

HABILIDADES E PRÊMIO SALARIAL URBANO

Edivaldo Constantino das Neves Júnior
Carlos Roberto Azzoni
André Squarize Chagas

**APOIO FINANCEIRO OU TIPO DE ESCOLA DE ENSINO MÉDIO?
UMA ANÁLISE DO FIES E DO PROUNI SOBRE A SOBREVIVÊNCIA
DE ESTUDANTES NO ENSINO SUPERIOR BRASILEIRO**

Alice Saccaro
Marco Túlio Aniceto França

OS EFEITOS DAS MEDIDAS ANTI-DUMPING DO BRASIL SOBRE SUAS IMPORTAÇÕES

Giulio Caliani
Sérgio Kannebley Júnior

**IMPACTO DA MIGRAÇÃO DE RETORNO AO NORDESTE SOBRE A DISTRIBUIÇÃO
SALARIAL: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA**

Maria Adreciana Silva de Aguiar
João Mário Santos de França

**TRANSPORTE E CRESCIMENTO ECONÔMICO:
O CASO DO PROCESSO EM MINAS GERAIS**

Lucas Siqueira de Castro
Eduardo Almeida
João Eustáquio de Lima

**INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E DESIGUALDADE DE RENDA
INTRASETORIAL NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE TRANSFORMAÇÃO**

Cristiane Vanessa C. Borges
Gilberto Joaquim Fraga

**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 Figueiredo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Manoel Rodrigues Junior

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

Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nilo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação

André Reis Diniz

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*, a PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A. F. H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (Cedeplar-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (Cedeplar-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

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/ppev51n2>

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

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

- HABILIDADES E PRÊMIO SALARIAL URBANO 9**
Edivaldo Constantino das Neves Júnior
Carlos Roberto Azzoni
André Squarize Chagas
- APOIO FINANCEIRO OU TIPO DE ESCOLA DE ENSINO MÉDIO?
UMA ANÁLISE DO FIES E DO Prouni SOBRE A SOBREVIVÊNCIA
DE ESTUDANTES NO ENSINO SUPERIOR BRASILEIRO 47**
Alice Saccaro
Marco Túlio Aniceto França
- OS EFEITOS DAS MEDIDAS *ANTI-DUMPING* DO BRASIL SOBRE
SUAS IMPORTAÇÕES 77**
Giulio Caliani
Sérgio Kannebley Júnior
- IMPACTO DA MIGRAÇÃO DE RETORNO AO NORDESTE SOBRE
A DISTRIBUIÇÃO SALARIAL: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA 115**
Maria Adreciana Silva de Aguiar
João Mário Santos de França
- TRANSPORTE E CRESCIMENTO ECONÔMICO:
O CASO DO PROCESSO EM MINAS GERAIS 145**
Lucas Siqueira de Castro
Eduardo Almeida
João Eustáquio de Lima
- INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E DESIGUALDADE DE RENDA
INTRASETORIAL NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE TRANSFORMAÇÃO 179**
Cristiane Vanessa C. Borges
Gilberto Joaquim Fraga

CONTENTS

SKILLS AND URBAN WAGE PREMIUM 9

Edivaldo Constantino das Neves Júnior

Carlos Roberto Azzoni

André Squarize Chagas

FINANCIAL SUPPORT OR HIGH SCHOOL TYPE? AN ANALYSIS OF FIES AND PROUNI ON THE STUDENTS' SURVIVAL IN BRAZILIAN HIGHER EDUCATION 47

Alice Saccaro

Marco Túlio Aniceto França

THE EFFECTS OF BRAZIL'S ANTI-DUMPING MEASURES ON ITS IMPORTS 77

Giulio Caliani

Sérgio Kannebley Júnior

IMPACT OF RETURN MIGRATION TO THE NORTHEAST ON WAGE DISTRIBUTION: A SEMIPARAMETRIC APPROACH 115

Maria Adreciana Silva de Aguiar

João Mário Santos de França

TRANSPORT AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF PROCESSO IN MINAS GERAIS 145

Lucas Siqueira de Castro

Eduardo Almeida

João Eustáquio de Lima

FOREIGN DIRECT INVESTMENT AND INTRA-SECTORAL INCOME INEQUALITY IN THE BRAZILIAN MANUFACTURING INDUSTRY 179

Cristiane Vanessa C. Borges

Gilberto Joaquim Fraga

HABILIDADES E PRÊMIO SALARIAL URBANO¹

Edivaldo Constantino das Neves Júnior²

Carlos Roberto Azzoni³

André Squarize Chagas⁴

O objetivo deste estudo é discutir em que extensão a relação entre população e salários é diferente para trabalhadores alocados em ocupações com diferentes perfis de habilidades. Os dados utilizados para analisar a relação entre aglomeração urbana, salários e habilidades são provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (Rais) e da base desenvolvida por Maciente (2013), que deriva da Occupational Information Network (ONET), produzida pelo Departamento de Trabalho dos Estados Unidos (em inglês, *U.S. Department of Labor*). Foram criadas três métricas, que representam a intensidade de habilidades cognitivas, sociais e motoras requeridas por cada ocupação. As evidências indicam que os ganhos de aglomeração não se manifestam da mesma forma para todos os indivíduos de um centro urbano. Existe um padrão no qual a importância das habilidades cognitivas cresce à medida que o tamanho das aglomerações aumenta.

Palavras-chave: aglomerações urbanas; salários; habilidades.

SKILLS AND URBAN WAGE PREMIUM

The aim of this paper is to discuss the relationship between urban size and productivity for workers allocated to occupations with different skill profiles. The data come from the Annual Social Information Relation (RAIS) and the database developed by Maciente (2013), which is essentially derived from the Occupational Information Network (ONET – US Department of Labor). For each occupation, three scores, representing the intensity of the cognitive, social and motor skills involved in their activity were created. We found that agglomeration gains do not manifest in the same way for all workers in an urban center. There is a pattern in which the importance of cognitive skills grows as the size of the agglomerations increases.

Keywords: urban agglomerations; wage; skills.

JEL: R23; J24.

1 INTRODUÇÃO

A literatura documenta uma relação bem definida entre a dimensão do centro urbano e os salários dos indivíduos, de tal forma que, quanto maior o tamanho da cidade, maiores serão os salários pagos (Glaeser e Maré, 2001; Glaeser e Resseger, 2010; Combes *et al.*, 2010; Rosenthal e Strange, 2004; Overman e Puga, 2010; Puga, 2010; Barufi, 2015; Silva, 2017). Possíveis formas de compreender os ganhos salariais urbanos envolvem desde os argumentos clássicos da “triade marshalliana”

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art1>

2. Pesquisador do Núcleo de Economia Regional e Urbana (Nereus) da Universidade de São Paulo (USP). *E-mail:* <edivaldo.constantino@gmail.com>.

3. Professor do Nereus/USP. *E-mail:* <cazzoni@usp.br>.

4. Professor do Nereus/USP. *E-mail:* <achagas@usp.br>.

até os modelos formais microfundamentados desenvolvidos por Duranton e Puga (2004), em que são exploradas questões como *sharing*, *matching* e *learning*. A lógica é que, quanto maior a dimensão da aglomeração: i) maior será a possibilidade de compartilhamento de infraestrutura, de fornecedores e de um *pool* de trabalhadores com habilidades similares; ii) maiores serão as chances de ocorrer um *matching* entre trabalhadores e firmas no mercado de trabalho; e iii) maior é a possibilidade de aprender e desenvolver novas tecnologias e práticas empresariais (Puga, 2010; Combes *et al.*, 2010).

Além disso, diferentes forças podem justificar a presença de disparidades salariais. Combes, Duranton e Gobillon (2008) apontam três importantes fontes: i) a composição da força de trabalho; ii) as características geográficas e fatores de produção locais; e iii) as economias de aglomeração.

Contudo, podem existir características individuais não observáveis correlacionadas com o tamanho da aglomeração urbana, o que dificulta a estimação do efeito da aglomeração sobre os salários. Isso pode ocorrer caso os trabalhadores mais habilidosos decidam se localizar em centros urbanos dotados com maiores atributos sociais, econômicos ou urbanísticos. A ideia é que as cidades podem ser mais produtivas devido ao fato de que seus habitantes são mais produtivos, e não porque as cidades os tornam mais produtivos (Carlsen, Rattso e Stokke, 2012). Diversos estudos avançam no sentido de considerar diferenças não observáveis entre os trabalhadores em suas abordagens metodológicas (Glaeser e Maré, 2001; D'Costa e Overman, 2014; Mion e Naticchioni, 2009; Barufi, 2015; Silva, 2017).

O objetivo deste texto é explorar a existência de padrões do prêmio salarial urbano, discutindo quais são as ocupações que desempenham papel chave na absorção dos ganhos salariais vinculados com tamanho urbano. Especificamente, o intuito é analisar em que extensão a relação entre população e salários é diferente para trabalhadores heterogêneos entre si, em particular no âmbito das habilidades. Vários estudos têm utilizado a ocupação como *proxy* para o nível de habilidades dos trabalhadores, dessa forma, focando mais nas atividades que o indivíduo faz do que o que ele estuda (Bacolod, Blum e Strange, 2009; Florida *et al.*, 2011; Maciente, 2013). Este artigo busca verificar se os efeitos associados ao aumento do tamanho urbano diferem de acordo com as habilidades requeridas pelas ocupações que os trabalhadores desempenham.

Para tanto, foram utilizadas informações presentes na Relação Anual de Informações Sociais (Rais), além da base desenvolvida por Maciente (2013), que analisa as competências técnicas e cognitivas que são requeridas dos trabalhadores em seus postos de trabalho. Por meio da base estruturada por Maciente (2013), foi possível gerar variáveis que refletem a ideia de habilidades, perícias, conhecimentos e estilos de trabalho relacionados com as dimensões cognitiva, social e motora.

Os resultados econométricos indicam que existe um padrão no qual a importância das habilidades cognitivas cresce à medida que o tamanho das aglomerações aumenta. Uma interpretação para esse resultado pode ser encontrada nas teorias econômicas de aglomeração, que salientam a importância dos ganhos provenientes dos mecanismos de *matching*, *sharing* e *learning* para o aumento do retorno salarial e sua relação com o perfil ocupacional dos trabalhadores.

Este texto está organizado da seguinte forma: além desta seção, composta pela introdução, a segunda seção apresenta a fundamentação teórica pertinente; a terceira seção apresenta a construção e descrição da base de dados; a quarta seção apresenta a metodologia; a quinta seção discute os resultados; e, por fim, a sexta seção apresenta as conclusões finais.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

O crescimento da população residindo em áreas urbanas é uma tendência marcante, que caracteriza a distribuição mundial de localização dos agentes econômicos (UN, 2015). A indagação que emerge é como compreender as razões que justificam a ocorrência de tal padrão espacial, mesmo em um cenário onde existe uma relevância cada vez maior dos custos de congestionamento nas grandes e densas metrópoles (Fujita e Thisse, 2002). Com o intuito de interpretar esse paradigma, pesquisadores argumentam que deve existir algum outro estímulo econômico interagindo com os mecanismos de desconcentração espacial, e que, portanto, este estímulo influencia a decisão locacional de firmas e indivíduos.

Essa força econômica é representada pelas economias de aglomeração que, em essência, são responsáveis pelo aumento da produtividade dos agentes econômicos em grandes e densos centros urbanos. Sob essa perspectiva, torna-se plausível entender o porquê de as firmas e indivíduos escolherem se localizar nas grandes cidades, mesmo quando elas apresentam consideráveis forças de dispersão. De acordo com Combes e Gobillon (2015), economia de aglomeração é um conceito amplo, que inclui qualquer efeito de aumento das rendas dos trabalhadores e firmas à medida que o tamanho da economia local cresce. Groot e Groot (2014) discorrem que as economias de aglomeração podem ser entendidas como diferenças salariais que resultam, *ceteris paribus*, da proximidade entre diferentes firmas e consumidores, mercados de trabalho densos e de *spillovers* de conhecimento. Glaeser e Gottlieb (2009) associam a existência de economias de aglomeração com a redução do custo de transporte de bens, redução no custo de transporte de pessoas e redução no custo de transporte de ideias.

A literatura aponta algumas teorias que dissecam os mecanismos associados com os retornos crescentes à escala, e que constituem o coração teórico das economias de aglomeração. Os argumentos se fundamentam a partir das ideias desenvolvidas por

Marshall (1890), que analisa os efeitos de aglomeração por meio da ótica do *labor pooling*, *intermediate inputs* e *knowledge externalities*,⁵ chegando até a mais recente microfundamentação das economias de aglomeração proposta por Duranton e Puga (2004), composta pelos efeitos de *sharing*, *matching* e *learning*.

No âmbito empírico, identificar a importância relativa de cada um desses canais que moldam as economias de aglomeração é um desafio (Puga, 2010; Combes e Gobillon, 2015). Infelizmente, ainda não foi possível cruzar essa fronteira, muito embora avanços notáveis foram alcançados em outras áreas, em particular na identificação dos efeitos de *sorting* espacial dos trabalhadores sobre a relação entre aglomeração e salários. A importância em contabilizar o efeito do *sorting* – tanto do ponto de vista teórico quanto empírico – é fundamental, pois, é possível que, por razões não relacionadas com as economias de aglomeração, indivíduos com alto nível de qualificação possam ter uma super-representação nas cidades.

De acordo com Combes e Gobillon (2015), isso pode ocorrer: i) caso os indivíduos com mais habilidades atribuam um maior valor para as amenidades citadinas em relação aos demais indivíduos; ou ii) se, historicamente, pessoas qualificadas se localizam em grandes cidades e, por sua vez, transmitem parcela de suas competências laborais para as futuras gerações. Assim, caso o mecanismo de seleção dos trabalhadores qualificados entre as cidades não seja considerado, outras variáveis, como o tamanho ou densidade populacional, irão captar esse efeito, de tal forma que o impacto das economias de aglomeração será superestimado.

Sob o prisma empírico, a literatura argumenta que tratar da questão do *sorting* espacial dos trabalhadores está relacionado intrinsecamente com a capacidade de controlar as heterogeneidades individuais (Glaeser e Maré, 2001; Combes, Duranton e Gobillon, 2008). Nesse caso, é necessária uma estrutura de dados em painel, para que a inclusão do efeito fixo individual capture as características não observadas dos trabalhadores invariantes no tempo que, de alguma forma, possam causar vies na estimação do efeito das economias de aglomeração sobre os salários individuais. Esses estudos apresentam resultados robustos e convergentes, mostrando que o *sorting* espacial dos trabalhadores é uma fonte extremamente relevante do prêmio salarial urbano (Combes, Duranton e Gobillon, 2008; Carlsen, Rattso e Stokke, 2016; Matano e Naticchioni, 2015; Barufi, 2015; Silva, 2017).

Enquanto a existência do prêmio salarial urbano, mesmo após o controle do *sorting* espacial, já é um fato consolidado na literatura, ainda persistem lacunas no que diz respeito à presença de heterogeneidades referentes à magnitude do prêmio salarial para trabalhadores com diferentes perfis de habilidades. Nesse sentido, é importante perceber que nem todos os trabalhadores usufruem igualmente dos

5. Essa argumentação defendida por Marshall (1890) ficou conhecida na literatura como “triade marshalliana”.

benefícios do aumento da escala urbana, e isso está diretamente relacionado com a noção de capital humano. É importante notar que grande parte dos estudos mensura o capital humano via educação, utilizando para isso indicadores como escolaridade por região, percentual da população que possui ensino primário, secundário ou superior, ou o número de matrículas por categoria de estudos, entre outros. Entretanto, as formas usuais de mensurar capital humano estão sujeitas a limitações, pois não revelam necessariamente como os indivíduos utilizam a educação que possuem na produção de bens e serviços.

A ideia principal é que as ocupações revelam de forma mais precisa como os indivíduos utilizam a educação formal que possuem no mercado de trabalho, e representa uma *proxy* satisfatória das potencialidades e conhecimentos pertencentes à força de trabalho local. A proposta deste artigo é utilizar as ocupações e, em particular, o conteúdo de habilidades inerente a cada posto de trabalho, para mensurar as heterogeneidades individuais. A ideia básica é que o capital humano possui um componente específico que não é inteiramente captado pelas variáveis usuais, como escolaridade. O argumento é que educação e habilidades não são equivalentes e que é possível compreender a educação como parte de um processo que determina um conjunto multidimensional de habilidades do indivíduo.

O uso de novas métricas pode lançar luz sobre diversos fenômenos relacionados com o desenvolvimento econômico.⁶ Essa é uma perspectiva de análise fundamentalmente baseada nas atividades que os indivíduos desempenham no mercado de trabalho (*job-task*). A hipótese essencial, que possibilita inferir o nível de habilidade do trabalhador a partir de sua ocupação, é a existência de *matching* no mercado de trabalho. Considera-se que, no equilíbrio, o mercado de trabalho associa cada trabalhador i , que possui determinadas habilidades s , para ocupações j , que requerem tais características, sendo possível mapear a relação ocupação-habilidade do trabalhador. Se essa relação é invertível, pode-se argumentar que o trabalhador alocado em uma ocupação j possui o nível de habilidades necessárias para ocupar tal emprego.⁷

Do ponto de vista empírico, a literatura aponta resultados interessantes no que diz respeito à heterogeneidade individual, analisada sob a ótica das habilidades individuais. Bacolod, Blum e Strange (2009) mostram que o prêmio salarial urbano não é uniforme entre os trabalhadores com distintos níveis de habilidades e que, além disso, os ganhos são maiores para indivíduos cujo perfil das habilidades

6. A importância da educação formal jamais é colocada em xeque. Muito pelo contrário, a educação é um importante mecanismo capaz de reduzir as desigualdades de oportunidades. É possível, então, conciliar essa literatura com os estudos que enfatizam a relação entre educação formal e o capital humano.

7. Esse é um argumento extremamente importante. Reconhece-se que existem estudos que utilizam diferentes terminologias para se referir a questões como habilidades individuais ou tarefas desempenhadas nas ocupações (Autor, Levy e Murnane, 2003; Acemoglu e Autor, 2010). A despeito dessas evidências, as habilidades dos trabalhadores consideradas são as mesmas das ocupações.

vinculadas às suas ocupações é tipificado como cognitivo e social. Entretanto, esse resultado não se replica para o grupo dos indivíduos com altas habilidades motoras. Assim, os autores argumentam que as cidades são complementares às habilidades cognitivas e sociais.

Conclusões similares também foram encontradas em estudo desenvolvido por Florida *et al.* (2011). Os autores exploraram os efeitos das habilidades individuais sobre os salários regionais, utilizando a técnica de análise de *cluster* para definir um conjunto de habilidades analíticas, sociais e físicas, a partir do perfil das ocupações laborais. Os resultados mostram que o efeito das habilidades analíticas e sociais sobre os salários regionais é positivo, enquanto as habilidades físicas possuem um efeito negativo.

Diversas explicações podem ser levantadas, uma vez que trabalhadores mais qualificados: i) tendem a se especializar e, portanto, beneficiar-se de melhor *matching* em uma cidade com um mercado interno mais dinâmico; ii) possuem maior capacidade de aprender uns com os outros, capturando o conhecimento que “está no ar” e, portanto, interagindo e aprendendo mais; e iii) se beneficiam da existência de complementaridade de recursos disponíveis em grandes e densos mercados. Florida *et al.* (2011) ainda argumentam que a cidade proporciona a formação de uma ampla rede de contatos para aqueles mais habilidosos, além de ser possível explorar os ganhos provenientes da redução dos custos de transporte, presença das economias de escala e efeitos positivos de transbordamento de conhecimento.

Por sua vez, Andersson, Klaesson e Larsson (2014) encontraram diferenças significativas entre trabalhadores com habilidades rotineiras e não rotineiras em termos tanto de magnitude das disparidades salariais como de suas fontes. Assim, para os trabalhadores associados com habilidades não rotineiras, foi constatada a existência de economias de aglomeração, muito embora quantitativamente menor que o *sorting* espacial, ao passo que, para os demais trabalhadores, as economias de aglomeração parecem ser inócuas.

Ademais, estudar as economias de aglomeração no caso brasileiro é fundamental, pois o país é caracterizado por elevadas desigualdades regionais, diferenças no grau de urbanização, heterogênea configuração da rede urbana e, além disso, vem atravessando um processo de redução paulatina da desigualdade salarial (Cruz e Naticchioni, 2012). Ademais, há evidências de que existe uma relação positiva entre salários e tamanho das cidades no Brasil. Azzoni e Servo (2002) verificaram que os diferenciais salariais são reduzidos quando controles de trabalhadores, características dos trabalhos e custo de vida são introduzidos na análise. Contudo, ainda persiste uma elevada desigualdade salarial entre as regiões metropolitanas. Baseados nessas evidências, os autores argumentam que os salários tendem a aumentar com o tamanho da aglomeração urbana.

Por outro lado, Rocha, Silveira-Neto e Gomes (2011), ao considerarem tanto a influência de características observáveis como não observáveis fixas no tempo do trabalhador, constataram que permanece um diferencial salarial positivo em torno de 9,4% favorável aos trabalhadores das regiões metropolitanas. Freguglia, Menezes-Filho e Souza (2007) utilizaram a base de dados da Rais-Migra, do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), para identificar a existência de diferenciais salariais intersetoriais e inter-regionais dos trabalhadores da indústria de transformação mineira entre 1999 e 2001, controlando pelas características observáveis e não observáveis destes indivíduos. Os resultados obtidos indicam que, ao considerar as características não observáveis dos trabalhadores, as diferenças específicas dos setores e das regiões são menores em relação aos resultados verificados por mínimos quadrados ordinários (MQO). Contudo, ainda persistem diferenças nos salários entre indústrias e regiões. Silva (2012) analisou a distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os diferenciais salariais a partir dos retornos à educação no Brasil. Os resultados mostram que existe um prêmio salarial urbano de 3% para os trabalhadores formais das áreas metropolitanas, após controlar a heterogeneidade individual não observada e as características observadas do trabalhador e do emprego.

Barufi (2015) discute que não apenas o tamanho das cidades importa, mas também a composição setorial é relevante para entender as escolhas de localização das empresas. A autora analisa o escopo industrial das economias de aglomeração, com foco nas questões de diversificação, especialização e competição como elementos relacionados com os ganhos locais para os diferentes setores, controlando pelas habilidades individuais. Os principais resultados indicam que não existe um único conjunto setorial local ótimo para potencializar a produtividade em diferentes setores tecnológicos.

Por outro lado, Ehrl e Monastério (2016) discutem a questão da concentração das habilidades analíticas e interpessoais e seus efeitos sobre os salários, utilizando a técnica de variáveis instrumentais para controlar pela endogeneidade presente nas estimações. Explorando diferenças na distribuição dos trabalhadores em ocupações industriais e liberais nos anos de 1872 e 1920, os autores encontraram que a concentração regional de habilidades interpessoais e analíticas possui efeitos de externalidade positiva sobre os salários. Por fim, Andrade, Gonçalves e Freguglia (2014) analisam os determinantes da concentração ocupacional nas regiões metropolitanas no período de 2003 a 2008, mensurando a concentração das ocupações para as principais regiões metropolitanas e discutindo os determinantes e a influência do nível tecnológico das ocupações sobre sua concentração geográfica. Os resultados revelam que a concentração ocupacional é afetada pela distribuição geográfica das atividades produtivas e pela intensidade tecnológica de cada ocupação.

3 BASE DE DADOS

Esta seção tem como objetivo analisar características relevantes da base de dados. As informações utilizadas para analisar a relação entre aglomeração urbana, salário e habilidades são provenientes de duas fontes: a base desenvolvida por Maciente (2013), que analisa as diferentes dimensões das perícias técnicas requeridas dos trabalhadores em seus postos de trabalho; e a Rais.

Os dados de Maciente (2013) consistem em um levantamento ocupacional, que identifica a intensidade, para cada ocupação, de um conjunto mais amplo de habilidades e competências técnicas e cognitivas. A contribuição de Maciente (2013) foi realizar uma ponte entre a base desenvolvida para os Estados Unidos e o caso brasileiro, conseguindo atribuir 263 variáveis da Occupational Information Network (ONET)⁸ para 2.702 ocupações da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de 2002, obtendo, assim, uma medida do nível geral de habilidades requeridas no mercado de trabalho formal nacional.

Em termos gerais, foi implementada uma categorização das habilidades constituída pelas dimensões cognitiva, social e motora.⁹ Para cada uma dessas categorias foi selecionado um conjunto de variáveis, entre as 263 da ONET, que descrevem de modo coerente tais habilidades.¹⁰ Em seguida, para cada grupo de habilidades foi aplicada a técnica de análise fatorial, obtendo-se, ao final do procedimento, um único vetor de variáveis para cada dimensão. Esses vetores resultantes possuem a característica de resumir a maior parte das informações presentes em cada conjunto original e guardar algum nível de correlação entre si, refletindo a existência de uma relação de complementaridade entre as habilidades cognitivas, sociais e motoras. Assim, foram construídos três índices de habilidades, que não são necessariamente ortogonais entre si, mas que preservam uma relação teórica desejável de complementaridade (Bacolod, Blum e Strange, 2009).

As variáveis foram escolhidas por meio da análise textual de cada variável e com base no que é discutido e recomendado pela literatura teórica e empírica.¹¹ Tendo isso em vista, a compreensão sobre as diferentes perspectivas de habilidades pode ser descrita da seguinte forma: habilidades cognitivas indicam um conjunto de variáveis ligadas ao raciocínio lógico, à capacidade de aprendizado e ao domínio oral e verbal da língua; habilidades sociais são aquelas voltadas para as relações interpessoais no ambiente de trabalho; habilidades motoras estão relacionadas

8. Foi utilizada a versão 17 da ONET, atualizada em 2011.

9. Essa classificação está em consonância com estudos produzidos pela literatura (Ingram e Neumann, 2006; Bacolod, Blum e Strange, 2009; Bacolod, Blum e Strange, 2010; Florida *et al.*, 2011; Weinstein, 2013; Guvenen *et al.*, 2015).

10. No total, foram selecionadas nove variáveis para representar a dimensão cognitiva, sete para a social e seis para a motora, perfazendo um total de 22 variáveis na base de dados. Cabe destacar que os fatores foram normalizados para média zero e desvio-padrão 0.1 (cuja amplitude está indicada no topo do quadro 1), de forma que ocupações com escores superiores a zero utilizam o fator com intensidade superior à média do conjunto de ocupações

11. A lista completa das variáveis que compõem cada dimensão das habilidades consta no quadro A.1 do apêndice A.

com destreza manual e compreendem vários tipos de habilidades ligadas à força e à capacidade para desempenhar trabalhos extenuantes. As tabelas A.1 e A.2 do apêndice A reportam os resultados obtidos referentes ao procedimento de análise fatorial.¹²

Para obter uma noção prática do que significam essas variáveis,¹³ o quadro 1 apresenta as cinco ocupações com valores extremos, tanto no âmbito positivo da distribuição de cada dimensão de habilidades quanto no negativo. Ocupações como “físico” ou “astrônomo” requerem elevados níveis de habilidades cognitivas, enquanto que ocupações como “ouvidor” ou “advogado” exigem altas competências sociais. Por outro lado, ocupações como “pedreiro” ou “preparador de estruturas metálicas” demandam altas habilidades motoras. É possível verificar que esses resultados são coerentes e consistentes com a intuição do significado intrínseco de cada uma das dimensões de habilidades tipificadas no estudo.

QUADRO 1
Habilidades requeridas para ocupações selecionadas

Cognitivo	
Baixo	Alto
Lavador de veículos	Físico
Modelo publicitário	Astrônomo
Classificador de fibras têxteis	Geofísico espacial
Atendente de lanchonete	Médico neurofisiologista
Abatedor	Médico cirurgião
Motor	
Baixo	Alto
Professor de pesquisa operacional	Preparador de estruturas metálicas
Estatístico	Escorador de minas
Economista ambiental	Bombeiro de aeródromo
Cientista político	Pedreiro
Ouvidor	Operador de motosserra

(Continua)

12. Os resultados da tabela A.1 (apêndice A) mostram que, em todas as dimensões de habilidades, apenas o primeiro fator deve ser o escolhido. Note que para o grupo cognitivo esse fator tem um autovalor de 7,38 e representa 95,6% da variância total das variáveis originais. Para as habilidades sociais, o primeiro fator tem autovalor 5,23 e contém 96,9% da variância total, enquanto que para a dimensão motora, o autovalor associado é 4,68 e acumula 92,43% da variância dos dados originais. A tabela A.2 (apêndice A) mostra as cargas fatoriais. Os resultados indicam que todas as variáveis selecionadas possuem relação com o índice criado. Em nenhum dos cenários foi possível obter valores baixos de carga fatorial, o que mostra que existe uma coerência entre as variáveis escolhidas e a denominação de cada grupo de habilidades.

13. Cabe salientar que a métrica de habilidades proposta neste artigo não está imune a críticas, entre as quais se destacam duas. A primeira é que se admite que os níveis de habilidades requeridos pelas ocupações para o contexto norte-americano possuem um perfil similar para o brasileiro. A segunda objeção diz respeito à suposição de que os níveis de habilidades demandadas pelos postos de trabalhos não se modificam ao longo do tempo. Com isso em mente, a análise deste artigo abrange um período de dez anos. O argumento é que dentro desse intervalo é pouco provável ocorrerem mudanças estruturais e sistemáticas no perfil de demanda por trabalho. Apesar dessas limitações, acredita-se que a abordagem aqui desenvolvida pode contribuir para a compreensão de novos fenômenos relacionados com a qualificação da mão de obra no Brasil.

(Continuação)

Social	
Baixo	Alto
Lavador de veículos	Ouvidor
Passadeira	Avaliador de produtos do meio de comunicação
Trabalhador de tecidos e couros	Advogado
Tecelão	Supervisor de compras
Lavador de peças	Diretor comercial

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

Para analisar o mercado de trabalho formal brasileiro são utilizadas informações da Rais.¹⁴ Sob a gestão de responsabilidade do MTE, a Rais é uma base de dados de periodicidade anual e é composta por um cadastro administrativo, de âmbito nacional, cuja declaração é obrigatória para todos os empregadores. É possível realizar análises regionais desagregadas e obter informações relativas ao estabelecimento (atividade econômica, localização geográfica, tamanho), ao indivíduo (gênero, escolaridade, idade, nacionalidade, raça/cor) e ao próprio vínculo (data e tipo de admissão, data e causa da rescisão, ocupação, remuneração, horas trabalhadas e tempo de emprego). É possível identificar e acompanhar trabalhadores e firmas ao longo do tempo, por meio de códigos de identificação, fornecendo informações precisas sobre a evolução das características socioeconômicas e trabalhistas.

Alguns tratamentos e filtros foram introduzidos com o objetivo de garantir consistência e confiabilidade das informações dentro do contexto das aplicações econométricas.¹⁵ É importante destacar que o recorte geográfico considerado no estudo são as áreas de mercado de trabalho locais brasileiras,¹⁶ e a dimensão temporal

14. Os autores agradecem ao Núcleo de Economia Regional e Urbana (NEREUS) da USP pela disponibilidade no acesso da base e do ferramental computacional necessário para manipulá-la. Além disso, reitera-se que todos os princípios de sigilo foram respeitados, de acordo com as leis vigentes no país.

15. Foram mantidos na base apenas os vínculos empregatícios ativos, com remuneração superior a zero e com carga de horário contratada semanal igual ou superior a 20 horas. Em seguida, foram excluídos os vínculos cuja variável identificadora do trabalhador foi considerada inválida. Além disso, com o intuito de obter apenas um registro de emprego para cada trabalhador, foi introduzida uma série de tratamentos adicionais. Dessa forma: i) foram excluídos indivíduos com mais de cinco vínculos; ii) foram corrigidas as inconsistências na variável de gênero; iii) foram mantidos aqueles contratos com maior hora contratada; e iv) e cuja data de admissão é a mais antiga. Para aqueles casos restantes de múltiplos vínculos, foi adotado o procedimento de selecionar aleatoriamente um deles, gerando, assim, uma base composta por indivíduos associados com um único vínculo por ano. Por fim, foram desconsideradas as observações que apresentavam incongruências na variável de escolaridade. Foram mantidos apenas os indivíduos com idade entre 18 e 65 anos, que trabalham nas áreas de mercado de trabalho local e atuam dentro do âmbito do setor privado. Os salários correspondem ao valor da remuneração nominal do indivíduo recebido no mês de dezembro, foram deflacionados de acordo com o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

16. Para definir áreas de mercado de trabalho locais, foi utilizado o estudo sobre arranjos populacionais e concentrações urbanas no Brasil, produzido pelo IBGE (disponível em: <<https://bit.ly/3CEsWny>>), juntamente com a análise das regiões de influência das cidades (REGIC-2010). São categorizadas em tamanhos: i) “pequenos”, que correspondem àquelas com população menor que 100 mil habitantes; ii) as “médias”, que indicam uma população entre 100 mil e 750 mil indivíduos; iii) as “grandes”, que correspondem a uma população entre 750 mil e 2,5 milhões de pessoas; e iv) as “muito grandes”, que são aquelas com população superior a 2,5 milhões de habitantes.

utilizada na abordagem econométrica corresponde ao período compreendido entre os anos de 2003 e 2013.

A tabela 1 mostra informações referentes ao salário e à proporção de indivíduos trabalhando nas aglomerações “muito grandes” para o conjunto total de indivíduos, assim como para aqueles definidos como “*top*-cognitivo”, *top*-social” e “*top*-motor”.¹⁷ É possível perceber que aproximadamente 50% do total de trabalhadores exercem suas atividades nas aglomerações muito grandes. Quando a análise se restringe para o grupo dos indivíduos que trabalham em ocupações mais cognitivas, essa proporção atinge 60,4%. Além disso, a média salarial dos indivíduos *top*-cognitivos é mais que o dobro em relação ao total de trabalhadores. No que diz respeito ao grupo das habilidades sociais, tanto a média salarial quanto a porcentagem dos que trabalham nas grandes aglomerações são inferiores ao verificado para o grupo *top*-cognitivo, porém, superiores ao grupo geral de trabalhadores. Por outro lado, para os indivíduos classificados como *top*-motor, as evidências são opostas.

Além disso, a tabela 1 apresenta o diferencial salarial entre trabalhadores de aglomerações muito grandes e pequenas, tanto para o grupo total de indivíduos como para os mais cognitivos, sociais e motores. Os dados sugerem que existe um *gap* salarial considerável no mercado privado de trabalho formal entre trabalhadores, segundo o critério do tamanho da urbe. Essa diferença é maior para as ocupações mais cognitivas e sociais, e menor para as ocupações mais motoras.

TABELA 1
Salários, aglomeração urbana e habilidades (2013)

Tipo de trabalhador	Centros muito grandes > 2,5 milhões (%)	Média salarial (R\$)	Média salarial nos centros muito grandes (R\$)	Média salarial nos pequenos centros (R\$)	Diferença salarial (%)
Todos	50,2	2.078,13	2.345,19	1.567,46	33,2
<i>Top</i> -cognitivos	60,4	5.736,59	6.563,50	3.508,59	46,5
<i>Top</i> -sociais	51,7	3.185,52	3.916,93	1.904,94	51,4
<i>Top</i> -motores	43,9	1.626,25	1.663,20	1.497,90	9,9

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores

A partir da análise da tabela 2 é possível investigar explicitamente a distribuição das habilidades ocupacionais associadas aos trabalhadores formais para o ano de 2013, e sua relação com o tamanho das aglomerações. São apresentados resultados detalhados ao longo da distribuição de habilidades, tanto para os índices criados

17. Cada uma das variáveis de habilidades foi dividida em grupos de quintis. As ocupações pertencentes ao quinto quintil são aquelas que requerem altas habilidades (doravante chamadas *top*-cognitivas, *top*-sociais e *top*-motoras).

a partir da análise fatorial quanto para as variáveis individuais. Busca-se mostrar que os índices criados são coerentes com as variáveis individuais.

Os valores incluídos na tabela 2 representam a porcentagem de indivíduos que pertencem ao quinto *quintil* de habilidade em cada tamanho urbano. Os resultados podem ser interpretados da seguinte forma: 2,61% dos indivíduos que trabalham em concentrações urbanas pequenas possuem habilidades cognitivas altas, enquanto que, em aglomerações muito grandes, essa porcentagem é de 5,7%. Quando essa análise é estendida para as variáveis individuais que compõem o índice cognitivo, o padrão permanece o mesmo. As evidências sugerem que: i) o índice de habilidades cognitivas capta de modo consistente o comportamento das variáveis individuais; e ii) nas aglomerações maiores, a representatividade dos indivíduos com alta habilidade cognitiva é maior em relação às pequenas aglomerações.

Ao analisar o índice social, é possível perceber que, dos indivíduos que trabalham em concentrações urbanas pequenas, 16,9% possuem altas competências sociais; por outro lado, em aglomerações de tamanho muito grande, tal porcentagem corresponde a 18,2%. A representatividade dos indivíduos cujas ocupações demandam altos níveis de habilidades sociais é maior nas grandes cidades, porém, em magnitude notadamente inferior em relação ao caso cognitivo. Esses dados sugerem que postos de trabalho demandantes de altas habilidades sociais são relativamente homogêneos no sistema urbano.

TABELA 2
Educação, habilidades e tamanho das áreas de mercado de trabalho local (2013)

	Tamanho do centro urbano			
	Pequeno	Médio	Grande	Muito grande
Escolaridade				
Ensino básico	41,51	37,42	32,61	30,31
Ensino médio	51,10	53,29	56,59	54,84
Ensino superior	7,39	9,29	10,80	14,84
Habilidades				
Índice cognitivo	2,61	3,57	4,31	5,70
Raciocínio dedutivo	3,11	3,98	4,51	6,13
Raciocínio indutivo	2,46	3,20	3,81	4,59
Flexibilidade de raciocínio	3,86	5,07	5,39	6,82
Compreensão de leitura	1,61	2,14	2,59	3,43
Escrita	2,72	3,28	3,87	4,97
Pensamento crítico	2,36	3,10	3,77	5,22
Resolução de problemas complexos	3,16	4,33	5,08	6,85
Pensamento analítico	2,40	3,21	3,94	5,64

(Continua)

(Continuação)

	Tamanho do centro urbano			
	Pequeno	Médio	Grande	Muito grande
Raciocínio matemático	6,73	8,29	9,09	11,33
Índice social	16,89	17,04	17,48	18,23
Percepção social	5,03	6,07	6,88	8,30
Coordenação	7,08	8,28	9,27	11,21
Persuasão	7,44	8,51	9,23	10,81
Negociação	15,10	15,80	17,64	19,15
Estabelecer e manter relações interpessoais	16,94	16,77	17,20	18,18
Vender ou influenciar outros	17,53	18,05	19,77	20,59
Resolver conflitos e negociar com outros	9,48	10,79	12,18	14,40
Índice motor	23,77	22,23	20,85	16,96
Destreza manual	13,84	15,30	15,25	13,29
Controle de precisão	22,87	18,89	13,26	10,65
Força estática	31,94	29,09	27,76	23,40
Força dinâmica	25,22	22,54	22,28	17,98
Realização de atividades físicas em geral	21,19	21,05	21,17	17,67
Manuseio de objetos	29,07	28,55	24,58	21,59

Fonte: Microdados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Disponível em: <<https://bit.ly/3CEsWny>>. Elaboração dos autores.

Obs.: Pequeno = população < 100 mil habitantes; médio = 100 mil < população < 750 mil; grande = 750 mil < população < 2,5 milhões; muito grande = população > 2,5 milhões.

A análise do índice motor revela que 23,8% dos indivíduos nas pequenas concentrações possuem altas habilidades motoras, enquanto tal porcentagem é de 16,96% nas aglomerações muito grandes. Mais uma vez, esse padrão é encontrado não apenas no índice motor, mas também para as variáveis que compõem a dimensão motora de habilidades. É importante reforçar um fato interessante: ao contrário das habilidades cognitivas, a proporção de indivíduos com altas habilidades motoras é menor em aglomerações muito grandes, se comparado às aglomerações pequenas.

Nas linhas superiores da tabela 2, é possível analisar a distribuição da escolaridade para diferentes tamanhos populacionais das aglomerações. O padrão é evidente: as aglomerações maiores possuem maior proporção de indivíduos com ensino superior em relação às demais. Por outro lado, para o ensino básico, o comportamento é o oposto: a proporção de indivíduos com ensino básico é menor em concentrações urbanas muito grandes. Existe maior proporção de trabalhadores em postos de trabalhos mais cognitivos e mais sociais em centros urbanos muito grandes. Para o grupo de indivíduos *top*-motores, as conclusões são opostas, uma vez que, quanto menor o tamanho da aglomeração, maior a representatividade dos trabalhadores com altas habilidades motoras.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Com o intuito de discutir a relação entre aglomeração, salários e habilidades será proposto o método de efeito fixo como forma de superar a questão do *sorting* espacial de trabalhadores. A modelagem do *sorting* está diretamente relacionada com a presença de heterogeneidades individuais não observadas. O modelo de efeitos fixos possibilita controlar pelas características dos trabalhadores não observadas invariantes no tempo, que possivelmente provocam algum tipo de distorção na análise econométrica. Nesse contexto, a equação estimada no estudo é:

$$\log w_{it} = \beta_1 Skill_{ot} + \beta_2 Size_{kt} + \beta_3 (Skill_{ot} * Size_{kt}) + \beta_4 X_{it} + \beta_5 Q_{jt} + c_i + \alpha_a + \eta_j + \sigma_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

em que $\log w_{it}$ representa logaritmo do salário-hora, obtido por meio da remuneração média em reais, do indivíduo i no tempo $t = \{2003, \dots, 2013\}$. O vetor X_{it} indica variáveis¹⁸ que denotam o grau de instrução do indivíduo (*dummies* de escolaridade que representam quatro ciclos escolares) e o tempo que o trabalhador está no mesmo vínculo empregatício (*tenure*), que também foi incluída na forma quadrática (*tenure*²). A variável Q_{jt} representa variáveis relacionadas com as características das firmas: tamanho e setor de atividade em que a empresa opera. O vetor $Skill_{ot}$ representa as habilidades dos trabalhadores, ou seja, as dimensões cognitiva, social e motora na ocupação o no tempo t . O vetor $Size_{kt}$ corresponde a *dummies* que representam os diferentes tamanhos urbanos k definidos pelo IBGE (pequeno, médio, grande, muito grande). Em todas as análises, o tamanho omitido é o pequeno. Foram introduzidas *dummies* de tempo σ_t , e a heterogeneidade não observada do trabalhador i constante no tempo é representada pelo efeito fixo individual c_i . O método de estimação utilizado é a abordagem iterativa sugerida por Guimarães e Portugal (2010). O quadro A.2 do apêndice A descreve em detalhes as variáveis utilizadas no modelo, e a tabela A.3 reporta as estatísticas descritivas.

Um aspecto a ser considerado diz respeito a características inerentes a cada área de mercado de trabalho local que possam estar correlacionadas com o tamanho da aglomeração urbana, e que causam viés na análise. Diferentes forças podem justificar a presença de disparidades salariais regionais. O diferencial salarial pode, por exemplo, estar associado a variáveis geográficas, como a proximidade com portos, rios e oceano, clima, presença de recursos naturais ou ainda dotações não naturais, como instituições, tecnologia, cultura, ou capital público e privado. Todas essas características locais podem afetar os níveis salariais, seja ampliando os ganhos de produtividade ou atuando como elemento de congestão. Como forma de lidar com essa problemática, foi inserida na modelagem da regressão (1) uma variável para capturar os efeitos fixos de cada área de mercado de trabalho local. Nesse caso, α_a corresponde ao efeito fixo local de cada área de mercado de trabalho local, tal

18. Por construção, não é possível incluir no vetor X_{it} variáveis que sejam constantes no tempo.

que $a = \{1, \dots, 375\}$. Esse efeito controla questões locais específicas constantes no tempo, que podem interferir na análise dos efeitos relacionados com as economias de aglomeração.

Além de considerar a existência de efeitos locais e do *sorting* espacial dos trabalhadores, buscou-se discutir o papel desempenhado pelas firmas. De acordo com Combes e Gobillon (2015), é plausível que as firmas nas grandes metrópoles sejam, em média, mais produtivas em relação àquelas localizadas nos demais centros urbanos. Nas grandes aglomerações, existe maior nível de competição no mercado, de tal forma que apenas as melhores empresas sobrevivem nesse ambiente. Esse é um dos argumentos que justificam o processo de *sorting* espacial das firmas. Dessa forma, é possível que a escolha de localização das firmas no espaço não seja exógena. Os salários em grandes centros urbanos podem estar relacionados não com o tamanho da aglomeração em si, mas com a concentração das melhores firmas nessas regiões.

Para que seja possível analisar a relevância do *sorting* de firmas no contexto das economias de aglomeração, a literatura busca controlar por meio das características das empresas, em particular aquelas que são não observáveis e constantes no tempo. Entretanto, poucos estudos exploram tal temática. Apenas recentemente é que tais informações se tornaram disponíveis e manipuláveis do ponto de vista técnico. Dessa forma, foi inserida na equação (1) a variável η_j , que representa o efeito fixo de firma. A condição necessária para a identificação desse parâmetro é que haja variação suficiente de indivíduos entre as firmas. Os dados atestam essa evidência ao mostrar que 37,32% dos indivíduos mudaram de firma, correspondendo ao total de 679.421 trabalhadores.

O parâmetro de interesse é β_3 e a hipótese de identificação fundamental que permite estimar tal coeficiente é a existência de variação dos indivíduos entre ocupações, assim como entre regiões de tamanhos distintos. Os dados mostram que 63,27% dos trabalhadores realizaram mobilidade entre ocupações, correspondendo a 1.151.875 pessoas. Por outro lado, apenas 13,29% dos indivíduos, ou 241.976 trabalhadores, incorreram em mobilidade entre aglomerações urbanas de tamanhos diferentes. Parcela substancial dos resultados advém da mobilidade dos indivíduos entre as ocupações. O painel balanceado foi construído englobando um total de 20.026.094 observações, correspondendo a 1.820.554 trabalhadores empregados em todos os anos.

Para realizar essa estimação é necessário controlar simultaneamente por múltiplos efeitos fixos, o que foi possível por meio da técnica apresentada por Guimarães e Portugal (2010), via Teorema de Frich-Waugh-Lovell. É importante salientar que o método de efeitos fixos é capaz de eliminar apenas as características não observáveis fixas no tempo. Com o objetivo de captar o comportamento das

características que variam com o tempo, busca-se inserir uma série de variáveis explicativas no modelo econométrico. Contudo, essa é uma estratégia problemática, dado que incluir todos os elementos variantes no tempo que o pesquisador não observa dentro do conjunto de variáveis explicativas é uma tarefa difícil.

Este estudo reconhece que essa questão não será solucionada apenas via modelagem descrita pelas equações acima. O controle pelos efeitos fixos minimiza o viés na equação salarial que está por trás do fenômeno do *sorting* espacial de indivíduos e firmas, mas não consegue tratar totalmente esse efeito. Dessa forma, admite-se que o interesse deste artigo não consiste em identificar uma relação causal entre aglomeração, salários e habilidades. O intuito é analisar a existência de padrões de correlações que, mesmo que não forneçam uma interpretação de causalidade, proporcionam importantes discussões sobre o tema de pesquisa.

Nesse sentido, é importante refletir sobre outros desafios econométricos, além do desafio citado anteriormente. É possível que existam erros de medida associados com a mensuração das habilidades dos trabalhadores. O argumento é que os perfis de habilidades obtidos a partir da adaptação da ONET trazem informações sobre o nível mínimo de competências requerido para que o trabalhador exerça uma ocupação. Os indivíduos podem, entretanto, possuir outras habilidades que excedam o mínimo demandado, de tal forma que as competências dos trabalhadores mensuradas no estudo estariam subestimadas.

As informações obtidas a partir da estimação do modelo serão enviesadas se as habilidades adicionais forem simultaneamente remuneradas e de alguma forma correlacionadas com o tamanho dos centros urbanos. Se o erro de medida não estiver correlacionado com o tamanho das aglomerações urbanas ou, ainda, se os trabalhadores não estiverem sendo remunerados por essas habilidades extras, nenhum tipo de viés estará presente na análise. Uma forma de testar empiricamente essa ideia seria confrontar os resultados obtidos com medidas similares de habilidades individuais, que variam entre ocupações. Bacolod, Blum e Strange (2009) realizaram esse teste nos Estados Unidos utilizando os dados do National Longitudinal Survey of Youth 1979 (NLSY), usando o Armed Forces Qualification Test (AFQT) e o Rotter Index.¹⁹ Os autores exploram essas informações como forma de analisar o papel atribuído ao erro de medida nas variáveis de habilidades. Os resultados qualitativos do estudo se mantiveram inalterados. Para o contexto brasileiro, entretanto, a falta de dados dificulta a realização de tal empreitada. Ainda que

19. Esses testes consistem uma série de exames de seleção com o objetivo de determinar a elegibilidade dos norte-americanos para o serviço militar. Especificamente, o AFQT busca analisar o nível de inteligência individual e, portanto, pode ser considerado como uma *proxy* para as habilidades cognitivas. O Rotter Index mensura a capacidade dos indivíduos de manter controle sobre suas vidas. Ainda que essa não seja uma métrica de habilidades sociais *per se*, possui uma correlação significativa com essa variável.

as evidências existentes para o caso americano apontem para o caminho de não existência de erro de medida, extrapolar essas conclusões para o Brasil seria uma hipótese forte. Diferenças inerentes à estrutura urbana e ao perfil da força de trabalho entre os dois países poderiam conduzir a resultados diferentes.

É possível, ainda, que a causalidade reversa também seja um potencial problema. Isso pode ocorrer caso choques locais contemporâneos, por exemplo, aumentem os salários dentro das áreas de mercado de trabalho, atraindo novos migrantes e, portanto, motivando a existência de uma relação inversa entre o tamanho das aglomerações e salários. De forma similar, a problemática da causalidade reversa também emerge do ponto de vista da relação entre salários e habilidades. É possível que, quanto maior o nível salarial, maior seja o incentivo para que os trabalhadores adquiram capital humano, influenciando diretamente em seu perfil de habilidades. O raciocínio é que maiores retornos salariais possibilitam ao indivíduo desenvolver outras competências, por exemplo, via financiamento de cursos de especialização ou de línguas. Como consequência, as habilidades inerentes aos indivíduos se alteram, gerando o problema da causalidade reversa. Os salários podem, então, influenciar os níveis de habilidades do trabalhador de tal forma que os modelos econométricos não estimam com destreza essa relação.

Uma possível solução para tais problemas seria instrumentalizar as variáveis de tamanho urbano e habilidades, encontrando uma terceira variável que esteja correlacionada com a dimensão atual e com as competências laborais, respectivamente, mas que não seja correlacionada com nenhum outro fator que influencie os salários individuais. Para o primeiro caso, os instrumentos propostos pela literatura são, tipicamente, variáveis geográficas, históricas, defasagens temporais da população ou ainda o instrumento de *shift-share* de Bartik (Ciccone e Hall, 1996; Combes *et al.*, 2010; Barufi, 2015; Silva, 2017). Em geral, os resultados indicam que, após a correção da endogeneidade, o efeito estimado da relação entre aglomeração urbana e salários pouco se altera. No que se refere a instrumentos relativos ao perfil das habilidades da força de trabalho, não foram encontrados estudos que explorem o método de variáveis instrumentais para contornar o problema da causalidade reversa.

Uma vez levantadas essas nuances, este artigo concentrou esforços na discussão da relação entre aglomeração, salários e habilidades, explorando com ênfase questões relacionadas com as variáveis omitidas não observáveis constantes no tempo. Dentro dessa perspectiva, espera-se construir uma análise rica e densa, ainda que se admita que identificar uma relação causal esteja fora do escopo deste texto.

5 RESULTADOS

5.1 Evidências preliminares

Antes de apresentar os resultados da regressão econométrica proposta na seção de metodologia, serão discutidas algumas modelagens preliminares. A ideia é analisar variações salariais associadas com o tamanho urbano e com as habilidades isoladamente, para em seguida integrar tais abordagens incluindo as variáveis de interação. Foram estimadas regressões auxiliares, em que foi excluído o termo de interação, β_3 , entre as habilidades e tamanho urbano, cujo efeito é denotado por prêmio salarial urbano das habilidades (PSUH). Intuitivamente, essa estratégia permite analisar o prêmio salarial associado apenas com o tamanho urbano, β_1 , (prêmio salarial urbano – PSU) e também aquele relacionado com o perfil de habilidades das ocupações, β_2 , (prêmio salarial das habilidades – PSH). Além disso, optou-se por manter apenas o efeito fixo de trabalhador.

A tabela 3 mostra os resultados obtidos. Cada coluna representa um modelo em que foi realizada alguma variação em relação à equação (1). Em as todas as especificações o termo de interação ($Skill_{ot} * Size_{kt}$) foi excluído da análise. Dessa forma, o modelo (I) inclui apenas as variáveis de habilidade, sem adicionar nenhum controle, além do ano e do efeito fixo individual. Os resultados mostram que, quanto maior o nível de habilidades, independentemente do tipo, maior o retorno salarial. Fica claro que existem diferenças na magnitude desses efeitos: o “prêmio salarial” para competências cognitivas é 2,5 vezes maior do que para competências sociais e 4,8 vezes maior do que para competências motoras. O prêmio para as sociais é quase o dobro do prêmio de competências motoras.

O modelo (II) incorpora os controles. Embora a amplitude do efeito salarial associado com as habilidades sofra pequena redução para habilidades cognitivas e motoras e pequeno aumento para as sociais, a interpretação dos resultados permanece qualitativamente inalterada. O mercado de trabalho confere maior “prêmio salarial das habilidades” para a dimensão cognitiva, seguida pela social e, em último, a motora. No que tange aos controles, os resultados mostram que, quanto maior a escolaridade e o tempo no mesmo vínculo empregatício, maiores são os salários.

A coluna (III) representa outra variante da equação (1), em que foram incluídas apenas as variáveis de tamanho urbano, usando-se o tamanho “pequeno” como referência. Os resultados mostram que quanto maior o porte dos centros urbanos, maior é o efeito salarial, comparado aos trabalhadores cujos postos de trabalho estão localizados em regiões de tamanho pequeno. Ou seja, o “prêmio salarial urbano” é positivo, em consonância com as evidências obtidas pela literatura. Na coluna (IV), adicionam-se variáveis de controle, observando-se que o prêmio salarial urbano permanece substantivamente o mesmo, porém, com intensidade inferior (76% para cognitivas, 52% para sociais e 68% para motoras, em relação à estimação anterior).

TABELA 3
Evidências iniciais sobre salários, tamanho urbano e habilidades

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Cognitivo	0,697*** (0,003)	0,541*** (0,003)			0,541*** (0,003)
Social	0,281*** (0,002)	0,328*** (0,002)			0,328*** (0,002)
Motor	0,145*** (0,002)	0,116*** (0,002)			0,117*** (0,002)
Tamanho médio			0,025*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,019*** (0,001)
Tamanho grande			0,031*** (0,001)	0,016*** (0,001)	0,016*** (0,001)
Tamanho muito grande			0,044*** (0,001)	0,030*** (0,001)	0,029*** (0,001)
Ensino médio		0,017*** (0,000)		0,019*** (0,000)	0,017*** (0,000)
Ensino superior		0,180*** (0,001)		0,209*** (0,001)	0,180*** (0,001)
<i>Tenure</i>		0,001*** (0,000)		0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)
<i>Tenure</i> ²		-0,000*** (0,000)		-0,000*** (0,000)	-0,000* (0,000)
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo ID	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>R</i> ²	0,9325	0,9353	0,9312	0,9342	0,9353
<i>R</i> ² ajustado	0,9257	0,9284	0,9243	0,9272	0,9284
Número de observações	20024339	18217420	20026094	18219144	18217420
<i>F</i>	4386233,35	1425665,80	4277968,14	1399849,65	1328585,02
<i>Prob>F</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela reporta os parâmetros provenientes de variações da estimação da equação (1). Na coluna (I) foi inserido apenas os coeficientes de tamanho urbano. A modelagem (II) incorpora os controles. Na coluna (III) foram utilizadas apenas as variáveis de habilidades, enquanto que no modelo (IV) incluiu os demais controles. A coluna (V) adiciona todas as variáveis. As variáveis de tamanho da firma e setor econômico também pertencem ao grupo de controle. O logaritmo do salário-hora é a variável dependente. Os dados do painel compreendem o período 2003-2013. Foi utilizado o estimador de efeito fixo (FE). Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

Finalmente, na coluna (V), incluem-se todas as variáveis, podendo-se observar que os resultados se mantêm. Esses resultados reforçam a ideia de que o “prêmio salarial das habilidades” está vinculado com todas as dimensões de habilidades,

porém, de modo mais expressivo com as competências cognitivas. De forma similar, o “prêmio salarial urbano” é positivo e possui maior valor em aglomerações de grande porte. Vale ressaltar que esses resultados são válidos inclusive ao se controlar pelo *sorting* espacial dos trabalhadores, indicando a relevância do perfil de habilidades, e do tamanho dos centros urbanos como importantes fatores que contribuem para proporcionar retornos salariais positivos para os indivíduos.

5.2 Resultados principais

A tabela 4 apresenta os resultados de interesse deste artigo, correspondentes ao coeficiente β_3 da equação (1). Na coluna (I), aplica-se uma modelagem via Pooled Ordinary Least Squares (POLS), sem considerar quaisquer heterogeneidades não observadas. A despeito dos problemas associados com essa estratégia, nota-se que, quanto maior o porte das aglomerações, maior é o retorno salarial vinculado com as habilidades cognitivas e sociais, enquanto que para as competências motoras, os centros muito grandes estão associados com redução do retorno salarial. Os resultados da coluna (II), onde são incluídos os efeitos fixos de trabalhadores, indicam que se mantém a relação positiva entre salários e o porte dos centros urbanos para trabalhadores observados na coluna anterior, porém, com magnitudes nitidamente inferiores, corroborando os estudos já desenvolvidos pela literatura, que ressaltam a importância do *sorting* espacial de trabalhadores para analisar o “prêmio salarial urbano das habilidades”.

Analisando a parte inferior da tabela 4, onde as interações “habilidade*tamanho urbano” são inseridas, observa-se que o efeito positivo do aumento de habilidades cognitivas sobre os salários é crescente com o tamanho urbano (0,001 para centros de porte “médio”, 0,035 para “grande” e 0,066 para “muito grande”). No que tange ao grupo das habilidades sociais, os coeficientes de interesse possuem valores positivos e estatisticamente significantes para os diferentes tamanhos urbanos. Mesmo ao se controlar pelas características individuais não observáveis e fixas no tempo, ainda persiste uma relação crescente das habilidades sociais com o tamanho urbano. Contudo, esse efeito não cresce monotonicamente com o porte populacional: ele é maior para os indivíduos que trabalham nas grandes cidades, porém, é menor para aqueles que trabalham nas aglomerações muito grandes, ainda que seja positivo.

A análise referente à dimensão das habilidades motoras revela que trabalhadores alocados em atividades laborais com tal perfil usufruem ganhos salariais nos centros médios e grandes. Contudo, esse efeito se inverte nas aglomerações muito grandes, inclusive se tornando negativo. A interpretação desse resultado é que existe uma relação positiva e entre as habilidades cognitivas e sociais com o tamanho populacional dos centros urbanos, enquanto que para as habilidades motoras, tal relação é tênue. Assim, o retorno salarial vinculado com a magnitude dos centros urbanos está fortemente relacionado com as habilidades cognitivas e sociais e, em menor grau, com a dimensão motora.

TABELA 4
Atributos locacionais, heterogeneidade das firmas e sua relação com os efeitos salariais associados com o tamanho urbano e habilidades

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
	POLS	ID	ID-LMA	ID-FIRMA	ID-FIR-LMA
Tamanho médio	0,083*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,020*** (0,002)	0,015*** (0,001)	0,021*** (0,002)
Tamanho grande	0,093*** (0,001)	0,016*** (0,001)	0,017*** (0,002)	0,010*** (0,001)	0,018*** (0,002)
Tamanho muito grande	0,187*** (0,001)	0,028*** (0,001)	0,033*** (0,002)	0,025*** (0,001)	0,027*** (0,002)
Cognitivo	2,351*** (0,010)	0,497*** (0,012)	0,494*** (0,012)	0,413*** (0,012)	0,418*** (0,012)
Social	-0,064*** (0,010)	0,271*** (0,012)	0,276*** (0,012)	0,376*** (0,011)	0,376*** (0,011)
Motor	0,142*** (0,007)	0,114*** (0,009)	0,113*** (0,009)	0,080*** (0,009)	0,090*** (0,009)
Cognitivo*médio	-0,052*** (0,011)	0,001 (0,013)	-0,007 (0,013)	-0,003 (0,012)	-0,012 (0,012)
Cognitivo*grande	0,203*** (0,011)	0,035*** (0,013)	0,039*** (0,014)	0,009 (0,013)	0,005 (0,013)
Cognitivo*muito grande	0,231*** (0,010)	0,066*** (0,013)	0,072*** (0,013)	0,054*** (0,012)	0,049*** (0,012)
Social*médio	0,169*** (0,011)	0,071*** (0,012)	0,073*** (0,012)	0,058*** (0,012)	0,061*** (0,012)
Social*grande	0,107*** (0,011)	0,117*** (0,013)	0,106*** (0,013)	0,092*** (0,012)	0,088*** (0,012)
Social*muito grande	0,335*** (0,011)	0,042*** (0,012)	0,034*** (0,012)	-0,004 (0,012)	-0,004 (0,012)
Motor*médio	0,083*** (0,008)	0,042*** (0,010)	0,035*** (0,010)	0,050*** (0,009)	0,035*** (0,009)
Motor*grande	0,055*** (0,008)	0,045*** (0,010)	0,043*** (0,010)	0,059*** (0,010)	0,044*** (0,010)
Motor*muito grande	-0,157*** (0,007)	-0,028*** (0,010)	-0,022** (0,010)	0,014 (0,009)	0,008 (0,009)
Ano		Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo ID		Não	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo Firma		Não	Não	Sim	Sim
Efeito fixo LMA		Não	Sim	Não	Sim
R ²	0,6749	0,9353	0,9354	0,9443	0,9444
R ² ajustado	0,6749	0,9284	0,9285	0,9375	0,9375
Número de observações	18217420	18217420	18217420	18217420	18217420
F	759150,7	1103236,41	1103197,31	1075285,17	1075133,58
Prob>F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela reporta os parâmetros inspirados na equação (1). O logaritmo do salário-hora é a variável dependente. Os dados do painel compreendem o período 2003-2013. Dois estimadores foram utilizados: POLS e FE. Os controles utilizados no modelo são: escolaridade, *tenure*, *tenure*², tamanho firma, setor, além do efeito fixo de ano. São incluídas as variáveis de gênero, idade e idade² na modelagem POLS. Foi utilizado o estimador de FE, por meio do comando *reghdfe* do Stata (disponível em: <<https://bit.ly/3DKOW1r>>). LMA representam áreas de mercado de trabalho local erro-padrão robusto entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Diante dessas evidências, são discutidos os coeficientes obtidos a partir de modelos inspirados na equação (1), onde cada termo de efeito fixo foi introduzido na análise de forma parcimoniosa, mantendo-se os efeitos de ano e indivíduo. Na coluna (III), foi incluído o efeito fixo de cada área de mercado de trabalho local. A ideia é capturar quaisquer efeitos constantes ao longo do tempo inerentes às regiões, como clima ou topografia. Caso não sejam controladas, essas características podem influenciar o parâmetro de interesse, uma vez que não envolvem nenhum efeito puro do tamanho da aglomeração sobre o nível de produtividade do trabalhador. É possível perceber que os resultados são próximos em relação àqueles verificados para o modelo de referência – coluna (II). Mantém-se a relação positiva do tamanho urbano com o retorno salarial das habilidades cognitivas e sociais, e negativa para as habilidades motoras nas aglomerações muito grandes. Mesmo incluindo as características locais, os efeitos salariais vinculados com o tamanho urbano e o perfil das ocupações são persistentes.

Na coluna (IV), substitui-se o efeito de área pelo de firma, buscando destacar o papel desempenhado pela heterogeneidade das firmas. A ideia é que pode existir alguma característica não observável que potencialmente direcione as melhores empresas para os grandes centros urbanos. As evidências indicam que o retorno às habilidades cognitivas possui relação positiva com o tamanho urbano, ainda que esse efeito apenas seja estatisticamente significativo para aglomerações muito grandes. No tocante ao retorno salarial vinculado com as habilidades sociais, os resultados mostram que existe uma relação positiva do tamanho urbano, contudo, esse efeito desaparece nos centros muito grandes. Esse é o mesmo comportamento verificado para o grupo de habilidades motoras.

De modo geral, os resultados obtidos após o controle do efeito fixo da firma indicam que parte do efeito salarial das habilidades sociais e motoras nos centros urbanos muito grandes se deve ao *sorting* espacial das firmas. Contudo, o efeito salarial associado às habilidades cognitivas permanece positivo nessas regiões. Isso pode estar diretamente associado ao fato de que é nas aglomerações muito grandes que as firmas mais dinâmicas estão localizadas. Ao considerar isso na análise, o efeito salarial resultante se reduz, inclusive tornando-o estatisticamente insignificante.

É inegável a importância que as heterogeneidades do indivíduo e da firma possuem para explicar os diferenciais salariais no Brasil. Parcela significativa dos ganhos diretamente atribuídos às aglomerações reflete, na verdade, características dos trabalhadores e das empresas que estão nos centros urbanos. As grandes cidades são lugares que concentram os indivíduos mais habilidosos, da mesma forma que abrigam as firmas mais produtivas. Isso pode justificar o fato de que, após considerar tais efeitos conjuntamente na análise empírica, a magnitude do prêmio salarial urbano sofre uma significativa redução. Entretanto, ainda assim, é

possível verificar a existência de “prêmio salarial urbano das habilidades” positivo para as dimensões cognitiva e social, sendo que, neste último caso, apenas para centros de porte “médio” e “grande”.

Além dessas estimações, testes de robustez foram realizados. A primeira abordagem avaliou se existem diferenças nos resultados em função da métrica de habilidades utilizada nas estimações. Foram construídas outras medidas para mensurar as competências técnicas das ocupações.²⁰ Os resultados se mantiveram inalterados. Isto é, uma evidência importante, pois valida a escolha da métrica de habilidades como forma de avaliar a heterogeneidade individual sob uma perspectiva que vai além do nível de escolaridade. Essa interpretação é coerente ao se assumir a hipótese de *matching* no mercado de trabalho. Outra forma de investigar a consistência dos resultados é explorar diferentes definições de área de mercado de trabalho local (*labor market area* – LMA).²¹ Os resultados, mais uma vez, foram robustos. Por fim, foram realizados cortes na base, como considerar apenas os homens, excluir as maiores e as menores LMAs e eliminar o setor agrícola. Ainda assim, as evidências obtidas permaneceram válidas.

6 CONCLUSÕES

Este artigo teve como objetivo analisar a existência de prêmios salariais urbanos distintos para indivíduos com diferentes perfis de habilidades. O intuito foi argumentar que nem todos os trabalhadores conseguem auferir da mesma forma os ganhos salariais associados com o aumento da escala urbana. Em particular, buscou-se salientar a importância das heterogeneidades individuais sob a perspectiva das habilidades ocupacionais, em vez de considerar apenas métricas de escolaridade formal. Essa é uma das principais contribuições deste estudo, pois tal estratégia possibilita interpretar a dinâmica do mercado de trabalho com novas lentes.

Foram construídas métricas que representam as dimensões cognitiva, social e motora associadas com a ocupação nas quais os indivíduos estão empregados. O estudo de Maciente (2013) representa uma importante fonte de dados, consistindo

20. Quatro formas opcionais do índice foram construídas. A primeira versão consiste em estimar de forma conjunta as variáveis de habilidades. Em vez de definir os índices a partir de cada conjunto específico de variáveis gerando três modelos distintos de análise fatorial, considera-se, agora, um único modelo no qual as variáveis são estimadas conjuntamente. Os fatores foram rotacionados com base na técnica oblíqua do PROMAX. Outra versão é considerar apenas uma variável, ao invés de um índice. Foi adotado o critério de escolher variáveis que possuam elevada carga fatorial, em cada uma das dimensões de habilidades. Alternativamente, é possível, baseado na definição principal, selecionar o dobro do número de variáveis em cada dimensão de habilidades. Por exemplo, ao invés de selecionar nove variáveis para caracterizar as competências cognitivas, foram consideradas dezoito. Essa seleção seguiu o mesmo critério inicial: literatura e na leitura das variáveis. Outra forma de construção de medidas alternativas de habilidades é utilizar variáveis criadas por Maciente (2013). Ainda que as métricas de competências técnicas do autor não correspondam diretamente às dimensões de habilidades analisadas neste artigo, foram escolhidas as variáveis que mais se aproximam das perspectivas cognitivas, sociais e motoras.

21. Foram analisadas duas diferentes formas de definir tais regiões: i) arranjos populacionais; e ii) arranjos populacionais + municípios isolados.

um conjunto de medidas objetivas, refletindo a importância de variáveis que representam habilidades, competências técnicas e experiências laborais. Na verdade, essa é uma adaptação da pesquisa da ONET, produzida pelo Departamento de Trabalho dos Estados Unidos (em inglês, *U.S. Department of Labor*), para o caso brasileiro. Os dados da Rais tornaram possível estudar a dinâmica do mercado de trabalho formal brasileiro, por meio do acompanhamento ano a ano dos trabalhadores que permanecerem empregados ao longo do período 2003-2013.

Os dados revelaram que os índices de habilidades criados captam de modo consistente o comportamento das variáveis individuais responsáveis pela formação da ONET e que, além disso, a representatividade dos indivíduos com alta habilidade cognitiva é maior nas grandes aglomerações em relação às pequenas. No que se refere aos trabalhadores alocados em ocupações que demandam altas habilidades sociais, a representatividade é maior nas grandes cidades, porém, em uma magnitude notadamente inferior em relação ao caso cognitivo. Por fim, a proporção de indivíduos com altas habilidades motoras é menor em aglomerações “muito grandes” quando comparado às “pequenas”.

Do ponto de vista metodológico, um dos principais obstáculos que este estudo se propôs a ultrapassar foi a questão do *sorting* espacial dos trabalhadores. De acordo com as evidências da literatura, para tratar desse problema, é necessário explorar o método de efeito fixo em dados em painel, uma vez que as heterogeneidades individuais não observadas pelo econométrico e constantes no tempo estariam sendo controladas. Argumenta-se que esse é o principal elemento associado com o *sorting* dos trabalhadores. Assim, foram propostos vários modelos econométricos que buscam controlar por esse efeito.

Os principais resultados deste artigo indicam que existe uma relação positiva entre salários e o porte dos centros urbanos para trabalhadores alocados em ocupações com perfil de habilidades classificadas como cognitivas. As magnitudes dos efeitos são, entretanto, nitidamente inferiores se comparadas com a análise de POLS, corroborando os resultados de estudos já desenvolvidos pela literatura, que ressaltam a importância do *sorting* para analisar o “prêmio salarial urbano das habilidades”.

Além de considerar o papel desempenhado pelo *sorting* espacial dos indivíduos, buscou-se investigar as características inerentes a cada área de mercado de trabalho local que possam estar correlacionadas com o tamanho da aglomeração urbana, e que causam viés na estimação do efeito de interesse. Além disso, discutiu-se sobre a questão da heterogeneidade das firmas. É possível a existência de alguma característica não observável que direcione as melhores empresas para os grandes centros urbanos. Como forma de abordar essa questão, foram gerados modelos que incluíam efeitos fixos de área e firma. As conclusões referentes à relação positiva

entre tamanho urbano e retorno às habilidades cognitivas se sustentam, mesmo após o controle das características da firma e da região que são não observáveis e invariáveis no tempo.

Dessa forma, fica clara a importância que as heterogeneidades do indivíduo, da região e da firma possuem para explicar os diferenciais salariais no Brasil. As características intrínsecas dos indivíduos e das firmas que estão localizadas nos grandes centros urbanos são responsáveis por grande parte dos efeitos aglomerativos. As grandes metrópoles concentram os trabalhadores mais habilidosos, assim como as empresas mais produtivas. Entretanto, mesmo sob esses argumentos, é possível verificar a existência de prêmio salarial urbano das habilidades positivo para o grupo das habilidades cognitivas.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; AUTOR, D. Skills, tasks and technologies: implications for employment and earnings. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. 1st ed. Amsterdam: North Holland, Oct. 2010. v. 4B. p. 1043-1171.
- ANDERSSON, M.; KLAESSON, J.; LARSSON, J. P. The sources of the urban wage premium by worker skills: spatial sorting or agglomeration economies? **Papers in Regional Science**, v. 93, n. 4, p. 727-747, Nov. 2014.
- ANDRADE, P. H. P.; GONÇALVES, E.; FREGUGLIA, R. S. Concentração geográfica de ocupações por regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 8, n. 2, p. 155-173, 2015.
- AUTOR, D. H.; LEVY, F.; MURNANE, R. J. The skill content of recent technological change: an empirical exploration. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 118, n. 4, p. 1279-1333, Nov. 2003.
- AZZONI, C. R.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002.
- BACOLOD, M.; BLUM, B. S.; STRANGE W. C. Skills in the city. **Journal of Urban Economics**, v. 65, n. 2, p. 136-153, Mar. 2009.
- BACOLOD, M.; BLUM, B. S.; STRANGE, W. C. Elements of skill: traits, intelligences, education, and agglomeration. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 245-280, 2010.
- BARUFI, A. M. B. **Agglomeration economies and labour markets in Brazil**. 2015. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

CARLSEN, F.; RATTSO, J.; STOKKE, H. E. Urban wage premium and the role of education: identification of agglomeration effects for Norway. **Centre for Economic Performance**, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3cAzadJ>>.

CARLSEN, F.; RATTSO, J.; STOKKE, H. E. Education, experience, and urban wage premium. **Regional Science and Urban Economics**, v. 60, p. 39-49, Sept. 2016.

CICCONI, A. H. Productivity and the density of economic activity. **American Economic Review**, v. 86, n. 1, p. 54-70, 1996.

COMBES, P.-P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: sorting matters! **Journal of Urban Economics**, v. 63, n. 2, p. 723-742, Mar. 2008.

COMBES, P.-P. *et al.* Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects. *In*: GLAESER, E. L. (Ed.), **Agglomeration Economics**. Chicago, IL: University of Chicago Press for the NBER, p. 15-65, 2010.

COMBES, P.-P.; GOBILLON, L. The empirics of agglomeration economies. *In*: DURANTON, G.; HENDERSON, J. V.; STRANGE, W. (Ed.). **Handbook of regional and urban economics**. 1st ed. Amsterdam: North Holland, 2015. v. 5A. p. 247-348.

CRUZ, B. O.; NATICCHIONI, P. **Prêmio salarial urbano e a trajetória da desigualdade**: evidências para o Brasil. Brasília: Ipea, 2012. (Texto para discussão).

D' COSTA, S.; OVERMAN, H. G. The urban wage growth premium: sorting or learning? **Regional Science and Urban Economics**, v. 48, p. 168-179, Sept. 2014.

DURANTON, G.; PUGA, D. Micro-foundations of urban agglomeration economies. *In*: HENDERSON, J. V.; THISSE, J.-F. (Ed.). **Handbook of regional and urban economics**. 1st ed. Amsterdam: North Holland, 2004. v. 4. p. 2063-2117.

EHRL, P.; MONASTERIO, L. M. Historical trades, skills and agglomeration economies. **Munich Personal RePEc Archive**, n. 69829, 9 Apr. 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3Ga3ZC5>>. Acesso em: 8 jan. 2021.

FLORIDA, R. *et al.* Cities, skills and wages. **Journal of Economic Geography**, v. 12, n. 2, July 2011.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A.; SOUZA, D. B. Diferenciais salariais inter-regionais, interindustriais e efeitos fixos individuais: uma análise a partir de Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 129-150, 2007.

FUJITA, M.; THISSE, J.-F. **Economics of agglomeration**: cities, industrial location, and regional growth. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, June 2002.

GLAESER, E. L.; GOTTLIEB, J. D. **The wealth of cities: agglomeration economies and spatial equilibrium in the United States.** Cambridge, U.S.: National Bureau of Economic Research, Mar. 2009. (Working Paper, n. 14806).

GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, Apr. 2001.

GLAESER, E. L.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 221-244, 2010.

GROOT, S. P. T.; GROOT, H. L. F. de. **Estimating the skill bias in agglomeration externalities and social returns to education: evidence from Dutch matched worker-firm micro-data.** Amsterdam: Tinbergen Institute, 2014. (Discussion Paper, n. 14-088/VIII). Disponível em: <<https://bit.ly/3l4VReF>>. Acesso em: 4 jul. 2018.

GUIMARÃES, P.; PORTUGAL P. A simple feasible procedure to fit models with high-dimensional fixed effects. **Stata Journal**, v. 10, n. 4, p. 628-649, 2010.

GUVENEN, F. *et al.* **Multidimensional skill mismatch.** Cambridge, U.S.: National Bureau of Economic Research, July 2015. (Working Paper, n. 21376). Disponível em: <<https://bit.ly/3oX3vbW>>. Acesso em: 4 jul. 2018.

INGRAM, B. F.; NEUMANN, G. R. The returns to skill. **Labour Economics**, v. 13, n. 1, p. 35-59, Feb. 2006.

MACIENTE, A. N. **The determinants of agglomeration in Brazil: input-output, labor and knowledge externalities.** 2013. Dissertation (PhD) – University of Illinois at Urbana-Champaign, Urbana, 2013.

MARSHALL, A. **Principles of political economy.** London: Macmillan, 1890.

MATANO, A.; NATICCHIONI, P. What drives the urban wage premium? Evidence along the wage distribution. **Journal of Regional Science**, v. 56, n. 2, p. 191-209, 2015.

MION, G.; NATICCHIONI, P. The spatial sorting and matching of skills and firms. **Canadian Journal of Economics**, v. 42, n. 1, p. 28-55, Feb. 2009.

OVERMAN, H. G.; PUGA, D. Labor pooling as a source of agglomeration: an empirical investigation. *In*: GLAESER, E. L. (Ed.). **Agglomeration economics.** Chicago: University of Chicago Press, Feb. 2010. p. 133-150.

PUGA, D. The magnitude and causes of agglomeration economies. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 203-219, Feb. 2010.

ROCHA, R. M.; SILVEIRA NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., 2011, Fortaleza, Ceará. **Anais...** Fortaleza: ANPEC; BNB, jul. 2011.

ROSENTHAL, S. S.; STRANGE, W. C. Evidence on the nature and sources of agglomeration economies. *In*: HENDERSON, J.V., THISSE, J.-F. (Ed.). **Handbook of Regional and Urban Economics**. 1st ed. Amsterdam: North Holland, 2004. v. 4. p. 2119-2171.

SILVA, D. L. G. da. **Distribuição espacial dos efeitos dos ganhos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil**. 2012. 157 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2012.

_____. **Economias de aglomeração e heterogeneidade de trabalhador e firma na determinação de salários no Brasil**. 2017. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, 2017.

UN – UNITED NATIONS. **World urbanization prospects: the 2014 revision**. New York: UN, 2015.

WEINSTEIN, A. L. **A regional approach to productive skills**. 2013. 156 f. Dissertation (PhD) – Ohio State University, Columbus, 2013.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research, 1974. (Human Behavior & Social Institutions, n. 2).

SMITH, A. **An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations**. London: Methuen, 1950.

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Descrição das variáveis selecionadas da ONET

Habilidades cognitivas	Descrição
Raciocínio dedutivo	A capacidade de aplicar regras gerais a problemas específicos para produzir respostas que façam sentido.
Raciocínio indutivo	A capacidade de combinar informações para formar regras gerais ou conclusões.
Flexibilidade de raciocínio	A capacidade de gerar ou usar diferentes conjuntos de regras para combinar ou agrupar as coisas de diferentes maneiras.
Compreensão de leitura	Entender sentenças escritas e parágrafos em documentos de compreensão de leitura relacionados ao trabalho.
Escrita	Comunicação efetiva na escrita.
Pensamento crítico	Utilizar lógica e raciocínio para identificar os pontos fortes e fracos de soluções alternativas, conclusões ou abordagens para problemas.
Resolução de problemas complexos	Identificar problemas complexos e revisar informações relacionadas para desenvolver e avaliar opções e implementar soluções.
Raciocínio matemático	A capacidade de escolher os métodos matemáticos corretos ou fórmulas para resolver um problema.
Pensamento analítico	Tarefa requer análise de informações e uso de lógica para resolver problemas.
Habilidades sociais	Descrição
Coordenação	Ajustar ações em relação às ações dos outros.
Persuasão	Persuadir os outros a mudarem de ideia ou comportamento.
Negociação	Reunir os outros e tentar reconciliar as diferenças.
Estabelecer e manter relações interpessoais	Desenvolver relações de trabalho construtivas e cooperativas com os outros e mantê-las ao longo do tempo.
Vender ou influenciar outros	Convencer outros a comprar mercadorias/mercadorias ou, de outra forma, mudar de ideia ou de ação.
Percepção social	Estar ciente das reações dos outros e entender por que eles reagem daquela forma.
Resolver conflitos e negociar com outros	Lidar com reclamações, resolver disputas e resolver queixas ou negociar com outros.
Habilidades motoras	Descrição
Controle de precisão	A capacidade de ajustar rápida e repetidamente os controles de uma máquina ou veículo para posições exatas.
Força estática	A capacidade de exercer força muscular máxima para levantar, empurrar, puxar ou transportar objetos.
Força dinâmica	A capacidade de exercer força muscular repetida ou continuamente ao longo do tempo. Isso envolve resistência muscular e resistência à fadiga muscular.
Realização de atividades físicas em geral	Realizar atividades físicas que exijam o uso considerável de seus braços e pernas e movimentar todo o seu corpo, como escalar, levantar, equilibrar, caminhar, inclinar-se e manusear materiais.
Manuseio de objetos	Uso de mãos e braços no manuseio, instalação, posicionamento e movimentação de materiais e manipulação de coisas.
Destreza manual	A capacidade de mover rapidamente sua mão, sua mão junto com seu braço ou suas duas mãos para agarrar, manipular ou montar objetos.

Fonte: Dados da pesquisa.
 Elaboração dos autores.

TABELA A.1
Estatística MSA para os diferentes índices de habilidades

Habilidade	Variável	MSA	Overall
Cognitivo	Raciocínio dedutivo	0,902	0,922
	Raciocínio indutivo	0,895	
	Flexibilidade de raciocínio	0,941	
	Compreensão de leitura	0,901	
	Escrita	0,890	
	Pensamento crítico	0,944	
	Resolução de problemas complexos	0,962	
	Pensamento analítico	0,987	
	Raciocínio matemático	0,890	
Social	Percepção social	0,905	0,870
	Coordenação	0,945	
	Persuasão	0,807	
	Negociação	0,822	
	Estabelecer e manter relações interpessoais	0,945	
	Vender ou influenciar outros	0,847	
	Resolver conflitos e negociar com outros	0,856	
Motor	Destreza manual	0,840	0,826
	Controle de precisão	0,822	
	Força estática	0,828	
	Força dinâmica	0,781	
	Realização de atividades físicas em geral	0,860	
	Manuseio de objetos	0,830	

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Carga fatorial para os diferentes índices de habilidades

Habilidade	Variável	Carga fatorial
Cognitivo	Raciocínio dedutivo	0,972
	Raciocínio indutivo	0,942
	Flexibilidade de raciocínio	0,852
	Compreensão de leitura	0,957
	Escrita	0,903
	Pensamento crítico	0,966
	Resolução de problemas complexos	0,951
	Pensamento analítico	0,819
	Raciocínio matemático	0,763

(Continua)

(Continuação)

Habilidade	Variável	Carga fatorial
Social	Percepção social	0,866
	Coordenação	0,844
	Persuasão	0,95
	Negociação	0,935
	Estabelecer e manter relações interpessoais	0,856
	Vender ou influenciar outros	0,697
	Resolver conflitos e negociar com outros	0,879
Motor	Destreza manual	0,838
	Controle de precisão	0,834
	Força estática	0,939
	Força dinâmica	0,884
	Realização de atividades físicas em geral	0,884
	Manuseio de objetos	0,916

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

QUADRO A.2 Descrição das variáveis

Variáveis	Definição	Nível
\ln (salário-hora)	Logaritmo natural do salário-hora mensal do trabalhador em dezembro de cada ano, deflacionado pelo IPCA (ano base 2003).	Individual
Idade	Idade no fim do ano: 18-65 anos.	Individual
Educação	<i>Dummies</i> que representam ciclos de escolaridade: básico (analfabeto, fundamental, médio incompleto), médio (médio completo, superior incompleto), superior (superior completo ou mais).	Individual
<i>Tenure</i>	Tempo no mesmo vínculo empregatício, mensurado em meses.	Vínculo do emprego
<i>Tenure</i> ²	Quadrado da variável <i>tenure</i> .	Vínculo do emprego
Gênero	<i>Dummy</i> que indica um para mulher; zero caso contrário.	Individual
<i>Skill</i> (habilidades)	Variáveis que indicam as dimensões das habilidades cognitivas, sociais e motoras.	Ocupação/ indivíduo
Tamanho da firma	Variáveis <i>dummies</i> que representam o tamanho do estabelecimento baseado no número de empregados ativos (até 4, 5-9, 10-19, 20-49, 50-99, 100-249, 250-499, 500-999, 1000 ou mais).	Firma
Setor da firma	Variáveis <i>dummies</i> que representam a classe de atividade econômica segundo a classificação CNAE 1.0.	Firma
<i>Size</i> (tamanho urbano)	Variável <i>dummy</i> que representa o tamanho populacional das LMAs. Classificação: i) pequeno = população < 100 mil habitantes; ii) médio = 100 mil < população < 750 mil; iii) grande = 750 mil < população < 2,5 milhões; e iv) muito grande = população > 2,5 milhões.	LMA

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Estatística descritiva

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>Ln</i> (salário-hora)	2,866	0,900	0,721	5,298
Idade	39,172	9,051	18	65
Idade ²	1616,359	731,748	324	4225
<i>Tenure</i>	106,049	86,116	0	600
<i>Tenure</i> ²	18662,410	27959,750	0	359880
Habilidades				
Cognitivo	0,002	0,098	-0,260	0,416
Social	0,000	0,099	-0,193	0,354
Motor	0,000	0,101	-0,158	0,323
Variável	Frequência (%)		Mínimo	Máximo
Gênero				
Homem	69,3		0	1
Tamanho urbano				
Pequeno	4		0	1
Médio	25,8		0	1
grande	14,8		0	1
Muito grande	55,4		0	1
Escolaridade				
Ensino básico	36		0	1
Ensino médio	43,4		0	1
Ensino superior	20,6		0	1
Tamanho da firma				
Até 4 trabalhadores	4,1		0	1
5 a 9 trabalhadores	5,8		0	1
De 10 a 19 trabalhadores	7,6		0	1
De 20 a 49 trabalhadores	12,3		0	1
De 50 a 99 trabalhadores	10,3		0	1
De 100 a 249 trabalhadores	14,1		0	1
De 250 a 499 trabalhadores	12,5		0	1
De 500 a 999 trabalhadores	11,4		0	1
1.000 ou mais trabalhadores	21,9		0	1

Fonte: Dados da pesquisa.
Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Robustez com diferentes métricas de habilidades

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	Promax	Carga	Maciente	Dobro
Tamanho médio	0,020*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,019*** (0,001)	0,020*** (0,001)
Tamanho grande	0,016*** (0,001)	0,015*** (0,001)	0,016*** (0,001)	0,016*** (0,001)
Tamanho muito grande	0,028*** (0,001)	0,028*** (0,001)	0,028*** (0,001)	0,028*** (0,001)
Cognitivo	0,477*** (0,010)	0,542*** (0,010)	0,605*** (0,008)	0,481*** (0,011)
Social	0,293*** (0,010)	0,158*** (0,011)	0,091*** (0,007)	0,266*** (0,011)
Motor	0,084*** (0,009)	0,044*** (0,009)	0,082*** (0,008)	0,084*** (0,009)
Cognitivo*médio	0,005 (0,010)	-0,011 (0,011)	0,006 (0,009)	-0,004 (0,011)
Cognitivo*grande	0,039*** (0,011)	0,035*** (0,012)	0,048*** (0,009)	0,017 (0,012)
Cognitivo*muito grande	0,059*** (0,010)	0,041*** (0,011)	0,056*** (0,009)	0,034*** (0,011)
Social*médio	0,062*** (0,010)	0,081*** (0,011)	0,055*** (0,007)	0,076*** (0,011)
Social*grande	0,104*** (0,010)	0,109*** (0,012)	0,080*** (0,008)	0,151*** (0,012)
Social*muito grande	0,045*** (0,010)	0,043*** (0,011)	0,038*** (0,007)	0,103*** (0,011)
Motor*médio	0,033*** (0,009)	0,042*** (0,009)	0,031*** (0,008)	0,038*** (0,009)
Motor*grande	0,028*** (0,010)	0,052*** (0,010)	0,024*** (0,009)	0,045*** (0,010)
Motor*muito grande	-0,041*** (0,009)	-0,040*** (0,009)	-0,050*** (0,008)	-0,013 (0,009)

(Continua)

(Continuação)

	(I)	(II)	(III)	(IV)
	Promax	Carga	Maciente	Dobro
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo ID	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0,9353	0,9352	0,9352	0,9352
R^2 ajustado	0,9284	0,9283	0,9283	0,9283
Número de observações	18217420	18217420	18217420	18217420
F	1103280,66	1102415,02	1102895,81	1102949,39
$Prob>F$	0,00	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela reporta os parâmetros provenientes da estimação da equação (2), controlando apenas pelo efeito fixo de trabalhador. O logaritmo do salário-hora é a variável dependente. Os dados do painel compreendem o período 2003-2013. Diferentes métricas de habilidades foram exploradas. Os controles utilizados no modelo são: escolaridade, *tenure*, *tenure*², tamanho firma e setor. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

TABELA B.2
Robustez com diferentes métricas de LMA

	(I)	(II)	(III)
	Arranjo	Arranjo+isolado	Arranjo+isolado+regic
Tamanho médio	0,021*** (0,001)	0,021*** (0,001)	0,019*** (0,001)
Tamanho grande	0,021*** (0,002)	0,019*** (0,001)	0,016*** (0,001)
Tamanho muito grande	0,007*** (0,002)	0,028*** (0,001)	0,028*** (0,001)
Cognitivo	0,490*** (0,013)	0,488*** (0,012)	0,497*** (0,012)
Social	0,266*** (0,012)	0,274*** (0,012)	0,271*** (0,012)
Motor	0,111*** (0,010)	0,114*** (0,009)	0,114*** (0,009)

(Continua)

(Continuação)

	(I)	(II)	(III)
	Arranjo	Arranjo+isolado	Arranjo+isolado+regic
Cognitivo*médio	0,000 (0,014)	0,009 (0,013)	0,001 (0,013)
Cognitivo*grande	0,053*** (0,014)	0,046*** (0,014)	0,035*** (0,013)
Cognitivo*muito grande	0,068*** (0,013)	0,075*** (0,013)	0,066*** (0,013)
Social*médio	0,074*** (0,013)	0,073*** (0,012)	0,071*** (0,012)
Social*grande	0,097*** (0,014)	0,108*** (0,013)	0,117*** (0,013)
Social*muito grande	0,046*** (0,013)	0,039*** (0,012)	0,042*** (0,012)
Motor*médio	0,049*** (0,010)	0,045*** (0,010)	0,042*** (0,010)
Motor*grande	0,059*** (0,011)	0,050*** (0,010)	0,045*** (0,010)
Motor*muito grande	-0,024** (0,010)	-0,029*** (0,010)	-0,028*** (0,010)
Ano	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo ID	Sim	Sim	Sim
R ²	0,9362	0,9354	0,9353
R ² ajustado	0,9294	0,9285	0,9284
Número de observações	16254865	17775900	18217420
F	993513,49	1077049,00	1103236,41
Prob>F	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela reporta os parâmetros provenientes da estimação da equação (2), controlando apenas pelo efeito fixo de trabalhador. O logaritmo do salário-hora é a variável dependente. Os dados do painel compreendem o período 2003-2013. Diferentes métricas de LMA foram exploradas. Os controles utilizados no modelo são: escolaridade, *tenure*, *tenure*², tamanho firma e setor. LMA representam áreas de mercado de trabalho local. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

TABELA B.3
Robustez com diferentes recortes na base de dados

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
	Sem RJ e SP	Sem 50.000	Homem	Mulher	Sem agricultura
Tamanho médio	0,017*** (0,001)	0,022*** (0,001)	0,020*** (0,001)	0,014*** (0,002)	0,020*** (0,001)
Tamanho grande	0,011*** (0,001)	0,018*** (0,001)	0,013*** (0,002)	0,018*** (0,003)	0,016*** (0,001)
Tamanho muito grande	0,018*** (0,002)	0,030*** (0,001)	0,024*** (0,002)	0,036*** (0,003)	0,029*** (0,001)
Cognitivo	0,502*** (0,013)	0,482*** (0,014)	0,486*** (0,014)	0,536*** (0,023)	0,489*** (0,012)
Social	0,273*** (0,012)	0,292*** (0,013)	0,275*** (0,015)	0,252*** (0,020)	0,286*** (0,012)
Motor	0,105*** (0,009)	0,135*** (0,011)	0,084*** (0,011)	0,267*** (0,019)	0,115*** (0,010)
Cognitivo*médio	-0,012 (0,013)	0,014 (0,015)	0,017 (0,015)	-0,047** (0,023)	0,009 (0,013)
Cognitivo*grande	0,007 (0,014)	0,049*** (0,015)	0,032** (0,016)	0,021 (0,025)	0,043*** (0,014)
Cognitivo*muito grande	0,087*** (0,014)	0,081*** (0,015)	0,054*** (0,015)	0,067*** (0,023)	0,075*** (0,013)
Social*médio	0,070*** (0,012)	0,050*** (0,014)	0,053*** (0,015)	0,121*** (0,021)	0,062*** (0,012)
Social*grande	0,117*** (0,013)	0,095*** (0,014)	0,116*** (0,016)	0,133*** (0,022)	0,104*** (0,013)
Social*muito grande	0,072*** (0,013)	0,020 (0,014)	0,048*** (0,015)	0,045** (0,020)	0,026** (0,012)
Motor*médio	0,037*** (0,010)	0,021* (0,011)	0,048*** (0,011)	-0,048** (0,019)	0,044*** (0,010)
Motor*grande	0,031*** (0,011)	0,024** (0,012)	0,044*** (0,012)	-0,012 (0,021)	0,047*** (0,011)
Motor*muito grande	-0,014 (0,010)	-0,048*** (0,011)	-0,030*** (0,011)	-0,069*** (0,019)	-0,028*** (0,010)

(Continua)

(Continuação)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
	Sem RJ e SP	Sem 50.000	Homem	Mulher	Sem agricultura
Ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo ID	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0,9349	0,9353	0,9331	0,9405	0,9352
R^2 ajustado	0,9281	0,9284	0,9258	0,9341	0,9283
Número de observações	11401212	17954802	12442235	5775185	17887063
F	699520,87	1084888,45	741031,66	359977,34	1101734,60
$Prob>F$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A tabela reporta os parâmetros provenientes da estimação da equação (2), controlando apenas pelo efeito fixo de trabalhador. O logaritmo do salário-hora é a variável dependente. Os dados do painel compreendem o período 2003-2013. Diferentes recortes na base de dados foram implementados. Os controles utilizados no modelo são: escolaridade, *tenure*, *tenure*², tamanho firma e setor. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. Significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,05$; e * $p < 0,1$.

Originais submetidos em: jul. 2019.

Última versão recebida em: abr. 2020.

Aprovada em: abr. 2020.

APOIO FINANCEIRO OU TIPO DE ESCOLA DE ENSINO MÉDIO? UMA ANÁLISE DO FIES E DO PROUNI SOBRE A SOBREVIVÊNCIA DE ESTUDANTES NO ENSINO SUPERIOR BRASILEIRO¹

Alice Saccaro²

Marco Túlio Aniceto França³

O artigo visa analisar se estudantes de diferentes áreas de conhecimento do ensino superior privado, oriundos de escolas de ensino médio públicas e privadas, apresentaram comportamentos diferentes em relação à evasão quando foram contemplados com o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) ou com o Programa Universidade para Todos (Prouni). Para tanto, foram utilizados os microdados do Censo da Educação Superior entre os anos de 2010 e 2016 e os dados do Índice Geral de Cursos Avaliados da Instituição (IGC) do ano de 2010, além de ser empregado o método de análise de sobrevivência. Por meio dessa análise, pode-se concluir que, no geral, estudantes de ensino médio concluintes de escolas privadas evadem menos do que os das públicas. Porém, quando os indivíduos são contemplados com um dos programas, os alunos que apresentaram menor evasão foram os que receberam algum benefício, independentemente do tipo de escola frequentada no ensino médio.

Palavras-chave: abandono; ensino superior; crédito estudantil; Fies; Prouni.

FINANCIAL SUPPORT OR HIGH SCHOOL TYPE? AN ANALYSIS OF FIES AND PROUNI ON THE STUDENTS' SURVIVAL IN BRAZILIAN HIGHER EDUCATION

This article seeks to analyze whether students from different fields of study enrolled in private colleges, that had come from private or public high schools, presetted different dropout behavior if they received or not the Fundo de Financiamento Estudantil (Fies) or the Programa Universidade para Todos (Prouni). Therefore, it is used the data from the Censo da Educação Superior from 2010 to 2016 and data from 2010's IGC. Also, it is applied the Survival Analysis method. Individuals that came from private schools drop out less than those than came from public. However, after the students start to receive FIES or Prouni, the students that dropped out less were the one that received some financial aid from these programs, independently of the kind of school that they studied during high school.

Keywords: dropout; higher education; student loans; Fies; Prouni.

JEL: C21; H52; H53.

1 INTRODUÇÃO

A educação é um tema com participação crescente na discussão do desenvolvimento econômico. A Declaração Universal dos Direitos Humanos, adotada pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 1948, determina que todos têm direito

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art2>

2. Doutoranda em economia pela Universidade Federal Fluminense (UFF). *E-mail:* <ali.saccaro@gmail.com>.

3. Professor adjunto do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento na Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUCRS). *E-mail:* <marco.franca@puccrs.br>.

a educação, sendo que o ensino superior deve apresentar acesso igualitário com base no mérito. Ao mesmo tempo, define-se que a educação deve ser direcionada para o desenvolvimento completo da personalidade das pessoas e para o respeito das liberdades fundamentais (ONU, 1948). A Constituição Brasileira de 1988 determina que a educação é um direito de todos e dever do Estado e da família. Ela tem por finalidade o pleno desenvolvimento dos indivíduos, além de prepará-los para o exercício da cidadania e para o trabalho. O mesmo documento afirma que o dever do Estado será efetivado mediante a garantia de, entre outras medidas, acesso aos níveis mais elevados do ensino e da pesquisa, segundo a capacidade de cada um (Brasil, 1988).

Porém, esses ideais encontram empecilhos quando colocados em prática no Brasil. Um dos principais motivos é que o país apresenta uma baixa taxa de conclusão do ensino médio, conforme apresentado por Pedrosa *et al.* (2014), e por consequência possui uma das menores taxas de jovens com ensino superior completo. Em 2004, enquanto 19% dos mexicanos e 18% dos chilenos dentro da faixa etária dos 25 aos 34 anos possuíam esse nível de escolaridade, no Brasil essa taxa era de apenas 8%. Para o ano de 2014, o país apresentou um crescimento expressivo, ao registrar 14% desses indivíduos com ensino superior. No entanto, ele ainda se encontra distante do registrado pelo México, que manteve sua taxa em 19%, e pelo Chile, que atingiu 21% nesse ano (OECD, 2006; 2015).

Além da quantidade de matrículas, a efetividade de programas de crédito e bolsas de estudo para estudantes do ensino superior é um tema que vem sendo discutido ao longo das últimas décadas. Essa discussão teve origem no final da década de 1970, momento em que se passou a analisar se os estudantes que recebiam alguma forma de apoio financeiro apresentavam maiores chances de evasão. A hipótese levantada era de que, como não eram os recursos do indivíduo que estavam sendo empregados, mas sim verbas governamentais ou oriundas de outras instituições, o estudante poderia não apresentar um rendimento tão satisfatório nos estudos (Murdock, 1989). No entanto, conforme a discussão sobre essa questão avançou, foram obtidos resultados que mostraram o oposto: alunos que receberam empréstimos ou bolsas de estudo apresentaram menores chances de abandonar os seus cursos universitários do que os estudantes que não haviam sido contemplados com os mesmos benefícios (Nora, 1990; Desjardins, Ahlburg e McCall, 1999; Bettinger, 2004; Gross, Hossler e Ziskin, 2007).

Além desses estudos, foram publicados outros trabalhos que analisaram se as características específicas dos estudantes influenciavam nas taxas de evasão. Alguns autores avaliam como a raça ou etnia do indivíduo influenciava no impacto dos empréstimos estudantis sobre o abandono. Para o caso norte-americano, Chen e DesJardins (2010), ao empregar a metodologia de análise de sobrevivência,

encontraram que existem diferenças entre as taxas de evasão de estudantes de distintas etnias que utilizam determinadas categorias de apoio estudantil para custear seus cursos de graduação. Alunos pertencentes às minorias evadiram menos quando foram contemplados com bolsas de estudos, enquanto o mesmo efeito não foi percebido para os estudantes brancos. Para o caso de programas de financiamento, os estudantes pertencentes às minorias apresentaram uma maior tendência ao abandono do que os alunos brancos.

Dowd e Coury (2006), ao utilizar o método de regressão logística, encontraram um resultado semelhante para estudantes de universidades comunitárias: os empréstimos estudantis não aumentaram a permanência dos alunos no ensino superior; pelo contrário, essa categoria de apoio financeiro teve um efeito negativo na persistência e não mostrou efeito para a obtenção do diploma. Porém, esses resultados não são uma unanimidade entre os pesquisadores da área. Kaltenbaugh, St. John e Starkey (1999), ao analisarem os efeitos dos financiamentos entre estudantes negros e brancos, concluíram que os empréstimos estão correlacionados de forma positiva com a persistência dos estudantes negros, algo que não foi observado entre os demais indivíduos.

Dessa forma, baseando-se nos trabalhos já publicados sobre o tema, o objetivo deste artigo é analisar a taxa de evasão de estudantes universitários que concluíram o ensino médio em escolas públicas e privadas. Os estudantes ingressaram no ensino superior privado no ano de 2010. Tem-se quatro amostras: as duas primeiras consistem em alunos oriundos de escola pública, contemplados ou não com o Fies. A terceira e a quarta são compostas por estudantes que concluíram o ensino médio em escola privada, contemplados ou não com o Fies. Ambas as análises também consideraram o acesso ou não ao Prouni. Além disso, essas amostras serão separadas por áreas de conhecimento, que seguem a classificação da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

A separação entre alunos que receberam Fies e os que não foram contemplados com a medida se deve ao tamanho do programa, que em 2010 já tinha mais de 500.000 beneficiários. Na amostra deste trabalho, cerca de 55.000 alunos receberam o Fies logo na entrada do ensino superior, sendo que esse valor chegou a aproximadamente 70.000 ao longo da amostra. Por sua vez, a análise dos efeitos do Prouni sobre aqueles que receberam ou não o Fies se dará por meio da inserção de variáveis de controle nas estimações que indicam o efeito do programa na evasão, devido à menor quantidade de alunos que foram contemplados com este benefício. Para se realizar esse estudo, será utilizado o método de análise de sobrevivência. Seguindo o método apresentado por Andifes (1996), será analisada a evasão de curso, sendo que a mesma ocorre quando os estudantes se desvincularam do curso ou realizaram transferência para outra instituição.

Dentre os resultados encontrados, observa-se, de maneira geral, que os estudantes que concluíram o ensino médio em escolas públicas apresentaram taxas de evasão superiores em comparação àqueles que cursaram o ensino médio na rede privada. Entretanto, quando se subdivide as duas amostras entre alunos contemplados ou não com o Fies, tem-se que os alunos contemplados pelo benefício abandonaram menos os seus cursos em comparação aos demais, independentemente do tipo de instituição de ensino médio. Ou seja, percebe-se que o Fies está negativamente associado com as taxas de evasão. O mesmo é encontrado para o Prouni, já que no geral os beneficiários do programa evadem menos em comparação aos que não o receberam. O resultado traz evidências em torno da focalização dos programas, pois como o tipo de escola de conclusão do ensino médio está, em geral, vinculado ao *background* familiar, configura-se como uma característica que afeta as chances de conclusão do curso de graduação. Logo, a concessão de crédito ou bolsa modifica o custo de oportunidade para a evasão do beneficiário.

Algumas limitações podem ser mencionadas. A principal delas consiste em problemas apresentados pela base utilizada. O Censo da Educação Superior possui variáveis que contêm uma elevada quantidade de *missings*. Para o caso deste estudo, isso ocorre com as variáveis de raça/etnia e com a categoria de instituição que o estudante concluiu o ensino médio. Dentre os estudantes de cursos presenciais que ingressaram no ensino superior em 2010, apenas 29,07% possuem informações a respeito do tipo de escola em que o estudante concluiu o ensino médio e somente 29,55% possuem informações sobre raça/etnia. Dessa forma, utilizaram-se apenas os estudantes que possuíam essas duas informações completas. Consequentemente, este trabalho analisa uma amostra de alunos, sendo que há restrições quanto à extensão da análise para outros grupos.

Esse trabalho está dividido em mais quatro seções, além desta introdução e breve discussão da literatura. A seguir, é apresentado um breve histórico a respeito do Fies e Prouni. Na seção seguinte, trata-se sobre a metodologia, os dados selecionados para a análise e as estatísticas descritivas. A quarta seção descreve os resultados encontrados e, por fim, são apresentadas as considerações finais.

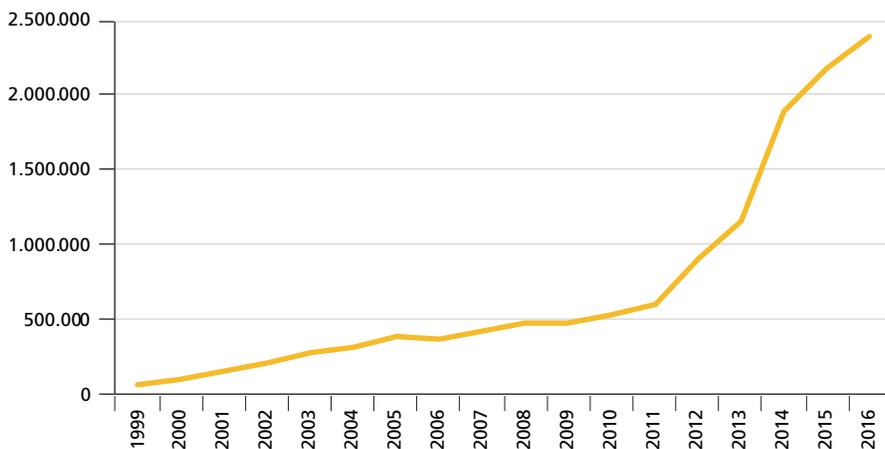
2 PROGRAMAS DE APOIO FINANCEIRO PARA ESTUDANTES DO ENSINO SUPERIOR: O CASO DO FIES E PROUNI

O Fies foi criado a partir da Medida Provisória (MP) nº 1.865-4, de 26 de agosto de 1999. Esse programa é visto como um dos principais instrumentos do governo federal para ampliação de acesso e permanência dos jovens à educação superior, contribuindo para a diminuição dos índices de desigualdade no país e para o processo de desenvolvimento econômico. A sua finalidade consiste em financiar a graduação na educação superior de estudantes matriculados em cursos de instituições não gratuitas. Nos primeiros anos de existência, a gestão do programa ficou sob a responsabilidade do Ministério da Educação, que tinha por função

formular a política de oferta de financiamento e de supervisionar a execução das operações do Fundo. A Caixa Econômica Federal exerceu as funções de operadora e administradora dos ativos e passivos. No ano de 1999, os alunos podiam financiar no máximo 70% do seu curso, sob uma taxa efetiva de juros de 9% ao ano (a.a.), capitalizada mensalmente (Brasil, 1999; 2016).

Ao se analisar a evolução do FIES, por meio do gráfico 1, percebe-se que até o ano de 2009 a quantidade de alunos contratantes aumentou, porém não de forma tão expressiva quanto a partir de 2010. O motivo apontado para a estabilização no número de contratos a partir de 2005 foi devido à criação, nesse ano, do Prouni, já que esse programa apresentou-se mais vantajoso⁴ para uma boa parte dos estudantes. Todavia, esse quadro passa a se modificar a partir de 2010, ano em que ocorreu mudanças significativas nas regras do Fies, por meio da Lei nº 12.202, de 14 de janeiro de 2010. A partir desse momento, a taxa de juros do financiamento passou a ser de 3,4% a.a., com período de amortização para três vezes o período de duração regular do curso, acrescentado em doze meses.

GRÁFICO 1
Total de contratos ativos do Fies (1999-2016)



Fontes: Brasil (2006; 2009; 2012; 2016; 2017).

Além disso, o Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) passou a ser o agente operador para contratos firmados a partir desse ano. O percentual de financiamento subiu para até 100% e as inscrições passaram a ser feitas em fluxo contínuo, o que permitia ao estudante solicitar o financiamento em qualquer período do ano. Os estudantes que eram contemplados pelo Prouni também passaram a estar

4. O Prouni passou a ser visto pelos estudantes como mais vantajoso devido, principalmente, ao fato de o programa contemplar o aluno com bolsas de estudos, ao contrário do Fies, que é um financiamento e deve ser ressarcido ao governo federal após a conclusão do curso (Brasil, 2009).

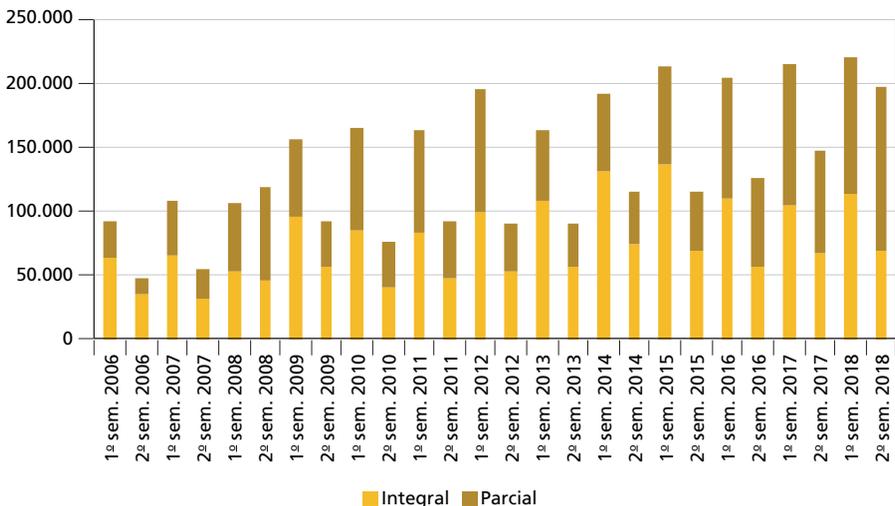
aptos a financiar a integralidade do valor não coberto pela bolsa. Portanto, houve uma flexibilização nas normas, assim como uma maior vantagem financeira – principalmente em função do maior prazo e juros menores – de se contratar esse programa.

Outra medida importante que foi elaborada para financiar o aumento de vagas no ensino privado foi o Prouni, criado pela MP nº 213, de 10 de setembro de 2004, e instituído pela Lei nº 11.906, de 13 de janeiro de 2005. A sua finalidade consiste em conceder bolsas de estudos para estudantes brasileiros matriculados em cursos de graduação de instituições privadas de educação superior e sequenciais de formação específica, desde que os mesmos não possuam diploma de nível superior. As bolsas integrais, que cobrem a integralidade das mensalidades, são concedidas para indivíduos com renda familiar mensal *per capita* não superior a um salário-mínimo (SM).

As bolsas integrais financiam 100% das despesas com mensalidades, enquanto as parciais poderiam cobrir 50% ou 25% desse montante – esta última categoria, a de 25%, foi extinta a partir de 2010. A modalidade parcial é concedida atualmente para estudantes com renda familiar *per capita* mensal que não exceda três SMs (Brasil, 2005). O mesmo aluno pode ser contemplado com o Fies e o Prouni. A partir de 2005, o Fies passou a atender os estudantes contemplados com as bolsas que cobriam 50% dos encargos educacionais. Nesse caso, os indivíduos estavam aptos a financiar 25% das mensalidades, ou seja, metade do valor que não era coberto pela bolsa de estudos. No primeiro semestre de 2005, o Fies financiou aproximadamente 2 mil alunos contemplados com o Prouni (Brasil, 2006).

GRÁFICO 2

Número de bolsas integrais e parciais ofertadas pelo Prouni, por semestre (2006-2018)



Fonte: Brasil (2019).
Elaboração dos autores.

Ao se analisarem os dados referentes à concessão de bolsas ao longo dos anos, conforme apresentado no gráfico 2, percebe-se que a quantidade de bolsas ofertadas pelo programa apresentou uma tendência de crescimento ao longo dos anos. A quantidade de bolsas integrais que eram oferecidas nos primeiros anos era maior do que a de parciais, fenômeno que se inverte em alguns momentos, mas que se manteve nos últimos três anos. Além disso, independentemente da modalidade, o número de bolsas é sempre maior no primeiro semestre do que no segundo, dada a maior quantidade de ingressantes nas universidades no início do ano. Outra informação que o dados apresenta é a distribuição por região, sendo que a maior parte dos benefícios se concentra no Sudeste, seguida do Sul. Esse fenômeno pode estar relacionado com a concentração das instituições de ensino, que apresentam a mesma distribuição espacial (Brasil, 2019).

3 METODOLOGIA

A técnica a ser utilizada será a análise de sobrevivência. Ela busca analisar o tempo de sobrevivência T dos indivíduos na amostra dentro de um período t . O evento que marca a saída do estudante, no caso deste ensaio, é a evasão e o período t é igual à quantidade de anos que o compreende. A função de distribuição cumulativa consiste na probabilidade de o indivíduo sobreviver por um tempo menor que t , ou seja, por um tempo anterior ao ano de 2016, que é representado por $F(t)$. A função de sobrevivência é a probabilidade de se observar um tempo de vida igual ou maior que t , simbolizada por $S(t)$ (Hosmer Junior e Lemeshow, 1999). Essas funções são representadas como:

$$F(t) = \Pr (T < t), \quad (1)$$

$$S(t) = \Pr (T \geq t). \quad (2)$$

Existem diversos modelos que podem ser estimados para se realizar um estudo de análise de sobrevivência. Eles são divididos em não-paramétricos, paramétricos e semi-paramétricos. O método não-paramétrico mais conhecido é o método de Kaplan-Meier. Publicado em 1958, apresenta estimações a respeito da probabilidade de sobrevivência e a representação gráfica da sua distribuição. Considera-se que N é o total de indivíduos em que o tempo de sobrevivência, para observações censuradas ou não, está disponível. r corresponde aos números inteiros positivos para os quais $t_n \leq t$ (Kaplan e Meier, 1958). Para o caso de uma amostra com dados censurados, a representação do estimador da função de Kaplan-Meier é definida como:

$$S(t) = \prod \frac{(N-r)}{(N-r+1)}. \quad (3)$$

Esse método será aplicado com a finalidade de acompanhar a evasão dos alunos por ano. Ele será utilizado para diversas subamostras, como para o caso de alunos que foram contemplados com Fies ou Prouni, em comparação com os demais e, também, os que receberam algum desses benefícios, por pelo menos um ano, em

comparação com os estudantes que não foram contemplados com esses programas. Além disso, a análise será feita também por áreas de conhecimento. Após a estimação do método não-paramétrico, realiza-se a análise de sobrevivência paramétrica. Para utilizar esse método, precisa-se escolher qual é a distribuição mais adequada antes de realizar a análise, sendo que os resultados encontrados por meio das técnicas não-paramétricas podem auxiliar nesse processo. As distribuições mais utilizadas no método de análise de sobrevivência são a Exponencial, Gompertz, Loglogística, Lognormal e Weibull. Além de observar o Kaplan-Meier, estima-se um modelo *accelerated failure time* (AFT) ou de *proportional hazards* (PH), dependendo do tipo de distribuição escolhida. De acordo com os testes que serão apresentados na seção dos resultados, optou-se pelo primeiro método.

O modelo AFT tem como principal propriedade a capacidade de indicar se o efeito de cada variável é o de reduzir ou aumentar o tempo de sobrevivência dos indivíduos em relação a determinado evento. No caso deste artigo, busca-se analisar se as variáveis selecionadas estão positivamente ou negativamente associadas à evasão. Uma das maneiras mais comuns para se interpretar os resultados do modelo é por meio do uso de *time ratios* na estimação, que pode ser definida como:

$$e^{\beta_k} = \frac{T(X_{k+1})}{T(X_k)} \quad (4)$$

A sua interpretação parte do pressuposto que o aumento de uma unidade em determinada variável, mantidas todas as demais constantes, provoca uma elevação no percentual do tempo de sobrevivência. Já para o caso do modelo de PH, no qual obtemos os resultados por meio de *hazard ratios*, podem ser apresentadas como:

$$\lambda(t, x) = \lambda_0(t)e^{x'\beta} \quad (5)$$

Nesse caso, temos o quanto as covariadas aumentam ou diminuem o “risco de morte”, de forma proporcional, para todos os períodos. Para este trabalho, será analisada qual a intensidade de cada variável em aumentar ou reduzir o risco de o estudante evadir. Esse modelo será estimado para duas grandes subamostras (estudantes que concluíram o ensino médio em escola pública e que receberam um dos benefícios, bem como alunos que concluíram o ensino médio na rede privada e que foram contemplados com um dos programas), divididos em quatro áreas de conhecimento: educação; ciências sociais, negócios e direito; engenharia, produção e construção; e saúde e bem-estar social.

3.1 Dados e estatísticas descritivas

Para analisar as diferentes categorias de evasão de estudantes oriundos de escolas privadas e públicas, contemplados ou não com o Fies e/ou Prouni, foram coletados dados nos Censos da Educação Superior de 2010 a 2016, disponibilizados pelo

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep). Para tanto, selecionaram-se 330.807 estudantes que ingressaram no ano de 2010 em cursos de graduação presenciais de instituições privadas.

O Censo da Educação Superior permite a obtenção de informações ao nível do aluno (como gênero, idade e benefícios recebidos ao longo de cada ano), instituição (informações a respeito da infraestrutura, como presença de laboratórios, biblioteca, além do local em que ele é ofertado), curso (turno das aulas, tempo de integralização e ano de fundação) e docentes (qualificação dos professores). Quanto às informações referentes aos discentes, não há como descobrir a identidade do aluno por meio dos dados contidos no censo, porém é possível segui-lo ao longo do tempo por meio do emprego do código de identificação único de cada estudante. As variáveis utilizadas para a análise são apresentadas no quadro 1.

QUADRO 1
Variáveis utilizadas no modelo e a sua respectiva descrição

Variável	Descrição
Feminino	1, caso o estudante seja do sexo feminino.
Idade	Idade do aluno, em anos.
Pública	1, caso o estudante tenha cursado o ensino médio em escola pública.
Afrodscendente	1, caso a cor autodeclarada do aluno seja preta ou parda. 0, caso contrário.
Prouni integral	1, caso o aluno tenha recebido Prouni integral por pelo menos um ano.
Prouni parcial	1, caso o aluno tenha recebido Prouni parcial por pelo menos um ano.
Remunerada	1, caso o aluno tenha exercido atividades remuneradas por pelo menos um ano.
Não remunerada	1, caso o aluno tenha exercido atividades não remuneradas por pelo menos um ano.
Bolsa	1, caso o aluno tenha recebido bolsa, à exceção do Prouni, por pelo menos um ano.
Financiamento	1, caso o aluno tenha recebido outro financiamento, à exceção do Fies, por pelo menos um ano.
Integral	1, caso o curso seja integral.
Bacharelado	1, caso o curso seja bacharelado.
Enem	1, caso o aluno tenha entrado no curso por meio do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem).
Concorrido	1, caso o número de vagas ofertadas tenha sido maior do que a quantidade de inscritos no processo seletivo de 2010.
IGC contínuo ¹	Média das notas do IGC da instituição, para o ano de 2010.

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Foi analisada a possibilidade de usar a nota do Exame Nacional de Desempenho dos Estudantes (Enade), como sugerido. Porém, ela só é compatível com o Censo do Ensino Superior a partir de 2015. Além disso, por estar mais no final da amostra, acredita-se que o uso deste indicador não fosse o ideal, já que o mesmo estaria sendo calculado quando parte considerável da amostra já teria evadido. Como alternativa, cogitou-se utilizar os dados do Conceito Preliminar de Curso (CPC). Porém os códigos das universidades são distintos entre as bases de dados. Dessa forma, optou-se em utilizar o IGC de 2010, já que há informações para a grande maioria dos cursos, e essa avaliação é feita no começo do período, o que pode ter influenciado na decisão de evasão dos alunos.

Os estudantes foram separados em quatro grandes amostras. As duas primeiras consistem em estudantes que cursaram o ensino médio em escola privada e que foram contemplados com o Fies por pelo menos um ano durante a graduação, assim como estudantes oriundos do ensino médio concluído em escola pública e que foram contemplados com esses benefícios por pelo menos um ano. Para analisar o Prouni nessas duas amostras, foi inserida a variável *Prouni parcial*. Como alunos que receberam o Prouni integral não recebem Fies, não se colocou nesse modelo a variável *Prouni integral*.

Os outros dois grupos são formados por estudantes que cursaram o ensino médio em escola privada e que não foram contemplados com o Fies em nenhum momento do curso, bem como pelos alunos oriundos do ensino médio em escola pública que também não foram contemplados com este programa durante a realização da sua graduação. De forma a avaliar os efeitos do Prouni na evasão deste grupo de estudantes, foram inseridas as variáveis *Prouni parcial* e *Prouni integral*. Dentro desses quatro grandes grupos, eles ainda foram separados de acordo com as áreas de conhecimento dos seus cursos. A escolha das áreas para a análise foi feita de acordo com a classificação da OCDE: ciências sociais, direito e negócios; saúde e bem-estar social; engenharia, produção e construção; e educação. Essas quatro categorias foram selecionadas, pois juntas correspondem a aproximadamente 82% dos entrantes no ano de 2010.⁵

Quanto às estatísticas descritivas, elas foram calculadas para as quatro grandes amostras que são utilizadas na análise. Os dados foram separados também em duas categorias distintas: características tanto dos estudantes quanto das áreas de conhecimento dos cursos. Ao se analisarem as informações a respeito dos alunos, percebe-se que a maioria desses indivíduos são do sexo feminino, sendo que a presença das mulheres é ainda mais expressiva dentro das amostras oriundas de escolas públicas. Quanto à idade média que os estudantes tinham ao longo do curso, percebe-se que os oriundos de escolas públicas e que não foram contemplados com alguma forma de benefício são mais velhos, enquanto que a idade dos estudantes de escola pública que receberam apoio financeiro é mais próxima aos dos estudantes originários do ensino privado.

5. Em função da alta concentração de estudantes nesses quatro campos de estudo, optou-se por deixar fora da análise as áreas de humanidades e artes; ciências, matemática e computação; agricultura e veterinária e, por fim, serviços. Deve-se destacar que a proporção de alunos em cada uma dessas áreas era muito baixa.

TABELA 1
Estatísticas descritivas: características dos estudantes

	Aluno de escola pública sem Fies		Aluno de escola pública com Fies		Aluno de escola privada sem Fies		Aluno de escola privada com Fies	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Feminino	0,618	0,485	0,623	0,484	0,555	0,496	0,578	0,494
Idade	26,71	7,807	25,90	6,669	25,63	7,496	25,43	6,621
Afrodscendente	0,425	0,494	0,428	0,494	0,344	0,475	0,416	0,493
Prouni integral	0,086	0,281	-	-	0,050	0,219	-	-
Prouni parcial	0,033	0,181	0,084	0,378	0,019	0,138	0,055	0,229
Anos de Fies	-	-	0,512	1,459	-	-	0,796	1,803
Remunerada	0,003	0,060	0,012	0,110	0,011	0,106	0,022	0,257
Não remunerada	0,368	0,482	0,445	0,497	0,384	0,486	0,404	0,490
Bolsa	0,055	0,228	0,049	0,216	0,034	0,183	0,023	0,152
Financiamento	0,293	0,455	0,676	0,467	0,255	0,436	0,641	0,479
Observações	441.241		65.057		632.844		125.767	

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).
Elaboração dos autores.

Em relação à etnia, aproximadamente 42% dos estudantes oriundos do ensino público, contemplados ou não com o Fies, são afrodescendentes. Para os estudantes oriundos de escola privada, essa proporção se mantém para os alunos que receberam o Fies por pelo menos um período; enquanto dentre os que são originários desse mesmo tipo de escola e que não receberam o auxílio, 34,4% são afrodescendentes. Esses dados refletem um aumento da diversificação do ensino superior que foi promovida a partir dos anos 2000: ao se analisar a proporção dos estudantes de 18 a 24 anos que frequentam o ensino superior nos anos de 2004 e 2011, a proporção de alunos negros ou pardos no primeiro ano era de 16,7%, enquanto que em 2011 era de 35,8% (IBGE, 2015). Por fim, analisam-se as atividades remuneradas, sendo que os alunos que recebem o Fies participaram mais dessas atividades.

Quanto ao Prouni integral, percebe-se que a proporção de alunos oriundos de escolas públicas que receberam esse benefício é quase o dobro em comparação aos que concluíram o ensino médio na rede privada. Uma hipótese para esse resultado decorre do próprio regulamento do programa, que tem como pré-requisito ter cursado o ensino médio em escola pública ou privada, mas neste último caso, com bolsa de estudos integral. Quanto ao Prouni parcial, a maior proporção de alunos que foi contemplada com este benefício encontra-se dentre os alunos oriundos de escola pública que receberam Fies. Ou seja, percebe-se que esses dois programas acabam se complementando, já que aproximadamente 1% dos alunos com Fies receberam também o Prouni parcial.

TABELA 2
Estatísticas descritivas: características do curso

	Aluno de escola pública sem Fies		Aluno de escola pública com Fies		Aluno de escola privada sem Fies		Aluno de escola privada com Fies	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Integral	0,032	0,177	0,076	0,265	0,081	0,272	0,150	0,357
Bacharelado	0,794	0,404	0,900	0,299	0,917	0,274	0,958	0,200
Enem	0,183	0,387	0,190	0,392	0,126	0,332	0,127	0,332
Concorrido	0,318	0,465	0,383	0,486	0,410	0,491	0,454	0,497
IGC contínuo	2,062	0,694	2,220	0,649	2,301	0,684	2,265	0,630
Observações	441.241		65.057		633.107		125.767	

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).
Elaboração dos autores.

Além disso, buscou-se analisar as características dos cursos em que esses estudantes estavam matriculados. No geral, os estudantes oriundos de escolas privadas estavam matriculados em maior proporção em cursos de turno integral. Porém, os alunos de escola privada sem Fies e os estudantes de escola pública com Fies possuem médias próximas. Quanto ao grau acadêmico do curso, os indivíduos oriundos de escola pública, de forma geral, estão menos matriculados em cursos de bacharelado *vis-à-vis* aos oriundos de escola privada.

Quanto ao IGC, os alunos oriundos de escolas públicas que não receberam o Fies estão inscritos nos cursos que apresentaram a menor média no IGC para essa amostra, enquanto os alunos que concluíram o ensino médio em escolas privadas estão em cursos com a maior média. Esse é um indício que alunos em maiores condições de vulnerabilidade socioeconômica matriculam-se em cursos de qualidade inferior, enquanto os estudantes que apresentam melhores condições estão em cursos mais conceituados.

4 RESULTADOS

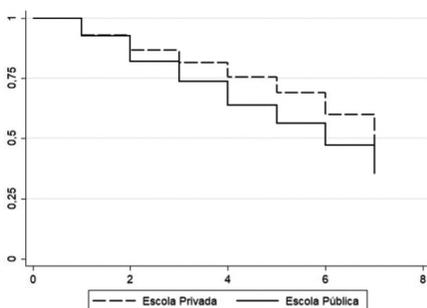
Para realizar a análise proposta, serão apresentados os resultados obtidos a partir do emprego das versões não-paramétrica e paramétrica do método da análise de sobrevivência. As análises realizadas levam em consideração o tipo de escola na qual o estudante concluiu o ensino médio, se foi contemplado ou não com o Fies por pelo menos um ano, e o seu curso. Baseando-se nos estudos de Kaltenbaugh, St. John e Starkey (1999) e Chen e Desjardins (2010), buscou-se analisar como essas taxas mudam de acordo com essas características dos indivíduos.

No gráfico 3A, analisam-se as taxas de abandono para os quatro cursos que serão estudados nesse trabalho. Percebe-se que ao se separar a amostra entre os estudantes que concluíram o ensino médio em escola pública e aqueles que concluíram na rede privada de ensino, a evasão é maior entre os alunos do primeiro grupo, sendo que a diferença na taxa de abandono entre os grupos aumenta com o decorrer do tempo. Porém, ao se analisar o gráfico 3B, que além do tipo de escola de ensino médio, leva em conta também se os alunos foram ou não contemplados com o Fies por pelo menos um ano ao longo do curso de graduação, tem-se que as taxas de evasão são menores entre os estudantes que receberam esse benefício, independentemente do tipo de escola de origem.

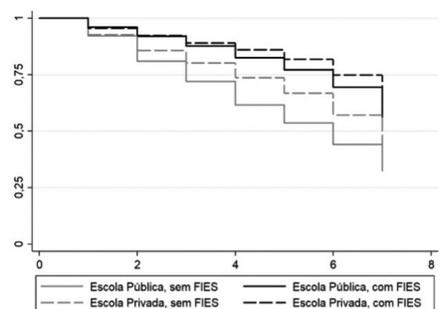
GRÁFICO 3

Taxa de sobrevivência

3A – Tipo de escola de origem



3B – Tipo de escola de origem e se foi contemplado com o Fies



Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

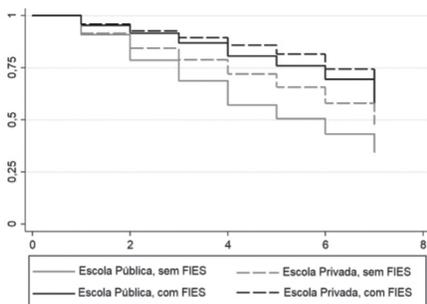
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

Em seguida, especificam-se ainda mais as amostras, agora separando-as também pelos cursos. Para as áreas de engenharia, produção e construção, e saúde e bem-estar social, ocorre um comportamento semelhante ao da análise anterior. Conforme pode ser observado no gráfico 4, os grupos de alunos que possuem as duas menores taxas de evasão são contemplados com o Fies, independentemente de a conclusão do ensino médio ocorrer em escola pública ou privada. Porém, deve-se destacar que dentre esse último grupo, os alunos da rede privada ainda apresentaram taxas de sobrevivência superiores para a maioria dos períodos.

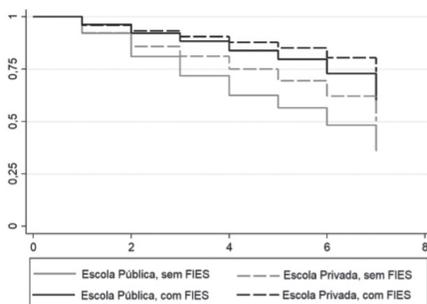
GRÁFICO 4

Taxa de sobrevivência

4A – Tipo de escola de origem e se foi contemplado com o Fies para os cursos de engenharia, produção e construção



4B – Tipo de escola de origem e se foi contemplado com o Fies para os cursos de saúde e bem-estar social



Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

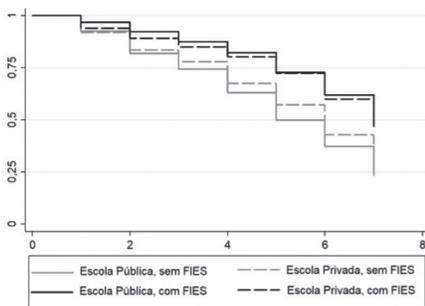
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

A única categoria de curso que não apresentou esse comportamento foi *educação*, conforme pode ser observado no gráfico 5A. Nele, são os alunos oriundos da rede pública de ensino que foram contemplados com o Fies que apresentam as maiores taxas de sobrevivência. Além disso, chama a atenção a elevada evasão dos estudantes que concluíram o ensino médio em escola pública e que não foram contemplados com o Fies: ao término do sétimo ano, ela é inferior a 75%, sendo essa a menor taxa de sobrevivência para todos os casos analisados neste estudo.

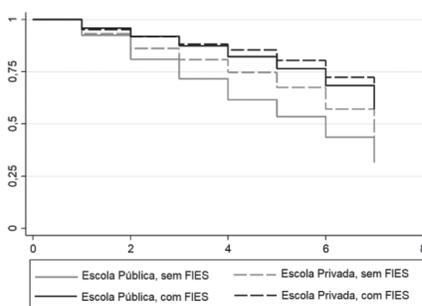
Esses resultados seguem os encontrados pelo trabalho de Britto e Waltenberg (2014). Os autores apontam que dentre os alunos concluintes dos cursos da área de educação, em 2005, 80% tinham concluído o ensino médio em escolas públicas e 39% possuía renda familiar inferior a três SMs. Ou seja, isso seria um indicativo da condição socioeconômica inferior dos alunos que optam por carreira docente. Além disso, apontam que os professores não são recompensados de maneira adequada no mercado de trabalho por sua escolaridade acima da média. A partir disso, os autores concluem que essas características tenham efeito no baixo interesse de jovens mais bem qualificados ao final do ensino médio por carreiras na área da educação.

GRÁFICO 5
Taxa de sobrevivência

5A – Tipo de escola de origem e se foi contemplado com o Fies, para os cursos de educação



5B – Tipo de escola de origem e se foi contemplado com o Fies, para os cursos de ciências sociais, negócios e direito



Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

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 a finalidade de avaliar se as curvas de sobrevivência mostradas anteriormente são diferentes entre si, são realizados três testes: o de Breslow, Tarone-Ware e o de Logrank. Os testes consistem na atribuição de pesos com vistas a dar ênfase para as diferenças no começo, no meio e no fim, respectivamente, do tempo de vida. Dessa forma, quando aplicados contribuem para melhor diferenciar as curvas nas fases da sua evolução. Todos os testes têm por hipótese nula a inexistência de diferença (Lima Júnior, Silveira e Ostermann, 2012). Conforme demonstrado na tabela 3, para a maioria dos casos, não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre as curvas de evasão em nenhuma etapa da curva. Para o caso da categoria *educação*, tem-se que as curvas *Pública com Fies* e *Privada com Fies* não são diferentes ao nível de significância de 10%. Para as demais, como todos os p-valores são iguais a zero, rejeita-se a hipótese nula e pode-se afirmar que as curvas são estatisticamente diferentes ao nível de significância de 1%.

TABELA 3
Testes de significância estatística

	Teste de Breslow		Teste de Tarone-ware		Teste de Log-rank	
	χ	Significância	χ	Significância	χ	Significância
Educação						
Pública sem Fies e pública com Fies	230,05	0,00	249,43	0,00	255,94	0,00
Pública sem Fies e privada sem Fies	85,38	0,00	104,87	0,00	121,61	0,00
Pública sem Fies e privada com Fies	124,44	0,00	150,67	0,00	178,02	0,00

(Continua)

(Continuação)

	Teste de Breslow		Teste de Tarone-ware		Teste de Log-rank	
	χ	Significância	χ	Significância	χ	Significância
Educação						
Pública com Fies e privada sem Fies	139,85	0,00	146,15	0,00	142,29	0,00
Pública com Fies e privada com Fies	3,90	0,04	2,57	0,19	1,07	0,30
Privada sem Fies e privada com Fies	68,65	0,00	82,83	0,00	92,95	0,00
Ciências sociais, negócios e direito						
Pública sem Fies e pública com Fies	1.142,29	0,00	1.210,25	0,00	1.196,28	0,00
Pública sem Fies e privada sem Fies	2.910,39	0,00	3.077,27	0,00	2.963,35	0,00
Pública sem Fies e privada com Fies	2.311,85	0,00	2.489,47	0,00	2.476,88	0,00
Pública com Fies e privada sem Fies	246,24	0,00	255,76	0,00	251,60	0,00
Pública com Fies e privada com Fies	24,96	0,00	28,76	0,00	27,07	0,00
Privada sem Fies e privada com Fies	680,57	0,00	736,25	0,00	729,33	0,00
Engenharia, produção e construção						
Pública sem Fies e pública com Fies	433,87	0,00	445,68	0,00	420,36	0,00
Pública sem Fies e privada sem Fies	624,25	0,00	699,30	0,00	692,17	0,00
Pública sem Fies e privada com Fies	1.310,25	0,00	1.367,90	0,00	1.313,45	0,00
Pública com Fies e privada sem Fies	110,47	0,00	107,62	0,00	92,30	0,00
Pública com Fies e privada com Fies	19,29	0,00	21,73	0,00	22,04	0,00
Privada sem Fies e privada com Fies	490,00	0,00	504,86	0,00	470,19	0,00
Saúde e bem-estar social						
Pública sem Fies e pública com Fies	615,05	0,00	642,44	0,00	629,04	0,00
Pública sem Fies e privada sem Fies	703,59	0,00	770,87	0,00	793,50	0,00
Pública sem Fies e privada com Fies	1.760,89	0,00	1.915,86	0,00	2.034,79	0,00
Pública com Fies e privada sem Fies	158,33	0,00	158,09	0,00	142m04	0,00
Pública com Fies e privada com Fies	54,33	0,00	69,72	0,00	90,59	0,00
Privada sem Fies e privada com Fies	685,31	0,00	764,36	0,00	819,98	0,00

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).
Elaboração dos autores.

Para a escolha do modelo paramétrico, deve-se, em primeiro lugar, analisar a distribuição de cada uma das curvas apresentadas pelos modelos não-paramétricos. Assim, estimam-se os modelos com todas as distribuições possíveis e analisa-se o critério de informação de Akaike para cada caso. Em função da grande heterogeneidade entre os estudantes, percebe-se a existência de diferentes distribuições entre as amostras. Para o caso dos estudantes oriundos de escolas públicas, há o predomínio das distribuições de Weibull e Lognormal.

TABELA 4
Testes para as distribuições das amostras de alunos oriundos de escolas de ensino médio públicas

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem-estar social
Alunos oriundos de escolas públicas, sem Fies				
Weibull	36.084,60	89.555,92	19.016,50	27.152,07
Exponential	40.944,38	100.283,7	20.863,97	29.881,84
Gompertz	36.798,44	92.088,09	19.573,50	27.940,50
Loglogistic	36.450,69	89.717,85	18.980,54	27.091,70
Lognormal	36.529,72	89.663,15	18.933,75	27.080,89
Alunos oriundos de escolas públicas, com Fies				
Weibull	1.268,14	6.002,80	2.476,90	3.262,24
Exponential	1.548,52	7.201,23	2.874,92	3.751,60
Gompertz	1.288,92	6.082,25	2.493,87	3.302,39
Loglogistic	1.277,98	6.029,36	2.493,20	3.283,90
Lognormal	1.297,33	6.124,05	2.534,46	3.318,48

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).
Elaboração dos autores.

Para o caso das distribuições das curvas de evasão dos estudantes oriundos da rede privada de ensino e que foram contemplados com o Fies, verifica-se que a maioria tem uma distribuição Gompertz – a única exceção refere-se aos cursos da área da saúde. Uma das características desta distribuição é a sua taxa de falha crescente. Conforme pode-se observar nos gráficos do método não paramétrico, a evasão desses estudantes aumenta nos últimos anos, sendo esse crescimento maior no último ano.

TABELA 5
Testes para as distribuições das amostras de alunos oriundos de escolas de ensino médio privadas

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem-estar social
Alunos oriundos de escolas privadas, sem Fies				
Weibull	18.063,13	102.456,7	38.932,24	31.590,45
Exponential	20.985,83	113.721,9	41.599,05	33.862,51
Gompertz	18.735,33	102.747,4	39.330,82	31.849,40
Loglogistic	18.857,85	103.475,2	39.168,57	31.775,51
Lognormal	18.912,65	104.207,5	39.261,64	31.842,90

(Continua)

(Continuação)

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem- estar social
Alunos oriundos de escolas privadas, com Fies				
Weibull	1.320,82	9.758,44	5.467,09	5.844,31
Exponential	1.516,82	11.601,08	6.330,64	6.589,10
Gompertz	1.317,98	9.676,20	5.445,40	5.873,88
Loglogistic	1.332,95	9.907,94	5.533,62	5.889,18
Lognormal	1.351,47	10.171,61	5.670,19	5.975,45

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Dessa forma, em função dos diferentes comportamentos da taxa de mortalidade das amostras, realizaram-se duas análises distintas. Para a grande maioria da amostra, foi estimado o modelo AFT, já que é o mais indicado para as distribuições Lognormal e Weibull. Para os estudantes oriundos de escolas privadas dos cursos de *educação*, de *ciências sociais, negócios e direito* e, ainda, de *engenharia, produção e construção*, foi estimado o modelo de PH, que é o mais indicado para o comportamento indicado pela distribuição de Gompertz. A principal diferença entre eles consiste na forma que os resultados serão interpretados.

Para o caso das *time ratios*, a sua interpretação é de que um aumento de uma unidade em uma variável específica, mantidas todas as demais constantes, leva a um aumento no percentual do tempo de sobrevivência. Dessa forma, ao se analisar os resultados das tabelas 6 e 7, tem-se que as mulheres, em todos os modelos em que há significância estatística, apresentaram uma taxa de sobrevivência maior. Esse resultado está de acordo com parte significativa da literatura sobre evasão no ensino superior. Bound, Lovenheim e Turner (2009), ao analisar a expansão do ensino superior nos Estados Unidos, encontraram que as mulheres evadem menos. Já Santelices *et al.* (2016) afirmam que elas são mais persistentes.

TABELA 6

Time ratio para estudantes oriundos de escolas públicas não contemplados com o Fies, podendo ser beneficiários do Prouni

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem- estar social
Feminino	1,180*** (0,0132)	1,076*** (0,00839)	1,060*** (0,0212)	1,115*** (0,0197)
Idade	1,006*** (0,000638)	1,004*** (0,000524)	1,006*** (0,00143)	1,007*** (0,000988)
Afrodscendente	1,005 (0,0106)	0,957*** (0,00771)	0,932*** (0,0173)	0,993 (0,0150)
Prouni integral	1,273***	1,120***	1,093*	1,112**

(Continua)

(Continuação)

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem-estar social
	(0,0567)	(0,0264)	(0,0547)	(0,0489)
Prouni parcial	0,951	0,859***	0,772***	0,794***
	(0,0401)	(0,0229)	(0,0564)	(0,0410)
Bolsa	1,175***	1,034	0,824***	1,170***
	(0,0455)	(0,0245)	(0,0480)	(0,0520)
Financiamento	1,435***	1,586***	1,558***	1,766***
	(0,0304)	(0,0208)	(0,0468)	(0,0433)
Remunerada	1,970***	2,063***	2,764***	3,297***
	(0,397)	(0,198)	(0,431)	(0,773)
Não remunerada	1,247***	1,428***	1,557***	1,706***
	(0,0148)	(0,0122)	(0,0333)	(0,0276)
Integral	0,988	1,114*	1,229***	1,093***
	(0,0480)	(0,0663)	(0,0442)	(0,0278)
Bacharelado	1,012	1,761***	-	1,590***
	(0,0560)	(0,166)		(0,229)
Enem	1,044*	1,168***	1,145***	1,148***
	(0,0235)	(0,0165)	(0,0335)	(0,0291)
Concorrido	1,007	1,080***	0,952***	1,047***
	(0,0121)	(0,00903)	(0,0173)	(0,0180)
IGC contínuo	1,000	0,989*	1,091***	0,987
	(0,00788)	(0,00552)	(0,0177)	(0,0112)
Constante	3,832***	2,027***	2,893***	1,919***
	(0,102)	(0,196)	(0,163)	(0,287)
Observações	85.914	217.769	44.055	69.065

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância a * 10%; ** 5%; e *** 1%.

Quanto aos benefícios financeiros concedidos, quase todos os resultados que apresentaram significância estatística indicam que quando o aluno recebeu alguma medida de apoio a sua taxa de sobrevivência no ensino superior aumenta, em comparação com os estudantes que não receberam esse tipo de auxílio – a única exceção foi para o caso da variável bolsa, quando concedida para alunos que não receberam Fies dos cursos de *engenharia, produção e construção*.

Em geral, o resultado relacionado à concessão de apoio financeiro e o aumento na permanência dos estudantes no ensino superior já foi apresentado também nos trabalhos de Nora (1990), Desjardins, Ahlburg e McCall (1999), Bettinger (2004) e Gross, Hossler e Ziskin (2007).

TABELA 7

Time ratio para estudantes oriundos de escolas públicas contemplados com o Fies e podendo ser beneficiários do Prouni

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem- estar social
Feminino	1,260*** (0,0614)	1,099*** (0,0244)	1,026 (0,0411)	1,023 (0,0417)
Idade	1,013*** (0,00392)	1,009*** (0,00181)	1,005 (0,00391)	1,007** (0,00282)
Afrodscendente	0,990 (0,0474)	1,008 (0,0227)	0,969 (0,0369)	1,013 (0,0351)
Anos Fies	1,020 (0,0309)	1,024** (0,0100)	1,072*** (0,0142)	1,032* (0,0173)
Prouni parcial	1,126 (0,157)	0,828*** (0,0415)	0,951 (0,101)	0,808*** (0,0656)
Bolsa	1,064 (0,193)	1,156 (0,106)	1,066 (0,180)	1,064 (0,173)
Financiamento	1,678*** (0,0930)	1,805*** (0,0479)	1,653*** (0,0672)	1,990*** (0,0832)
Remunerada	184,2 (66,213)	1,458*** (0,194)	1,188 (0,219)	1,268 (0,258)
Não remunerada	1,122** (0,0543)	1,168*** (0,0279)	1,345*** (0,0579)	1,385*** (0,0512)
Integral	1,166 (0,271)	1,174 (0,116)	1,027 (0,0706)	1,121** (0,0564)
Bacharelado	1,060 (0,300)	1,842*** (0,246)	-	0,00647 (1,490)
Enem	0,924 (0,0950)	1,077** (0,0374)	1,079 (0,0610)	1,067 (0,0639)
Concorrido	1,098 (0,0695)	1,012 (0,0227)	1,119*** (0,0424)	1,044 (0,0407)
IGC contínuo	0,923** (0,0371)	0,983 (0,0172)	0,965 (0,0345)	0,981 (0,0250)
Constante	4,084*** (0,622)	2,502*** (0,375)	5,234*** (0,733)	741,7 (170,750)
Observações	5.818	28.250	10.564	16.216

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância a * 10%; ** 5%; e *** 1%.

Outra exceção consiste no *Prouni parcial*: para todos os casos em que as *time ratios* apresentaram significância estatística, há uma queda no tempo de vida do aluno no ensino superior, mesmo quando esse benefício é recebido em conjunto com o Fies. Uma hipótese para este resultado é de que como os alunos oriundos do ensino público se encontram em condições de maior vulnerabilidade socioeconômica, o fato de receber apenas uma parte do valor da mensalidade pode se mostrar não suficiente para garantir uma redução no abandono.

Para a idade, encontraram-se *time ratios* com valores superiores a um, o que indica que quanto mais velho o estudante, maior é a taxa de sobrevivência. Esse resultado é diferente do que geralmente a literatura encontra: Desjardins, Alburgh e McCall (1999) afirmam que alunos com mais idade já estão inseridos no mercado de trabalho, o que acaba levando muitos a abandonarem o ensino superior. Para o caso brasileiro, o fato de o retorno salarial de trabalhadores que possuem ensino superior ser, em média, mais elevado que os índices dos países desenvolvidos, pode provocar um aumento do custo de oportunidade para a evasão. OCDE (2017) mostra que os maiores ganhos salariais decorrentes da obtenção de um título de ensino superior encontram-se em países em que uma menor proporção da população é detentora desse nível de ensino – sendo esse o caso de países como Brasil, Colômbia e México. Logo, no momento em que os indivíduos têm a percepção de que a conquista de um diploma de ensino superior aumentará os seus salários, pode haver um aumento da permanência.

Quanto à variável *afrodescendente*, os resultados apresentaram significância estatística em apenas dois cursos, sendo que nesse caso, os estudantes afrodescendentes possuem uma taxa de sobrevivência menor se comparado com os demais estudantes. O fato de o curso ter um processo seletivo mais concorrido é outro fator que, na maioria dos casos, influencia de maneira positiva na taxa de sobrevivência se comparado com estudantes que entraram em cursos menos disputados. Por fim, ao se analisar a variável que corresponde ao IGC, tem-se que quanto maior a nota média da instituição, maiores são as chances de evadir – sendo a exceção os alunos não contemplados com Fies e que estão matriculados nos cursos de *engenharia, produção e construção*.

Para o caso dos estudantes oriundos do ensino privado, apresentados nas tabelas 8 e 9, foram utilizados os métodos de AFT e PH, sendo que, para este último, os seus resultados estão apresentados em *hazard rates*. Nesta situação, a interpretação altera: quando os valores estão abaixo de um, há uma redução no risco de evasão, se comparado com os demais estudantes.

TABELA 8
Resultado para os estudantes oriundos de escolas privadas não contemplados com Fies, podendo ser beneficiários do Prouni

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem-estar social
	<i>Time ratio</i>			
Feminino	1,129*** (0,0175)	1,071*** (0,00705)	1,104*** (0,0156)	1,063*** (0,0168)
Idade	1,005*** (0,000918)	1,002*** (0,000441)	1,004*** (0,00108)	1,007*** (0,00100)
Afrodscendente	0,979 (0,0150)	0,951*** (0,00673)	0,893*** (0,0122)	0,989 (0,0140)
Prouni integral	1,064 (0,0694)	1,352*** (0,0431)	1,193*** (0,0676)	1,181*** (0,0730)
Prouni parcial	0,888* (0,0580)	0,975 (0,0311)	1,149** (0,0809)	0,846*** (0,0487)
Bolsa	1,186*** (0,0756)	1,073** (0,0340)	0,881** (0,0563)	1,138* (0,0792)
Financiamento	1,456*** (0,0379)	1,410*** (0,0169)	1,857*** (0,0497)	1,784*** (0,0476)
Remunerada	1,563*** (0,200)	1,774*** (0,102)	4,219*** (0,569)	2,301*** (0,309)
Não remunerada	1,334*** (0,0232)	1,504*** (0,0122)	1,684*** (0,0282)	1,744*** (0,0305)
Integral	1,061 (0,0549)	0,994 (0,0268)	0,937*** (0,0200)	1,395*** (0,0290)
Bacharelado	0,924 (0,101)	1,990*** (0,145)		1,067 (0,428)
Enem	1,145*** (0,0394)	1,036*** (0,0133)	0,986 (0,0201)	1,064** (0,0289)
Concorrido	0,889*** (0,0153)	1,070*** (0,00724)	1,060*** (0,0144)	1,042*** (0,0162)
IGC contínuo	0,956*** (0,0114)	1,055*** (0,00498)	1,074*** (0,0124)	1,038*** (0,0114)
Constante	5,031*** (0,207)	2,646*** (0,199)	4,899*** (0,207)	4,282*** (1,727)
Observações	48.519	326.534	111.597	100.841

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância a * 10%; ** 5%; e *** 1%.

Em geral, receber algum tipo de benefício financeiro reduz o risco de abandono ou aumenta as chances de sobrevivência no curso, quando comparado com os demais estudantes que não foram contemplados com esse apoio – a única exceção é para os alunos que não receberam o Fies e que estavam matriculados em cursos da área de *engenharia, produção e construção* com alguma bolsa, e para os estudantes dos cursos da área de *saúde e bem-estar social* que receberam o Prouni parcial. Ao se observar a tabela 9, pode-se afirmar que as estudantes do sexo feminino dos cursos de *ciências sociais, negócios e direito* contempladas com o Fies apresentam 7,8% menos chances de evadir do que os do sexo masculino, e as dos cursos da área de *engenharia produção e construção*, 13%. Esse resultado, assim como o que se refere à idade, é semelhante ao encontrado para o caso dos alunos oriundos do ensino público.

Interessante destacar que para a variável *afrodescendente*, os resultados também são semelhantes aos dos alunos oriundos de escolas públicas. Em função dos diferentes métodos aplicados, os afrodescendentes contemplados com o Fies apresentaram menores chances de sobrevivência ou maior risco de evadir em comparação aos demais alunos. Os estudantes afrodescendentes oriundos de um ensino médio privado e que se matricularam em cursos de *ciências sociais, negócios e direito* e na área de *engenharia, produção e construção* evadem mais, independentemente de serem contemplados ou não com o Fies. Esse resultado chama a atenção, pois esses estudantes não estariam respondendo aos incentivos financeiros decorrentes do programa para a permanência no ensino superior.

Ao se analisar a variável IGC, tem-se diferentes resultados para cada curso. Para a área de *educação*, o valor abaixo de um encontrado para os não beneficiados pelo Fies (tabela 8) estão relacionados positivamente com a permanência no curso. Quanto à concorrência, a maioria dos resultados indicam que alunos ingressantes em cursos cujo número de candidatos inscritos é superior à quantidade de vagas ofertadas possuem um menor risco de evasão ou uma maior probabilidade de permanência. Além disso, para grande parte dos cursos, o fato de ser turno integral também apresenta significância estatística, sendo que a maioria dos resultados indica que isso reduz a chance de evasão ou aumenta as chances de continuar na graduação. Esse tipo de evidência pode estar correlacionado com o *background* familiar do estudante, pois a maioria dos estudantes matriculados nesses cursos fizeram o ensino médio em escolas privadas. Logo, as condicionalidades (estudar o dia todo) desse tipo de curso podem afetar as preferências daqueles que cursaram o ensino médio em escolas públicas e, portanto, tem maior chance de trabalhar.

TABELA 9
Resultado para os estudantes oriundos de escolas privadas contemplados com Fies, podendo ser beneficiários do Proni

	Educação	Ciências sociais, negócios e direito	Engenharia, produção e construção	Saúde e bem- estar social
	<i>Hazard ratio</i>			<i>Time ratio</i>
Feminino	0,912 (0,112)	0,922* (0,0407)	0,870** (0,0588)	1,013 (0,0333)
Idade	0,973*** (0,00924)	0,985*** (0,00332)	0,975*** (0,00596)	1,008*** (0,00234)
Afrodescendente	1,101 (0,134)	1,223*** (0,0541)	1,248*** (0,0773)	0,942** (0,0265)
Anos Fies	0,873** (0,0492)	1,001 (0,0156)	0,913*** (0,0173)	1,033*** (0,0107)
Proni parcial	1,564 (0,578)	1,058 (0,127)	0,910 (0,173)	0,905 (0,0715)
Bolsa	1,281 (0,655)	1,239 (0,228)	1,118 (0,305)	1,055 (0,196)
Financiamento	0,408*** (0,0510)	0,265*** (0,0127)	0,331*** (0,0213)	2,024*** (0,0672)
Remunerada	0,516 (0,263)	0,581*** (0,0980)	0,282*** (0,0676)	1,532** (0,284)
Não remunerada	0,610*** (0,0793)	0,669*** (0,0326)	0,467*** (0,0339)	1,341*** (0,0414)
Integral	0,736 (0,338)	0,915 (0,170)	0,710*** (0,0871)	1,298*** (0,0488)
Bacharelado	3,026 (3,056)	0,171*** (0,0769)		0,00555 (1,369)
Enem	0,969 (0,268)	1,028 (0,0785)	0,901 (0,0901)	0,961 (0,0493)
Concorrido	0,942 (0,135)	0,886*** (0,0391)	0,910 (0,0566)	1,151*** (0,0349)
IGC contínuo	0,904 (0,0781)	0,949 (0,0342)	1,149** (0,0707)	0,974 (0,0196)
Constante	0,0823*** (0,0291)	0,184*** (0,0860)	0,0308*** (0,00667)	962,2 (237.215)
Observações	4.764	48.972	26.679	36.927

Fontes: Inep (2010; 2011; 2012; 2013; 2014; 2015; 2016).

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância a * 10%; ** 5%; e *** 1%.

No que se refere à variável que analisa se o aluno entrou no curso por meio do Enem, tem-se resultados diferentes, conforme a escola de ensino médio de origem do aluno. Para aqueles que são oriundos da rede pública, entrar no ensino superior aumenta o tempo de vida do aluno, enquanto para os alunos que vieram de escolas privadas, a chance de evadir aumenta. Em função do ingresso pelo Enem ser recente, esse tema ainda é pouco discutido.

Porém, no trabalho de Almeida *et al.* (2016), tem-se que os alunos de uma instituição pública federal evadiram mais quando ingressaram nos cursos por intermédio do Enem *vis a vis* aos entrantes pelos processos tradicionais – vestibular e ingresso seriado. Um dos motivos apontados para esse resultado é o fato de o aluno ter, pelo sistema de seleção unificada (Sisu), a possibilidade de mudar a sua opção de curso ao longo da seleção. Entretanto, quando há essa mudança, os indivíduos tendem a optar por cursos em que seja mais fácil o ingresso, mas que não são necessariamente a sua escolha preferida.

A questão-chave é que os agentes – ou seja, os candidatos – são movidos pelo seu nível de esforço e pelas suas preferências, tendo em vista um número limitado de vagas disponíveis em um ambiente concorrencial. Como destaca Machina (1987), os modelos de escolhas sob incerteza indicam que as preferências são regidas pelo grau de aversão ao risco dos agentes, em que o acesso à informação pode alterar as probabilidades subjetivas em favor de uma cesta de consumo com menor risco.

Uma ressalva que deve ser feita ao comparar os resultados de universidades públicas e privadas é que, enquanto as primeiras foram obrigadas a adotar o Sisu, as privadas o fizeram por opção, e de forma mais gradual do que as primeiras. Isso explica o porquê, nas estatísticas descritivas, menos de 25% da amostra ter ingressado no ensino superior privado por esse sistema. Outros resultados que são semelhantes ao apresentado anteriormente são os das atividades remuneradas e não remuneradas: o aluno que apresenta essas características tem maiores chances de permanecer no ensino superior ou menor probabilidade de evadir.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O ensino superior brasileiro passou por transformações significativas nos últimos anos. Ao perceber a escassez de jovens com ensino superior, o governo federal decidiu investir em medidas para reverter esse cenário. Foram realizadas não só mudanças estruturais, por meio da criação de novas instituições, cursos e vagas em universidades já existentes, mas também transformações institucionais, por meio da formulação de políticas que permitiam uma maior acessibilidade e permanência de jovens em situação de vulnerabilidade socioeconômica. Dentro desse cenário, em 1999, foi criado o Fies.

Esse programa passou por diversas mudanças ao longo da sua existência, tanto no que se refere as suas normas quanto no que concerne aos valores destinados aos empréstimos. Recentemente, o Fies vem chamando a atenção devido a sua expansão expressiva em valores, assim como no aumento da inadimplência. Um dos motivos que pode estar relacionado a esse fenômeno são as elevadas taxas de evasão do ensino superior. Somente no ano de 2014, 7,4% dos contemplados com o Fies evadiram no primeiro ano do curso (Semesp, 2016).

Esse fenômeno compromete a continuidade do programa. A ideia era que, com o decorrer do tempo, fosse possível financiar os novos contratos a partir da quitação das dívidas dos empréstimos mais antigos. Porém, nos últimos anos a inadimplência está aumentando. De acordo com Brasil (2017), em 2016, a inadimplência alcançou 46,5% dos contratos firmados a partir de 2010 e 51,4% de todo o estoque, o que faz com que a perda esperada do programa fique próxima a 50%. Dado que os fundos para o Fies vêm de verba pública, além de prejudicar o programa, há uma perda para a sociedade em geral. No momento em que o aluno abandona o curso e, conseqüentemente, podendo ter dificuldades para pagar os valores contratados, a sociedade perde o recurso, que poderia ter sido investido em outra área ou em outro estudante, além de não contar com as externalidades positivas causadas por indivíduos com maior grau de instrução.

O tipo de escola de ensino médio (pública ou privada) pode lhe dar acesso a instituições de ensino superior com qualidade muito distinta. Os concluintes em escolas de ensino médio privadas estão mais associados a cursos integrais e de IGC mais elevado. Contudo, não é o que se verifica para os estudantes concluintes de escolas de ensino médio públicas. Diversas políticas de acesso a esse nível de ensino são direcionadas aos concluintes de escolas públicas de ensino médio, como o Prouni que é voltado para as universidades privadas e as cotas que visam ao acesso às universidades públicas. O Prouni está relacionado à renúncia fiscal da universidade e, em troca, concede vagas para estudantes de escolas públicas ou de bolsistas integrais de escolas privadas, passando a ser uma opção ao Fies. O programa possui duas modalidades: parcial e integral.

Por meio da realização de modelos de análise de sobrevivência, os resultados mostraram que o Fies (pode ser acessado por concluintes do ensino médio público ou privado) aumenta a permanência do estudante no ensino superior com efeitos maiores para os estudantes concluintes de escolas públicas. No entanto, não se verifica uma menor taxa de evasão sobre os estudantes afrodescendentes (beneficiários ou não do Fies). Para esse público, a evasão pode estar além de uma situação relacionada a crédito, cabendo investigações adicionais. Esse resultado pode ser uma evidência de que a política para o ingresso ao ensino superior seja frágil, pois a correção das distorções geradas ao longo da formação discente (ensino fundamental e médio) talvez sejam tardias ou insuficientes.

Outras formas de crédito como bolsas e Prouni integral contribuem para a manutenção do estudante nesse nível de ensino, parecendo exercer um papel de substituto ao Fies, principalmente para os concluintes de escolas públicas que não tiveram acesso ao empréstimo. As regras do Prouni podem ser mais atrativas, uma vez que desobriga o estudante de realizar os pagamentos ao final da graduação, embora sejam restritivas do ponto de vista da manutenção da bolsa. Verifica-se que o número de bolsas parciais cresce ao longo dos anos em detrimento das integrais. Isso obriga os estudantes contemplados com esse tipo de bolsa a financiar 50% do valor das mensalidades e, portanto, a opção pode se mostrar insuficiente para a permanência no ensino superior. Dessa forma, percebe-se que não basta a formulação de uma única política; pode-se possivelmente obter resultados mais satisfatórios analisando os diferentes grupos e pensando em políticas mais focalizadas.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, A. *et. al.* Estratégia safe choice sob menor incerteza e alocação ineficiente no ensino superior brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 44., Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3HCkWHg>>. Acesso em: 19 ago. 2018.

ANDIFES – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS DIRIGENTES DAS INSTITUIÇÕES FEDERAIS DE ENSINO SUPERIOR. **Diplomação, retenção e evasão nos cursos de graduação em instituições de ensino superior públicas.** [s.l.]: Comissão Especial de Estudos sobre a Evasão nas Universidades Públicas Brasileiras, 1996. Disponível em: <<https://bit.ly/30DhV9f>>. Acesso em: 5 jul. 2017.

BETTINGER, E. **How financial aid affects persistence.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, Jan. 2004. (Working Paper, n. 10242).

BRASIL. Congresso. Senado. **Constituição da República Federativa do Brasil.** Brasília: Senado Federal, 1988. Disponível em: <<https://bit.ly/30EAHg6>>. Acesso em: 25 set. 2016.

_____. Medida Provisória nº 1.865-4, de 26 de agosto de 1999. Dispõe sobre o Fundo de Financiamento ao Estudante do Ensino Superior e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 27 ago. 1999. Disponível em: <<https://bit.ly/30F4ANI>>. Acesso em: 20 set. 2016.

_____. Lei nº 11.096, de 13 de janeiro de 2005. Institui o Programa Universidade para Todos – PROUNI e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 7, 14 jan. 2005. Seção 1. Disponível em: <<https://bit.ly/3FAs5q2>>. Acesso em: 20 set. 2016.

_____. Ministério da Educação. **Prestação de contas ordinárias anual:** relatório de gestão do exercício de 2005. Brasília: MEC, 2006. Disponível em: <<https://bit.ly/3KOSWC1>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. Ministério da Educação. **Prestação de contas ordinárias anual**: relatório de gestão do exercício de 2008. Brasília: MEC, 2009. Disponível em: <<https://bit.ly/32ekXRw>>. Acesso em: 13 maio 2017.

_____. Ministério da Educação. **Prestação de contas ordinárias anual**: relatório de gestão do exercício de 2015. Brasília: MEC, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3l1SyVp>>. Acesso em: 13 maio 2017.

_____. Ministério da Educação. **Prestação de contas ordinárias anual**: relatório de gestão do exercício de 2016. Brasília: MEC, 2017. Disponível em: <<https://bit.ly/35vTeNZ>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

BRITTO, A. M. de; WALTERBERG, F. É atrativo tornar-se professor do ensino médio no Brasil? evidências com base em decomposições paramétricas e não paramétricas. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 1, p. 5-44, jan.-mar. 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3kSBBwO>>. Acesso em: 28 ago. 2018.

CHEN, R.; DESJARDINS, S. Investigating the impact of financial aid on student dropout risks: racial and ethnic differences. **Journal of Higher Education**, v. 81, n. 2, p. 179-208, Mar.-Apr. 2010.

DESJARDINS, S.; AHLBURG, D.; MCCALL, B. An event history model of student departure. **Economics of Education Review**, v. 18, n. 3, p. 375-390, 1999.

DOWD, A.; COURY, T. The effect of loans on the persistence and attainment of community college students. **Research in Higher Education**, v. 47, n. 1, p. 33-62, Feb. 2006. Disponível em: <<https://bit.ly/3r7qh3s>>. Acesso em: 10 jul. 2017.

GROSS, J. P. K.; HOSSLER, D.; ZISKIN, M. Institutional aid and student persistence: an analysis of the effects of institutional financial aid at public four-year institutions. **Journal of Student Financial Aid**, v. 37, n. 1, p. 28-39, 2007

HOSMER JUNIOR, D. W.; LEMESHOW, S. (Org.). **Applied survival analysis: regression modeling of time to event data**. 1. ed. New York: John Wiley & sons, Inc, 1999.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais**: uma análise das condições de vida da população brasileira. Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3DCsmIe>>. Acesso em: 10 jul. 2017.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3Ha3nOb>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3g64zq5>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3g3q0rM>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2013. Disponível em: <<https://bit.ly/3o4WExA>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3ubmvrH>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/3u646w4>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

_____. **Microdados do Censo da Educação Superior**. 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3L1cjrN>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

KALTENBAUGH, L. S.; ST. JOHN, E. P.; STARKEY, J. B. What difference does tuition make? An analysis of ethnic differences in persistence. **Journal of Student Financial Aid**, v. 29, n. 2, p. 45-52, July 1999. Disponível em: <<https://bit.ly/3HaDrSB>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

KAPLAN, E.; MEIER, P. Nonparametric estimation from incomplete observations. **Journal of the American Statistical Association**, v. 53, n. 282, p. 457-481, Jun. 1958.

LIMA JUNIOR, P.; SILVEIRA, F. L. da; OSTERMANN, F. Análise de sobrevivência aplicada ao estudo do fluxo escolar nos cursos e graduação em física: um exemplo de uma universidade brasileira. **Revista Brasileira de Ensino em Física**, v. 34, n. 1, p. 1403-1410, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3g56aMW>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

MACHINA, M. J. Choice under uncertainty: problems solved and unsolved. **Journal of Economic Perspectives**, v. 1, n. 1, p. 121-154, 1987.

MURDOCK, T. A. Does financial aid really have an effect on student retention? **Journal of Student Financial Aid**. v. 19, n. 1, p. 4-16, 1989. Disponível em: <<https://bit.ly/3KRmWxa>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

NORA, A. Campus-based aid programs as determinants of retention among hispanic community college students. **The Journal of Higher Education**, v. 61, n. 3, p. 312-331, May-June 1990.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance: OECD indicators 2006**. Paris: OECD Publishing, 2006.

_____. **Education at a glance: OECD indicators 2015**. Paris: OECD Publishing, 2015.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Declaração Universal dos Direitos Humanos**. Paris, 1948. Disponível em: <<https://uni.cf/3G8IXUm>>. Acesso em: 6 jan. 2022.

PEDROSA, R. *et al.* Access to higher education in Brazil. **Widening participation and lifelong learning**, v. 16, n 1, p. 5-33, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3HU8CCC>>. Acesso em: 1 maio 2017.

SANTELICES, M. V. *et al.* Determinants of persistence and the role of financial aid: lessons from Chile. **Higher Education**, v. 71, n. 3, p. 323-342, Mar. 2016.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Lei nº 10.260, de 12 de julho de 2001. Dispõe sobre o Fundo de Financiamento ao estudante do Ensino Superior e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, p. 2, 13 jul. 2001. Seção 1. Disponível em: <<https://bit.ly/3kOvhGo>>. Acesso em: 20 set. 2016.

_____. Ministério da Educação. **Análise sobre a expansão das universidades federais: 2003 a 2012**. Brasília: MEC, 2012. Disponível em: <<https://bit.ly/3kVyP9R>>. Acesso em: 30 ago. 2015.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Education at a glance: OECD indicators 2017**. Paris: OECD Publishing, 2017.

SEMESP – SINDICATO DAS MANTENEDORAS DO ENSINO SUPERIOR. **Mapa do Ensino Superior no Brasil**. [s.l.], 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/3DIILoge>>. Acesso em: 15 jul. 2017.

Originais submetidos em: nov. 2018.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.

OS EFEITOS DAS MEDIDAS *ANTI-DUMPING* DO BRASIL SOBRE SUAS IMPORTAÇÕES¹

Giulio Caliani²

Sérgio Kannebley Júnior³

Este trabalho avalia os efeitos das medidas *anti-dumping* (AD) do país sobre os fluxos de importação originários dos países sujeitos (nomeados) e não sujeitos (não nomeados) às suas investigações. Os resultados econométricos demonstram que a resposta à introdução das medidas AD por parte das firmas petionárias esteve condicionada ao período de análise. Quando se consideraram as investigações iniciadas entre 1999 e 2006, período de uso moderado do instrumento, as medidas AD reduziram as importações provenientes dos países nomeados (destruição de comércio) e elevaram as importações provenientes dos países não nomeados (criação de comércio). No entanto, a partir de 2007, quando se intensificou o uso das medidas AD do Brasil, estas passaram a produzir somente o efeito de destruição de comércio. Assim, a intensificação desta política comercial, ao mesmo tempo que a tornou mais eficaz, também a tornou mais deletéria ao comércio exterior brasileiro.

Palavras-chave: comércio internacional; *dumping*; importação.

THE EFFECTS OF BRAZIL'S ANTI-DUMPING MEASURES ON ITS IMPORTS

This work evaluates the effects of the country's anti-dumping (AD) measures on the import flows from countries that were subject (named) to and not subject (nonnamed) to investigations. The econometric results demonstrate that the response to anti-dumping measures' introduction was conditioned upon the analysis period. When one takes into account the investigations initiated between 1999 and 2006, a moderated period of use of the instrument, one can see that the AD measures decreased imports from named countries (trade destruction) but increased imports from the non-named countries (trade creation). Nevertheless, following 2007, when AD measures' implementation had intensified, these only produced the trade destruction effect. Therefore, this trade policy intensification, at the same time that turned it more effective, also turned it more deleterious to the Brazilian foreign trade.

Keywords: international trade; dumping; imports.

JEL: F13.

1 INTRODUÇÃO

A prática de *dumping* é legalmente definida no artigo VI do Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT) como a exportação de um produto (líquido de custos de transação) a preço inferior ao seu valor normal, isto é, ao preço praticado no mercado doméstico do país exportador para produto similar.⁴ A norma também

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art3>

2. Mestre em economia aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP). *E-mail:* <giulioaliani@alumni.usp.br>.

3. Professor titular do Departamento de Economia da FEA-RP/USP. *E-mail:* <skj@usp.br>.

4. Disponível em: <<https://bit.ly/3llhgjL>>.

define requisitos necessários para a aplicação do direito *anti-dumping* (AD), uma forma de proteção contingente⁵ ao *dumping*: determinar que a discriminação de preços causa dano material à indústria doméstica do país importador, ou que retarda seu estabelecimento. A cobrança do direito AD não deve exceder a margem de *dumping* auferida pelas firmas estrangeiras – diferença entre o valor normal e o valor praticado a preço de *dumping*.⁶

No entanto, a preocupação das autoridades com o aparato de medidas AD aumentou em razão deste mecanismo de proteção contingente atualmente se constituir na principal fonte de fricção do comércio internacional. Para Prusa e Skeath (2005), é muito difícil se atribuir o crescente uso das medidas AD à mera premissa de *dumping*, tendo-se tornado uma forma proeminente de protecionismo por parte da maioria dos países do mundo. Ocorre que, apesar da retórica técnica de que estão resguardados os códigos do GATT, o julgamento a respeito dos requisitos citados permite uma ampla margem de subjetividade, fazendo com que as medidas AD incorporem outros objetivos que não estritamente o combate à prática de comércio desleal.

Uma característica fundamental das medidas AD, que as diferencia das barreiras tarifárias, é a sua natureza discriminatória: apenas um subconjunto dos países que exportam para o país de origem da investigação é examinado pela alegada prática de *dumping* – países nomeados. O aumento dos preços cobrados por estes países deve causar a retração das importações; no entanto, caso isto não se reverta plenamente em aumento da produção doméstica, um possível efeito decorrente das medidas AD é o de desvio de comércio para países não nomeados, o que reflete a redução de eficácia do instrumento. Assim, o problema geral que emerge é o de se averiguar a ocorrência de desvio de comércio e, caso confirmada, a forma como se dá.

Prusa (1996) foi o primeiro estudo a abordar o tópico. Para os Estados Unidos, ele encontrou evidências de que as importações provenientes dos países nomeados em investigações AD foram desviadas para países não nomeados, concluindo que a barreira não tarifária foi ineficaz em regular as importações norte-americanas durante o período analisado. Brenton (2001) obteve resultados semelhantes para a União Europeia (UE). Por outro lado, autores como Konings, Vandenbussche e Springael (2001), Niels (2003) e Ganguli (2008) não encontraram evidências de desvio de comércio para a UE, o México e a Índia, respectivamente. A divergência de resultados reflete o caráter específico de cada país e de seus parceiros comerciais, bem como possíveis diferenças metodológicas.

5. Termo que se explica pelo fato das ações serem deflagradas por preços e contingências de danos.

6. Parágrafos 1 e 2 do artigo VI do GATT, e artigo 9.2 do Acordo *Anti-Dumping*.

Este artigo procura contribuir à análise dos efeitos das medidas AD do Brasil sobre as suas importações, dando continuidade ao esforço iniciado em Kannebley Júnior, Remédio e Oliveira (2017), o qual evidenciou os efeitos adversos sobre a produtividade das firmas industriais brasileiras e a correspondente elevação das suas margens de lucro. Busca-se avaliar os efeitos primários sobre os valores, quantidades e preços de importação, que podem auxiliar na compreensão dos efeitos anticompetitivos produzidos pelas medidas AD à indústria nacional.

A utilização de medidas AD por parte do Brasil teve início em 1987 – quando só então os códigos referentes ao Acordo *Anti-Dumping* (AAD) inicial foram publicados na legislação nacional –, tornando-se notória nos anos recentes. O ponto de inflexão da trajetória de uso foi o ano de 2007: a partir de então, o país tornou-se um dos três maiores peticionários de investigações AD do mundo. A partir de 2007 se verificou uma alteração tanto na intensidade quanto no escopo do uso das medidas AD. Nesse sentido, buscou-se analisar se os efeitos das medidas AD sobre as importações brasileiras estiveram condicionados ao período, tendo como ponto de quebra estrutural o ano de 2007.

Para tais objetivos, coletaram-se informações de 302 casos AD registrados pelo Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) e compilados em Bown (2015), que abarcam o período de 1999 a 2014, além de informações das importações registradas pelo MDIC, que abarcam o período de 1997 a 2016. Estimaram-se modelos para dados em painel dinâmico, com as seguintes variáveis dependentes: valores, quantidades e preços de importação. A decomposição dos valores em quantidades e preços permitiu que se verificasse a origem dos efeitos das medidas AD sobre estes diferentes componentes, bem como sua interação com os diferentes períodos analisados.

Os resultados encontrados neste trabalho demonstraram que a eficácia da política AD do Brasil esteve condicionada à intensidade e ao escopo com que este tipo de proteção contingente foi utilizado. Para todo o período amostral, de forma geral, as medidas AD eventualmente elevaram os preços de importação e parcialmente desviaram o comércio. Para o período de uso moderado do instrumento (1999 a 2006) verificou-se que as medidas AD não elevaram os preços de importação e desviaram o comércio. Já no período de aceleração do seu uso (2007 a 2014) produziram elevação substancial dos preços de importação e destruíram o comércio.

O artigo se estrutura da seguinte forma: a seção 1 apresenta uma breve revisão da literatura sobre o tema; a seção 2 analisa de forma descritiva a base de dados; a seção 3 reporta a metodologia empregada para a estimação econométrica e os resultados gerados; e a seção 4 tece os comentários finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O trabalho de Bown e Crowley (2007) apresentou os conceitos de i) *destruição de comércio*, a qual diz respeito ao efeito negativo que as medidas de defesa comercial exercem sobre as importações provenientes dos países nomeados; e de ii) *criação de comércio*, a qual refere-se ao efeito positivo que as medidas de defesa comercial exercem sobre as importações provenientes dos países não nomeados. A soma dos dois efeitos em igual magnitude resulta no efeito de *desvio de comércio*.

No que concerne às medidas AD, o efeito esperado sobre as importações provenientes dos países nomeados é o de destruição de comércio, uma vez que o resultante aumento dos preços de importação tende a retrair as quantidades de importação e, conseqüentemente, os próprios valores de importação. Por outro lado, o efeito esperado sobre as importações provenientes dos países não nomeados é ambíguo, uma vez que o país peticionário não exerce influência direta sobre os preços e as quantidades destas.

As evidências empíricas da literatura corroboraram a redução das importações originárias dos países nomeados como consequência das medidas AD, para diversos usuários do instrumento. Dentre os trabalhos que constataram destruição de comércio resultante da aplicação dos direitos AD, destacam-se os de Konings, Vandebussche e Springael (2001) (UE/1985-90) – redução de quase 31% das importações em cinco anos; Niels (2003) (México/1992-97) – redução de 72% das importações em três anos; Malhotra, Rus e Kassam (2008) (EUA/*commodities* agrícolas/1990-02) – redução de 52% das importações em um ano; e Malhotra e Rus (2009) (Canadá/1990-00) – redução de quase 76% das importações em um ano.

Paralelamente, uma questão empírica a se considerar é a da ocorrência de destruição de comércio durante o período das investigações AD, independentemente do resultado final das mesmas. Staiger e Wolak (1994) denominaram este fenômeno de *efeito de investigação*. De acordo com os autores, tal efeito ocorre sob a hipótese do i) *peticionário de resultado*, isto é, quando a ameaça da aplicação dos direitos AD é crível o suficiente para causar receio às firmas investigadas – por exemplo, de receber uma cobrança retroativa dos direitos preliminares ao final das investigações ou de que o sistema AD em vigência seja retrospectivo;⁷ ou do ii) *peticionário de processo*, isto é, quando mesmo a ameaça não crível da aplicação dos direitos AD causa receio às firmas investigadas – de perder uma fatia expressiva dos seus mercados de exportação. Esta última hipótese se verificou no trabalho de Prusa (2001) (EUA/1980-1994), por exemplo, que indicou destruição de comércio norte-americano durante o período de investigação de casos que posteriormente

7. O sistema AD norte-americano estudado por Staiger e Wolak (1994), por exemplo, cobra direitos *ex-ante* e reembolsa as firmas domésticas mesmo em casos que resultam na rejeição das medidas.

resultaram na rejeição das medidas AD – redução de 33% das importações no ano seguinte ao do início das investigações.

Outra questão empírica considerada é a da ocorrência de destruição de comércio em casos solucionados por meio de compromisso de preços.⁸ Staiger e Wolak (1994) denominaram este fenômeno de *efeito de suspensão*. Prusa (2001) também indicou a ocorrência de tal efeito para os casos norte-americanos – redução de 138% das importações em três anos. Estas evidências empíricas sugerem que as importações visadas efetivamente podem ser afetadas pelas medidas AD como um todo, mesmo que os direitos AD não venham a ser aplicados.

Em contrapartida, apenas algumas evidências empíricas corroboraram a elevação das importações originárias dos países não nomeados como consequência das medidas AD. Os principais trabalhos a constatar criação de comércio em casos que resultaram na aplicação dos direitos AD foram os de Brenton (2001) (UE/1989-1994) – elevação de 78% das importações em dois anos; Prusa (2001) – elevação de quase 195% das importações em três anos; e Ganguli (2008) (Índia/1992-2002) – elevação de quase 53% das importações em dois anos. Contudo, somente os dois primeiros trabalhos encontraram evidências de desvio de comércio. O trabalho de Ganguli (2008), ao contrário dos demais, indicou elevação praticamente sincronizada dos preços de importação cobrados pelos países nomeados e não nomeados, o que contribuiu para limitar o efeito de desvio de comércio.

Uma elevação dos preços de importação cobrados pelos países não nomeados pode ser reflexo do seu receio de se tornarem alvos de novas investigações AD – Niels (2003) denominou este fenômeno de *efeito de reputação*. Contudo, também pode ser reflexo da sua estratégia de combate à formação de cartéis entre as firmas petionárias e as firmas dos países nomeados – Niels (2003) denominou este fenômeno de *efeito de colusão*. Prusa (1996) (EUA/1980-1988), por exemplo, atribuiu esta última justificativa teórica à elevação dos preços de importação cobrados pelos países não nomeados, que se situou entre 60% a 70% da variação dos preços de importação cobrados pelos países nomeados. Desta forma, as medidas AD podem ser eficazes ao induzirem uma elevação generalizada dos preços de importação e assim mitigarem os riscos de desvio de comércio.

Em suma, a revisão da literatura explana diferentes possibilidades de efeito do uso das medidas AD sobre os fluxos unilaterais de comércio entre os países, e que devem depender, em última instância, do arcabouço institucional e legal que rege a aplicação dos direitos AD.

8. Situação em que o exportador acusado de *dumping* se compromete a aumentar os preços de exportação, evitando-se a cobrança de quaisquer outras medidas provisórias.

3 BASE DE DADOS

3.1 Amostragem

Para a amostragem de investigações AD brasileiras, fez-se uso da base de dados de *Anti-dumping* Global (GAD) elaborada por Bown (2015). A GAD apresenta relatórios de mais de trinta membros da Organização Mundial do Comércio (OMC), registrando, para cada país, informações como: as datas referentes não só às decisões preliminares e finais de *dumping* e dano, mas também às medidas, quando implementadas; os códigos do Sistema Harmonizado de Designação e Classificação de Mercadorias (HS⁹) de produtos em investigação; os nomes das firmas petionárias e acusadas nas investigações; entre outros.

Foram combinadas à estas informações aquelas fornecidas pelo sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior (AliceWeb, substituído em 2018 pela ComexStat¹⁰) – plataforma de consulta a dados desenvolvida e administrada pela Secretaria de Comércio Exterior (Secex), do MDIC. Realizaram-se consultas das importações de produtos seguindo a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).^{11,12}

Selecionaram-se as importações oriundas de todos os parceiros comerciais do Brasil para os produtos alvos das investigações AD entre 1999 e 2014, formando-se séries de dois anos antes a cinco anos após o início de cada investigação¹³ – as primeiras importações datam de 1997 e as últimas de 2016. É importante ressaltar que a UE é reconhecida pelo Departamento de Defesa Comercial (Decom) como bloco econômico e político, pois assim se caracteriza. Desta forma, quando se constitui a UE como origem investigada em procedimentos de defesa comercial, as medidas que podem resultar desses procedimentos incidem sobre o(s) produto(s) originário(s) de qualquer país integrante do bloco.¹⁴

Os dados das importações, ajustados ao deflator implícito do produto interno bruto (PIB) de cada país, revelam informação sobre as seguintes variáveis: valor total

9. Sistema internacionalmente padronizado de codificação e classificação de produtos de importação e exportação. Os dois primeiros dígitos (HS2) representam o capítulo no qual foi classificado a mercadoria; o terceiro e quarto dígito representam a posição, dentro do capítulo correspondente, da mercadoria; o quinto dígito está relacionado a subposição simples ou de primeiro nível; o sexto dígito está relacionado a subposição composta ou de segundo nível.

10. Disponível em: <<https://bit.ly/3D6Na9A>>.

11. Nomenclatura adotada pelo Brasil a partir de janeiro de 1997 e pelos demais países do Mercosul, que tem por base o sistema harmonizado (HS), com seus seis primeiros dígitos correspondendo à nomenclatura internacional do produto (HS6).

12. Como se convencionou a criação de mais dígitos identificadores para os países de acordo com o interesse de especificação das mercadorias de oito dígitos, a base GAD denominou por HS os códigos de oito dígitos (HS8).

13. Se os computadores norte-americanos da IBM receberam pedido de investigação de firmas brasileiras em 2005, por exemplo, coletaram-se importações brasileiras de computadores norte-americanos que ocorreram de 2003 a 2010, além das importações provenientes de todos os outros parceiros comerciais do Brasil a respeito dos mesmos computadores durante o período.

14. Informação fornecida pela Equipe Comex, do Portal do Sistema Integrado de Comércio Exterior (Siscomex), via <comexresponde@mdic.gov.br>, em 22 de dezembro de 2017.

da importação *free on board* (FOB),¹⁵ expresso em dólares; quantidade importada, expressa em peso líquido importado; e valor unitário da importação, expresso pela razão entre o valor total importado e a quantidade importada. Finalmente, os dados foram empilhados em um painel, cujos conjuntos país-produto-caso contêm uma observação para cada ano relativo à investigação de origem. Do total de 314 casos registrados no Brasil durante o período analisado, doze apresentam informação incompleta nas séries temporais de importações. Diante disso, a coleta amostral se limitou aos 302 casos remanescentes, referentes a 771 produtos investigados.

3.2 Análise descritiva

No começo de 1987, antes da execução da política de liberalização das importações, o Brasil implementou a primeira legislação a adotar o AAD, com o objetivo de atenuar eventuais pressões políticas dos setores produtivos. A promulgação da legislação propiciou à indústria doméstica um novo mecanismo de proteção à competição externa, sob competência do Ministério da Fazenda (MF).

Em 1995, o governo federal criou a Câmara de Comércio Exterior (Camex), órgão colegiado composto por diversos ministérios, e o Decom,¹⁶ um departamento específico do Ministério da Indústria, do Comércio e do Turismo (MICT)¹⁷ para realizar análises técnicas das investigações de defesa comercial (dano, *dumping*, salvaguardas etc.). Contudo, conforme Kume e Piani (2004), as decisões de sanção relativas a estas questões de defesa comercial ainda deveriam ser sancionadas pelo MF, ao qual estava subordinado o MICT.

Devido ao processo de liberalização comercial ainda em curso durante o ano de 1995, o governo incluiu na legislação duas cláusulas de exceção ao que consta no código do GATT/OMC,¹⁸ com o intuito de aliviar o viés protecionista dos produtores domésticos e garantir a estabilidade dos preços domésticos. Entretanto, ao final de 2001, as decisões de aplicação dos direitos AD passaram a ser tomadas pela Camex, cujo conselho era à época presidido pelo MDIC. De acordo com Kume e Piani (2004, p. 10), esta perda de representatividade do MF significou um enorme enfraquecimento em seu processo decisório, de tendência moderadora, frente ao MDIC, de tendência protecionista; além disto, eles ressaltam que “o esvaziamento de poder do MF (...) certamente submeteu-o ao risco de maiores

15. Designação de modalidade de repartição de responsabilidades, direitos e custos entre comprador e vendedor, no comércio de mercadorias.

16. Na nova estrutura regimental do Ministério da Economia, o Decom passou a ser denominado Subsecretaria de Defesa Comercial e Interesse Público (SDCOM), porém permaneceu vinculado à Secex.

17. Antigo MDIC.

18. 1) Exclusão do impacto do processo da liberalização das importações sobre os preços domésticos na estimativa do dano; 2) poder de decisão às autoridades competentes pela suspensão da aplicação dos direitos AD ou pela aplicação de direitos diferentes do recomendado, mesmo que haja comprovação de dano e *dumping* – em que pese o “interesse nacional” (Kume e Piani, 2004).

pressões emergentes de interesses muitas vezes conflitantes entre os executores de políticas governamentais e os de determinados setores produtivos locais”.

Ainda, em 2003, no sentido de ampliar a divulgação e acelerar os procedimentos investigativos de medidas AD e de outras de defesa comercial, o MDIC anunciou a adoção da “nova estratégia do sistema brasileiro de defesa comercial”, um conjunto de metas específicas a serem cumpridas pelo Decom.

Apesar do maior número de investigações AD registrado nos anos posteriores, continuaram repercutindo reclamações do setor privado concernentes à lentidão dos processos, que não haviam sido integralmente sanadas pelo plano anterior. Em 2011, o governo federal atendeu às pressões do setor e inseriu as medidas AD no Plano Brasil Maior (PBM), de fomento à competitividade da indústria nacional, por meio da modalidade de defesa comercial. Como resultado, em 2013, o Decom foi reaparelhado, e outras mudanças no arcabouço institucional foram implementadas por meio da publicação do Decreto nº 8.058 (que revogou o antigo Decreto nº 1.602)¹⁹ e das diversas Portarias Secex: diminuição do prazo médio para a investigação de dano preliminar (de 180 para 120 dias) e redução do prazo médio de conclusão das investigações (de quinze para dez meses). De acordo com Pimentel (2013), tais medidas tiveram por objetivo proporcionar maior celeridade ao instrumento de proteção contingente. Sendo assim, houve desde 2001 um claro direcionamento da política comercial em incentivar a utilização das medidas AD e agilizar a aplicação dos direitos AD.

O crescente uso intenso das medidas AD por parte do Brasil andou vinculado ao julgamento de uma política comercial protecionista. Segundo Araújo Júnior (2017), as firmas fabricantes de PVC (mercadoria básica fabricada pelo setor de químicos), por exemplo, desenvolveram o hábito de renovar sistematicamente os pedidos de investigação, mesmo cientes de que viriam a falhar em assegurar a aplicação dos direitos AD – ver a hipótese do *peticionário de processo*. Desta maneira, segundo o autor, o mecanismo de proteção foi direcionado para promover os interesses anticompetitivos de produtores domésticos em vez de contrabalançar os supostos efeitos danosos causados pela prática de *dumping*.

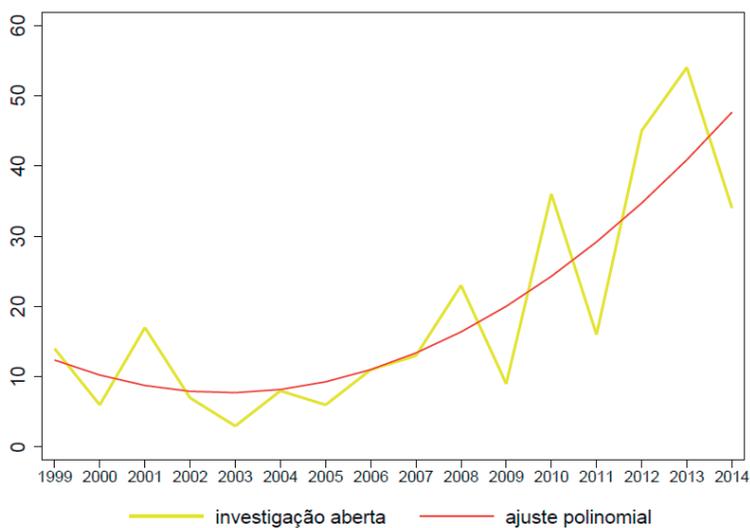
O gráfico 1A revela o crescimento exponencial das investigações AD do Brasil, que se pode dividir nos seguintes períodos: de aprendizagem de uso (1999-2002), quando poucas investigações foram abertas; de moderação de uso (2003- 2006), trecho de inflexão da série temporal; de aceleração de uso (2007-2010), quando o número de petições protocoladas começou a aumentar a um nível acima da média dos anos anteriores; e de assiduidade de uso (2011-2014), quando o Brasil elevou o número das investigações iniciadas a patamares recordes (Araújo Júnior, 2017).

19. Disponível em: <<https://bit.ly/32J7p0N>>.

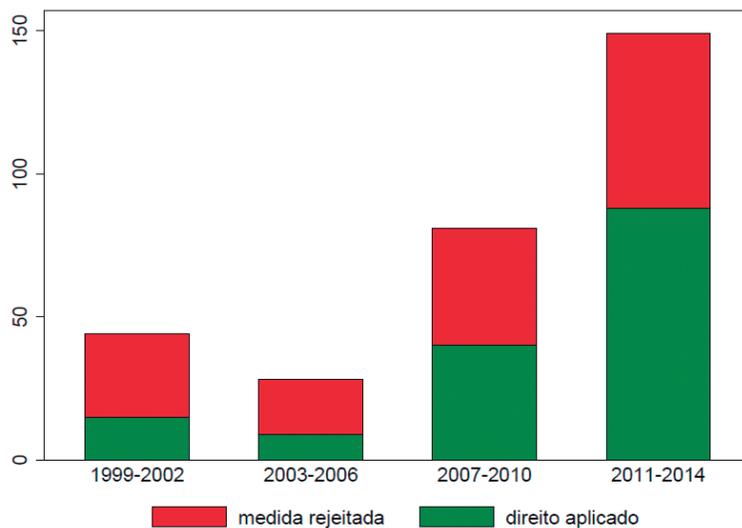
GRÁFICO 1

Evolução das investigações *anti-dumping* iniciadas e concluídas pelo Brasil (1999-2014)

1A – Investigações



1B – Resultados



Fonte: OMC (2016), disponível em: <<https://bit.ly/3r5Zkgf>> e <<https://bit.ly/3rZ4qdl>>.

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).

O gráfico 1B, por sua vez, chama a atenção para a parcela crescente das investigações concluídas com aplicação dos direitos AD: em 1999-2002, apenas 34% das investigações resultaram em direitos aplicados; em 2003-2006, o número se manteve estável, em 32%; mas em 2007-2010, aumentou para quase 50%; e em 2011-2014, atingiu 59%. Estes dados indicam que as medidas AD movidas pelas firmas petionárias passaram a ser mais atendidas nos últimos dois subperíodos, demonstrando a maior sensibilidade das autoridades governamentais frente às suas demandas de proteção.

A tabela 1 lista os países mais frequentemente nomeados entre 1999 e 2014. É notório o foco que o país dirigiu à China, que sozinha representou quase 20% das investigações recebidas. Os cinco exportadores que encabeçam a lista – em ordem decrescente: China, Estados Unidos, Coreia do Sul, Alemanha e Índia – representaram combinados mais de 35% das nomeações. No geral, os catorze países mais citados representaram, juntos, quase 60% do total das nomeações do período.

TABELA 1
Países mais nomeados em investigações *anti-dumping* do Brasil (1999-2014)

País	Quantidade de nomeações	%
China	131	17,1
Estados Unidos	44	5,7
Coreia do Sul	36	4,7
Alemanha	31	4,0
Índia	29	3,8
Taiwan	28	3,7
Bélgica	22	2,9
Finlândia	21	2,7
Reino Unido	21	2,7
Itália	20	2,6
Áustria	19	2,5
França	19	2,5
Espanha	18	2,4
Argentina	17	2,2
Outros	315	40,9

Fonte: Bown (2015).
Elaboração dos autores.

Os países em desenvolvimento – principalmente comandados por China, Coreia do Sul e Índia – passaram a ser mais suscetíveis às investigações brasileiras

a partir de 2007. Antes disto, na contramão das tendências mundiais da época, as nomeações contra os países desenvolvidos prevaleciam.

A tabela 2 lista os setores nomeados em investigações AD do Brasil, de acordo com a Organização Mundial de Aduanas (World Customs Organization – WCO). Os setores de plásticos, químicos, metais, animais e têxteis foram os mais frequentemente nomeados de 1999 a 2014, seguindo-se a tendência mundial para os três primeiros.²⁰ Em todo o período amostral, mais de um terço das nomeações foi direcionado somente ao setor de plásticos, o que evidencia o grau de seletividade das medidas AD do Brasil.

TABELA 2
Setores mais nomeados em investigações *anti-dumping* do Brasil (1999-2014)

Setor	Quantidade de nomeações	%
VII - Plástico e suas obras; borracha e suas obras	267	34,6
VI - Produtos das indústrias químicas ou das indústrias conexas	143	18,6
XV - Metais comuns e suas obras	112	14,5
I - Animais vivos e produtos do reino animal	90	11,7
XI - Matérias têxteis e suas obras	41	5,3
XVI - Máquinas e aparelhos, material elétrico e suas partes (...)	36	4,7
XIII - Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica ou de matérias semelhantes (...)	28	3,6
XII - Calçado, chapéus e artefatos de uso semelhante (...)	17	2,2
X - Pastas de madeira ou de outras matérias fibrosas celulósicas (...)	15	1,9
Outros	22	2,9

Fontes: Bown (2015) e WCO (disponível em: <<https://bit.ly/3IEOWt1>>).
Elaboração dos autores.

A tabela 3 revela que o perfil das nomeações por setor sofreu alterações no decorrer dos anos. No período 1999-2002, o setor de animais foi isoladamente o mais nomeado de todos; mas, no período 2003-2006, não recebeu mais nenhuma nomeação. Por outro lado, o setor de plásticos, que teve apenas catorze produtos nomeados em 1999-2002, passou a ser o mais visado a partir do período 2003-2006. Ainda, os setores de metais e de tecidos passaram a receber mais nomeações em 2007-2010. Por fim, no período 2011-2014, o setor de químicos reassumiu a posição de vice-líder em nomeações recebidas, acompanhado do setor de metais.

20. Disponível em: <<https://bit.ly/3FZ16V2>>.

TABELA 3
Setores mais nomeados em investigações anti-dumping do Brasil, por período (1999-2014)

Setor	Quantidade de nomeações				Total
	1999-2002	2003-2006	2007-2010	2011-2014	
Plástico	14	46	63	144	267
Químico	42	8	5	88	143
Metal	7	3	17	85	112
Animal	90	0	0	0	90
Têxtil	1	0	21	19	41
Outros	9	16	38	55	118
Total	163	73	144	391	771

Fontes: Bown (2015) e WCO (disponível em: <<https://bit.ly/3IEOWt1>>).
 Elaboração dos autores.

4 METODOLOGIA ECONÔMETRICA

Com o objetivo de averiguar os supostos efeitos de destruição e desvio de comércio gerados pelas medidas AD do Brasil, estimam-se modelos com a seguinte forma geral:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + u_{i,t}, i = 1, \dots, N, t = -2, \dots, T, \quad (1)$$

em que $y_{i,t}$ é a variável dependente do conjunto país-produto-caso i no ano t ; $y_{i,t-1}$ é a variável dependente defasada em um período; α é um escalar; $x_{i,t}$ é um vetor de ordem $K \times 1$ das demais variáveis independentes; β é um vetor de ordem $K \times 1$ dos parâmetros respectivos a se estimar; e $u_{i,t}$ é o termo de erro aleatório do conjunto i no período t . A exemplo da maioria das aplicações com dados em painel, assume-se um modelo com componente de erro simples, da forma:

$$u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}, \quad (2)$$

em que $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ denota o termo de erro específico-individual não observado e $v_{i,t} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ denota o termo de erro idiossincrático remanescente. Ambos os termos de erro são independentes entre si.

A equação (1) leva em conta a dinamicidade do processo gerador dos dados, que decorre do ajuste não automático das importações a choques macroeconômicos – devido à rigidez de contratos e preços. A variável defasada foi incluída ao modelo como controle pelas quantidades de importação iniciais, uma vez que os valores médios de importação provenientes dos países nomeados tendem a ser menores do que os provenientes dos países não nomeados (Ganguli, 2008).

Porém, alguns problemas emergem com a inclusão de uma variável defasada ao modelo. Por ser correlacionado ao efeito fixo, $y_{i,t-1}$, é também correlacionado ao termo de erro composto $u_{i,t}$. A endogeneidade da variável torna as estimativas por MQO viesadas e inconsistentes, mesmo que o termo de erro idiossincrático não seja serialmente correlacionado (Baltagi, 2008). O poder de previsão dos efeitos fixos é transferido às estimativas dos parâmetros, que inflam para cima – problema chamado de *viés de painel dinâmico*.

Uma alternativa apresentada pela literatura consiste na aplicação do estimador de efeitos fixos via transformação *within* (FE/*within*), dada por:

$$y_{i,t} - \bar{y}_i = \delta(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1}) + \beta(x_{i,t} - \bar{x}_i) + (v_{i,t} - \bar{v}_i), \quad (3)$$

em que $\bar{y}_{i-1} = \sum_{t=2}^T y_{i,t-1} / (T - 1)$. Porém, como $y_{i,t-1}$ é correlacionado a \bar{v}_i por construção, uma vez que o último termo contém $v_{i,t-1}$, então $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})$ também é correlacionado a $(v_{i,t} - \bar{v}_i)$. Portanto, as estimativas de β são viesadas e inconsistentes, a não ser que as variáveis explicativas sejam estritamente exógenas ou que o período amostral T seja grande (Nickell, 1981).

Uma possível solução encontra-se na instrumentalização das variáveis. Para isto, Anderson e Hsiao (1982) tomaram a primeira diferença da equação (1), de modo que:

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \alpha(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x'_{i,t} - x'_{i,t-1})\beta + (v_{i,t} - v_{i,t-1}), \quad (4)$$

os efeitos fixos são expurgados do modelo. Reescrevendo-se (3) com o operador diferença, tem-se então:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha(\Delta y_{i,t-1}) + (\Delta x'_{i,t})\beta + \Delta v_{i,t}. \quad (5)$$

Os autores sugeriram a utilização de $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ ou simplesmente de $y_{i,t-2}$ como instrumentos para $\Delta y_{i,t-1}$, pois não são correlacionados a $\Delta v_{i,t}$. A maneira mais simples de implementá-los é por meio do estimador de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) – método que se utiliza de variáveis instrumentais (IV). Porém, a estimação do modelo dinâmico por 2SLS, apesar de gerar resultados consistentes, é eficiente apenas sob a hipótese de homocedasticidade dos erros; se esta hipótese for violada pela ausência de independência entre as perturbações,²¹ as estimativas dos parâmetros poderão sofrer grande redução de acurácia, conforme apontou Roodman (2009b).

Arellano e Bond (1991) argumentaram que instrumentos adicionais podem ser obtidos das condições de ortogonalidade existentes entre as defasagens de $y_{i,t}$ e as perturbações $v_{i,t}$, implementados por meio do estimador de Método dos

21. $\Delta v_{i,t}$ e $\Delta v_{i,t-1}$, por exemplo, que partilham do termo $v_{i,t-1}$, podem ser correlacionados.

Momentos Generalizados (GMM). Para melhor entendimento da proposição, pode-se reescrever a equação (4) em $t = 3$ (primeiro período observável da relação dinâmica) como

$$y_{i,3} - y_{i,2} = \alpha(y_{i,2} - y_{i,1}) + (x'_{i,3} - x'_{i,2})\beta + (v_{i,3} - v_{i,2}), \quad (6)$$

e, em $t = 4$, como

$$y_{i,4} - y_{i,3} = \alpha(y_{i,3} - y_{i,2}) + (x'_{i,4} - x'_{i,3})\beta + (v_{i,4} - v_{i,3}). \quad (7)$$

Nota-se que $y_{i,1}$ é um instrumento válido para $(y_{i,2} - y_{i,1})$ em (6), pois não é correlacionado a $(v_{i,3} - v_{i,2})$; mas tanto $y_{i,1}$ quanto $y_{i,2}$ são instrumentos válidos para $(y_{i,3} - y_{i,2})$ em (7), pois não são correlacionados a $(v_{i,4} - v_{i,3})$. O mesmo se verifica para $y_{i,1}$, $y_{i,2}$ e $y_{i,3}$ em $t = 5$ e assim sucessivamente, até que o conjunto de instrumentos válidos torne-se $(y_{i,1}, y_{i,2}, \dots, y_{i,T-2})$ em $t = T$.

O teste proposto por Arellano e Bond (1991), cuja hipótese nula é de ausência de correlação serial de segunda ordem entre os resíduos estimados da mesma equação²², baseia-se na suposição de que os termos de erro diferenciados da equação (5) são correlacionados somente entre os indivíduos, e não ao longo do tempo. Assim, torna-se praticamente protocolar a decisão de se incluir *dummies* de tempo no modelo a fim de prevenir correlações contemporâneas entre os indivíduos.

Contudo, uma análise mais cuidadosa das condições iniciais, feita por Blundell e Bond (1998), revelou as limitações do estimador de GMM em diferenças: se y tende a seguir um passeio aleatório, o instrumento em nível para a equação em diferenças é fraco. Assim, diante do comportamento tipicamente persistente das importações, o uso do estimador pode ser não apropriado e por isto é descartado.

Os autores, baseando-se na proposição de Arellano e Bover (1995) de se usarem as diferenças das variáveis defasadas como instrumentos para as equações em nível, ainda demonstraram que a imposição de mais restrições às condições de ortogonalidade permite a elaboração de um estimador de GMM em sistema mais sofisticado que o anterior. No cômputo geral, o estimador de GMM em sistema revela ganhos de eficiência sobre o estimador de GMM em diferenças, principalmente à medida que a variável dependente se aproxima de um passeio aleatório.²³ Isto mostrou que as restrições em nível propostas por Arellano e Bover (1995) revelam informação nos casos em que os instrumentos em diferenças são fracos, sugerindo

22. É esperado que haja correlação serial de primeira ordem entre os resíduos estimados da equação (7), dada a relação matemática que os termos de erro guardam: $\Delta v_{i,t}$ e $\Delta v_{i,t-1}$, por exemplo, partilham do mesmo termo $v_{i,t-1}$. Por outro lado, se há correlação serial de primeira ordem entre os resíduos da equação (3), então $y_{i,t-2}$ é correlacionado a $v_{i,t-1}$, tornando-se inválido como instrumento de $y_{i,t-1}$. Logo, $\Delta y_{i,t-2}$ também se torna inválido em (7). Portanto, para se testar correlação serial de primeira ordem nos resíduos da equação em nível, é preciso se testar correlação serial de segunda ordem nos resíduos da equação em diferenças.

23. Para $T = 4$ e $(\sigma_u^2/\sigma_v^2) = 1$, a razão da variância assintótica do estimador de GMM em diferenças com a do estimador de GMM em sistema é de 1.75 para $\alpha = 0$, de 3.26 para $\alpha = 0.5$ e de 55.4 para $\alpha = 0.9$.

que variações do passado podem prever os níveis do presente melhor do que os níveis do passado podem prever as variações do presente.

Entretanto, o estimador de GMM em sistema também apresenta suas limitações, devido à suposição nada trivial de instrumentalização de $y_{i,t-1}$ por $\Delta y_{i,t-1}$, que é correlacionado ao efeito fixo μ_i – o que implica $E(\Delta y_{i,t-1} u_{i,t}) \neq 0$. Roodman (2009a) formalizou o caso de validade da suposição com base nas condições iniciais do modelo sem controles: os desvios da variável dependente em relação à sua média de longo prazo não podem ser correlacionados aos efeitos fixos de cada indivíduo do painel. O autor ainda provou que o preenchimento da condição inicial (para $t = 1$) do modelo implica preenchimento das condições para todos os períodos subsequentes; isto o levou a reiterