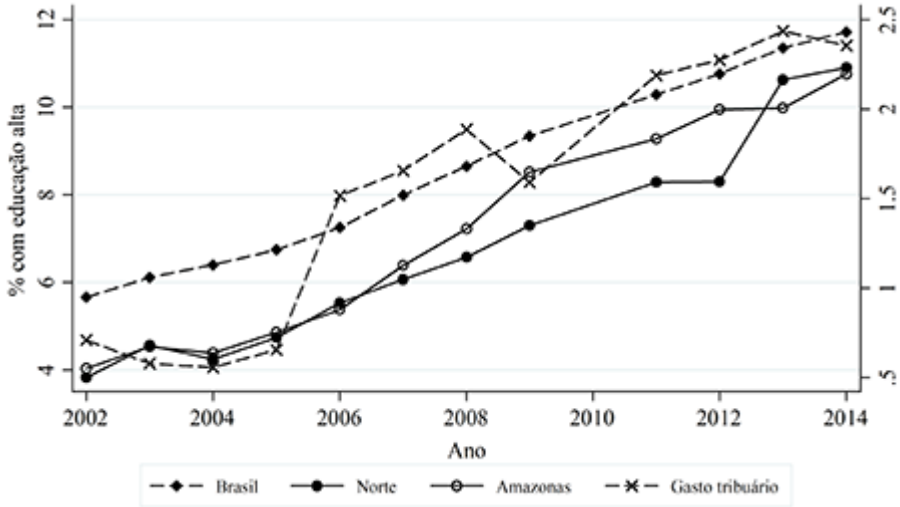
GRÁFICO 6

Anos de estudo no Brasil, na região Norte e no Amazonas, e gastos tributários federais com a ZFM

6A – Escolaridade média (10 a 12 anos de estudo)



6B – Escolaridade alta (13 a 15 anos de estudo)

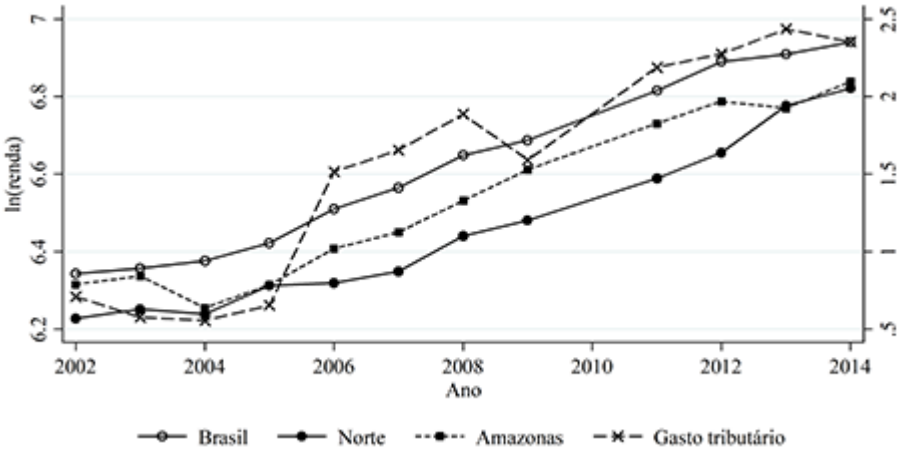


Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Participação da população do Brasil, da região Norte e do Amazonas com escolaridade média (10 a 12 anos de estudo) e alta (13 a 15 anos de estudo), no mercado de trabalho, em comparação aos gastos tributários federais com a ZFM, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010.
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Os gráficos indicam que o Amazonas, como toda a região Norte, teve maior participação de trabalhadores com escolaridade média, mas se verificou uma fração menor de pessoas com ensino superior em relação ao resto do país. Ambos – o Amazonas e a região Norte – conseguiram avançar a taxa de pessoas qualificadas, todavia ainda continuam abaixo da média brasileira. Nesse caso, os gastos tributários até parecem inversamente relacionados com a taxa do crescimento no gráfico 6B. Por sua vez, a fração de pessoas com escolaridade média no Amazonas mostra uma trajetória parecida com o Brasil como um todo, ambos aumentando e se aproximando dos 30% que já foram alcançados anteriormente na região Norte. Por isso, os gastos públicos com a ZFM também não parecem ter nenhum efeito significativo sobre a qualificação da população, pois ela cresce nos três recortes de análise, isto é, o Amazonas, a média do Brasil e a média da região Norte.

O reflexo desta constatação aparece quando visualizamos o gráfico 7, que ilustra o rendimento médio do trabalho. Similarmente, os resultados não são favoráveis à ZFM, que, ao longo do tempo, eventualmente supera a região Norte, porém é inferior à média do Brasil.

GRÁFICO 7
Renda do trabalho no Brasil, na região Norte e no Amazonas, e gastos tributários federais com a ZFM



Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Visualiza-se a evolução do rendimento médio do trabalho no Brasil, na região Norte e no Amazonas, e os gastos tributários federais com a ZFM, no período de 2002 a 2014, excetuando-se 2010.
2. Gráfico reproduzido em baixa resolução e cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

O resultado obtido está em consonância com os achados de Miranda (2013), que aponta uma elevada rotatividade da mão de obra empregada e trabalhadores com a remuneração concentrada nas faixas salariais mais baixas. De fato, 60,3% dos trabalhadores da ZFM recebem até 2 salários mínimos (SMs); 36,2% dos trabalhadores recebem de 2 a 10 SMs; e 3,5% dos trabalhadores recebem mais de 10 SMs.

Conclui-se, portanto, que os empregos gerados pelas empresas beneficiadas com os incentivos fiscais à produção, na ZFM, demandam baixa qualificação e, consequentemente, as rendas deles decorrentes são proporcionais ao nível de escolaridade exigido. Ou seja, não refletem o tratamento diferenciado conferido pelas instituições públicas do país, a título de benefícios fiscais, que se revelaram vultosos em todos os cenários analisados.

As tabelas 2 e 3 mostram a síntese dos impactos da renúncia fiscal do governo federal às empresas instaladas na ZFM sobre alguns indicadores da atividade econômica, calculados a partir do uso da estimação com efeitos fixos, conforme a especificação na equação (1). Dessa forma, pode-se comparar o comportamento da variável dependente, no Amazonas, em relação ao seu comportamento nas outras UFs. Portanto, o coeficiente do gasto tributário mede o verdadeiro impacto da instalação da ZFM, sem efeitos, devido à conjuntura ou à situação macroeconômica às quais todas as outras UFs também estão sujeitas.

TABELA 2
Valores estimados do impacto dos gastos tributários federais com a ZFM, para o Brasil e a região Norte

Variáveis	(1) ln(VAB)	(2) ln(PIB)	(3) ln(renda)	(4) ln(vendas)	(5) ln(imposto)	(6) ln(população)	(7) PEA	(8) POO	(9) Educação [1]	(10) Educação [2]	(11) Educação [3]
Brasil											
GT total	-0,033***	-0,036***	-0,038***	-4,897***	-0,057***	0,030***	0,936***	8,926***	1,237***	-1,521***	0,243
	(0,013)	(0,013)	(0,015)	(1,886)	(0,021)	(0,010)	(0,348)	(0,526)	(0,330)	(0.172)	(0,174)
R^2	0,974	0,976	0,932	0,942	0,953	0,828	0,351	0,342	0,936	0.891	0,849
Norte											
GT total	-0,070**	-0,073***	-0,013	-11,562**	-0,092**	-0,005	0,601	6,778**	1,234	-1.199**	-0,189
	(0,036)	(0,025)	(0,028)	(5,909)	(0,047)	(0,011)	(0,689)	(3,464)	(0,939)	(0.613)	(0,400)
R^2	0,984	0,986	0,869	0,948	0,976	0,911	0,301	0,460	0,901	0.861	0,835

Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Obs.: 1. Na parte superior da tabela, foram consideradas as 27 UFs.
2. Quanto ao item "Educação", temos a seguinte caracterização dos níveis: [1] ensino fundamental; [2] ensino médio; [3] ensino superior.
3. O número de observações é igual a 324 em cada estimação.
4. Na parte inferior, a mostra contém apenas 84 observações, sendo elas as 7 UFs da região Norte.
5. Além do gasto tributário (em R$ 10 bilhões), cada estimação inclui efeitos fixos por ano e por UF.
6. Os erros-padrão entre parênteses foram calculados segundo o procedimento de FWER de Westfall e Young com dez mil repetições.
7. *** indica *p*-valor < 1%; **, *p*-valor < 5%; e *, *p*-valor < 10%.

De modo geral, os resultados econométricos estão em conformidade com as observações constatadas em análises anteriores neste estudo. Tal qual nos gráficos anteriores, a tabela 2 trabalha com dois níveis de detalhamento: o Brasil, na parte superior da tabela; e a região Norte, na sua parte inferior. Cada coluna da tabela mencionada refere-se à outra variável dependente. As colunas (1) até (5), na parte superior, mostram que os gastos tributários totais apresentaram pequenos efeitos negativos sobre o VAB, o PIB, a renda e os impostos líquidos. Todas estas estimativas são significativas pelo menos no nível de 5% de significância. Um aumento dos subsídios destinados para a ZFM, por R$ 10 bilhões, reprime o PIB e a renda em cerca de 4%. A variável vendas no varejo está medida em outra escala (é um índice com média 100, e não uma escala logarítmica), portanto, uma variação em 4 p.p. também não representa uma alteração grande, dado que um aumento por R$ 10 bilhões é equivalente a um aumento da ZFM de aproximadamente 50%.[10] Em comparação com a evolução da economia nos estados vizinhos do Norte do país, percebe-se que, com a exceção da renda pessoal, os efeitos dos gastos tributários ainda são mais deprimentes.

Talvez a atividade das empresas seja muito sintética, porque boa parte dos componentes e do capital utilizado não provêm da região, mas do exterior, e a maioria da produção é destinada para a exportação a outros estados ou países. Destarte, a maior atividade na ZFM não beneficia o comércio local nem a atividade em outras empresas locais, porque não existem interações entre elas, como é o caso em outros centros econômicos.

As colunas (6) a (9) mostram que os gastos tributários com a ZFM têm efeitos positivos sobre a população residente, a PEA, a população ocupada e a fração de trabalhadores com nível de educação baixa na região. De acordo com os coeficientes estimados, um aumento dos gastos públicos por R$ 1 bilhão anual implica um crescimento populacional adicional de 0,3% ao ano (a.a.) e quase 0,9% mais pessoas ocupadas. Portanto, os resultados confirmam que as empresas na ZFM geram emprego e são responsáveis pela atratividade de Manaus. No entanto, a maioria dos trabalhadores que vieram de outras regiões em busca de emprego não possuem ensino médio nem ensino superior. Com efeito, o modelo ZFM gera emprego para a população com baixo nível de escolaridade. Em vista disso, existe queda no rendimento médio dos trabalhadores do Amazonas e nas vendas do varejo. Quando se utilizam somente as outras UFs no Norte como grupo de referência, os coeficientes das variáveis PEA, população e taxa com nível de educação baixa perdem sua significância. O fato de terem sido positivos anteriormente aponta

10. Note-se que escolhemos a unidade da variável gastos tributários em R$ 10 bilhões para evitar coeficientes e erros-padrão demasiado pequenos na tabela. Da mesma forma, o nosso resultado pode ser interpretado em uma escala alternativa que corresponde mais a um aumento anual factível, do seguinte modo: um aumento dos subsídios destinados para a ZFM, por R$ 1 bilhão, reprime o PIB e a renda em cerca de 0,4%, e assim por diante.

que a evolução nos estados vizinhos ao Amazonas foi melhor que no resto do país. No entanto, um coeficiente negativo não afirma que a evolução nestes estados foi igual, mas apenas que as diferenças no crescimento da população, da PEA e das pessoas com baixa qualificação não se relacionam à evolução dos gastos tributários, ao longo das duas últimas décadas. Nota-se que esses resultados estão plenamente de acordo com a análise gráfica feita inicialmente.

Na tabela 3, ampliou-se o nível de detalhamento da investigação para o setor da economia, e repetiu-se a estimação em painel com efeitos fixos para quatro indicadores-chave relacionados à produção em cada setor, nível de renda local e níveis educacionais. A análise levou em conta o setor da economia que auferiu vantagem e a sua contribuição à economia local.[11] A agropecuária foi, entre os três setores da economia, o que recebeu o menor volume de recursos a título de benefício fiscal. No entanto, foi o que apresentou a maior contribuição relativa ao VAB, ou seja, o coeficiente estimado apresenta sinal positivo e significância no nível de 1%, permitindo autocorrelação entre os estados.

11. Notamos que uma regressão simultânea com os gastos tributários dos três setores seria preferível, porém os resultados não foram bem-sucedidos, devido ao problema da multicolinearidade. A correlação entre os três tipos de subsídios é acima de 0,99, e, portanto, a única maneira de obter resultados razoáveis seria utilizar regressões separadas.

TABELA 3
Valores estimados do impacto dos gastos tributários federais com a ZFM, por setor da economia, para o Brasil

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	ln(VAB ind.)	ln(VAB serv.)	ln(VAB agri.)	ln(renda)	ln(renda)	ln(renda)	Educação [2]	Educação [2]	Educação [2]	Educação [3]	Educação [3]	Educação [3]
GT indústria	-0.465***	–	–	-0.146***	–	–	-6.410***	–	–	0.943	–	–
	(0.091)			(0.045)			(0.708)			(0.853)		
GT serviço	–	-0.017	–	–	-0.054***	–	–	-2.141***	–	–	0.304	–
		(0.011)			(0.015)			(0.228)			(0.274)	
GT agropecuária	–	–	8.305***	–	–	-0.613**	–	–	-32.591***	–	–	6.662
			(0.683)			(0.242)			(3.957)			(4.701)
R^2	0.861	0.981	0.667	0.932	0.933	0.932	0.894	0.895	0.894	0.854	0.854	0.854

Fontes: IBGE; RFB (disponível em: <https://bit.ly/3N6qfQZ>).
Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Foram consideradas as 27 UFs entre 2002 e 2014.
2. Quanto ao item "Educação", temos a seguinte caracterização dos níveis: [1] ensino fundamental; [2] ensino médio; [3] ensino superior.
3. O número de observações é igual a 324 em cada estimação.
4. Além do gasto tributário (em R$ 10 bilhões), cada estimação inclui efeitos fixos por ano e por UF.
5. *** indica *p*-valor < 1%; **, *p*-valor < 5%; e *, *p*-valor < 10%.

Para as demais variáveis dependentes, o impacto estimado da política fiscal do governo federal na economia local foi negativo; e, para as que apresentou sinal positivo, a estimativa não foi significante nem no nível de 10% de significância, a exemplo da escolaridade alta. A comparação entre os três setores ainda revela alguns entendimentos interessantes. Considerando-se o perfil de agricultores, é pouco surpreendente que maiores subvenções para o setor não contribuem para um aumento do nível de renda ou educação na região. Alguns cargos com nível de ensino superior parecem ser relacionados à agricultura no Amazonas, porém o desvio-padrão desta estimativa foi alto demais para que esta afirmativa possa ser feita com segurança estatística. O setor de serviços ainda apresentou os melhores resultados relativos aos outros dois setores. Os coeficientes dos gastos tributários relacionados ao setor de transformação têm magnitude entre os outros dois setores, mais similar ao do setor serviços.

5 CONCLUSÕES

A despeito dos estudos sobre a relevância dos incentivos fiscais à economia do estado do Amazonas, a literatura empírica ainda é relativamente escassa, o que pode ser explicado, ao menos parcialmente, pela inexistência de dados específicos da atividade econômica no estado que permitam compreender o processo de produção, distribuição e consumo nessa região com características peculiares. Nesse contexto, os resultados obtidos por meio do método de análise econométrica mostram efeitos decorrentes dos incentivos fiscais à produção na ZFM que estudos anteriores não alcançaram. De fato, conforme constatado nas análises preliminares deste trabalho, o modelo não só gera benefícios para a região amazônica, em especial para o Amazonas – por exemplo, a geração de emprego e renda –, mas também produz externalidades negativas superiores aos benefícios por ele produzidos.

No estudo, foram analisados diferentes indicadores econômicos que representassem o comportamento da atividade econômica nas 27 UFs. Utilizou-se o método de regressão em painel com efeito fixo, comparando-se os valores desses indicadores no Amazonas e em outras UFs que não gozam dos mesmos incentivos fiscais. Os principais resultados foram os relacionados a seguir.

O modelo tem forte caráter atrativo migratório. Contudo, se, por um lado, o aumento da população pode aumentar a força de trabalho (neste caso, representado pela PEA), por outro, pode comprometer o desenvolvimento socioeconômico da região, haja vista que não se pode ignorar a possibilidade do crescimento urbano desordenado, o aumento da demanda por serviços públicos e da criminalidade, entre outros impactos sociais.

A ZFM tem grande capacidade de criar empregos. No entanto, os empregos gerados por empresas beneficiadas com os incentivos fiscais à produção demandam

baixa qualificação, e, consequentemente, a renda deles decorrentes são proporcionais ao nível de escolaridade exigido, ou seja, não refletem o tratamento diferenciado que recebem das instituições públicas do país, a título de benefícios fiscais, que se revelaram, em todos os cenários analisados, vultosos.

A combinação de subsídios ao capital com baixos salários em setores de produtividade relativamente alta revelou que o atual modelo da ZFM tem um viés concentrador de renda. De fato, um aumento de R$ 1 bilhão no VAB total das empresas instaladas no Amazonas implicou um aumento de, aproximadamente, R$ 0,90 no rendimento médio dos trabalhadores de empresas participantes do programa federal, muito superior aos R$ 0,06 auferidos pelos trabalhadores de empresas nas demais UFs. Isto é, houve enriquecimento do capitalista em detrimento do trabalhador.

Os resultados comparativos entre o VAB e os gastos tributários não permite afirmar que o comportamento do VAB decorre dos gastos tributários, pois, mesmo em períodos nos quais os gastos aumentaram, o VAB teve um comportamento distinto, ou seja, não acompanhou o crescimento dos gastos. Contudo, o aumento dos subsídios destinados para a ZFM por R$ 1 bilhão reprime o PIB e a renda em cerca de 0,4%.

A variável vendas no varejo está medida em outra escala (é um índice com média 100, e não uma escala logarítmica), portanto, uma variação em 0,4 p.p. também não representa uma alteração grande, dado que um aumento por R$ 1 bilhão é equivalente a um aumento da ZFM de aproximadamente 5%. Em comparação com a evolução da economia nos estados vizinhos do Norte do país, percebe-se que os efeitos dos gastos tributários são mais deprimentes.

O setor de serviços demanda a maior parcela dos gastos federais, seguido pelo setor industrial e pelo agropecuário. Em contraste, a contribuição desses setores sob forma de geração de riqueza tem uma relação inversa – ou seja, agropecuário, industrial e serviços, nessa ordem. Evidentemente, como uma parcela considerável dos componentes e do capital utilizado no processo produtivo não provêm da região, e a maioria da produção é destinada para a exportação a outros estados ou países, a maior atividade na ZFM não beneficia o comércio local nem a atividade em outras empresas, registrando-se impactos negativos sobre as vendas do varejo local.

Em suma, os resultados ora apresentados não preenchem todas as lacunas desse complexo tema, mas representam uma contribuição para o conhecimento do modelo ZFM. Foi demonstrado que o modelo de desenvolvimento regional operacionalizado, no estado, desde a década de 1960, ainda que tenha a sua importância para a economia da região, gera externalidades negativas e é vulnerável às decisões dos governos quanto à política de incentivos fiscais.

A economia brasileira, atualmente, passa por ajustes em suas contas, o que demanda reformas inevitáveis e urgentes que se vinculam à política fiscal, com impactos diretos e significativos sobre o modelo de produção ZFM.

Já está na hora de responder quais seriam as alternativas para o atual modelo de produção no estado do Amazonas.

As ações indutoras podem se caracterizar como possibilidades para que a organização espacial condicione, naturalmente, o desenvolvimento econômico, criando mobilidades e acessos a maiores oportunidades para uma apropriada utilização dos recursos naturais e humanos em dado espaço territorial. Neste caso, é lícito afirmar que os fatores de produção da Amazônia devem ser empregados racionalmente para gerar riqueza na região.

REFERÊNCIAS

AMARAL FILHO, J. do. A endogeneização no desenvolvimento econômico regional e local. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 23, p. 261-286, jun. 2001.

ANDERSON, M. L. Multiple inference and gender differences in the effects of early intervention: a reevaluation of the Abecedarian, Perry Preschool, and Early Training Projects. **Journal of the American Statistical Association**, v. 103, n. 484, p. 1481-1495, 2008.

ARRETCHE, M. Tendências no estudo sobre avaliação. *In*: RICO, E. M. (Org.). **Avaliação de políticas sociais**: uma questão em debate. São Paulo: Cortez; Instituto de Estudos Especiais, 2001. p. 29-39.

BARBOSA, R. M. S. **ZFM, incentivos fiscais e desenvolvimento**: uma avaliação. 2012. 49 f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia, Universidade Católica de Brasília, Brasília, 2012.

BRESSER-PEREIRA, L. C. Estratégia nacional e desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 2, p. 203-230, abr.-jun. 2006.

BRITO, A. F.; BONELLI, R. Políticas industriais descentralizadas: as experiências europeias e as iniciativas subnacionais no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 15, p. 163-214, jun. 1997.

FERREIRA, S. M. P.; BOTELHO, L. O emprego industrial na região Norte: o caso do polo industrial de Manaus. **Estudos Avançados**, v. 28, n. 81, p. 141-154, 2014.

GUIMARÃES, E. A. **A experiência recente da política industrial no Brasil**: uma avaliação. Brasília: Ipea, abr. 1996. (Texto para Discussão, n. 409).

JONES, D.; MOLITOR, D.; REIF, J. **What do workplace wellness programs do?** Evidence from the Illinois workplace wellness study. Cambridge: NBER, June 2018. (NBER Working Paper, n. 24229).

MIRANDA, R. N. **Zona Franca de Manaus**: desafios e vulnerabilidades. Brasília: Senado Federal, abr. 2013. (Texto para Discussão, n. 126).

NASCIMENTO, L. R. C. **Incentivos fiscais ao capital e crescimento econômico na região Norte**. 2002. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2002.

NASCIMENTO, L. R. C.; LIMA, J. P. R. Incentivos fiscais (Sudam e Suframa) e a dinâmica industrial e agropecuária na região Norte. **Análise Econômica**, v. 23, n. 43, p. 63-95, mar. 2005.

OLIVEIRA, G. B. de. Uma discussão sobre o conceito de desenvolvimento. **Revista da FAE**, v. 5, n. 2, p. 37-48, maio-ago. 2017.

POSSEBOM, V. Free Trade Zone of Manaus: an impact evaluation using the synthetic control method. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 217-231, 2017.

ROCHA, R.; FERNANDES, L. M. S. O impacto das unidades de pronto atendimento (UPAs) 24h sobre indicadores de mortalidade: evidências para o Rio de Janeiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 3, p. 91-109, dez. 2016.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. (Org.). **Macroeconomia em uma economia global**. [s.l.]: Pearson & Artmed, 2000.

SANT'ANNA, P. H. C.; ZHAO, J. B. **Doubly robust difference-in-differences estimators**. [s.l.]: SSRN, May 2018. (SSRN Working Paper, n. 3293315).

SOUZA, N. de J. Teoria dos polos, regiões inteligentes e sistemas regionais de inovação. **Análise – Revista de Administração da PUCRS**, v. 16, n. 1, p. 87-112, jan.-jul. 2005.

SUFRAMA – SUPERINTENDÊNCIA DA ZONA FRANCA DE MANAUS. **Modelo Zona Franca**: história. Manaus: Suframa, 2017.

SUZIGAN, W. *et al*. Política industrial e desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 2, p. 163-185, abr.-jun. 2006.

VARSANO, R. **A guerra fiscal do ICMS**: quem ganha e quem perde. Rio de janeiro: Ipea, jul. 1997. (Texto para Discussão, n. 500).

VASCONCELLOS, M. A. S.; GARCIA, M. E. (Org.). **Fundamentos de economia**. São Paulo: Saraiva, 1998. v. 2.

WESTFALL, P. H.; YOUNG, S. S. (Org.). **Resampling-based multiple testing**: examples and methods for p-value adjustment. New Jersey: John Wiley & Sons, 1993.

Originais submetidos em: mar. 2018.

Última versão recebida em: jun. 2020.

Aprovada em: jun. 2020.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Chefe do Editorial
Aeromilson Trajano de Mesquita

Assistentes da Chefia
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
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
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

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

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551

9 770100 055040

Apoio editorial

CNPq

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada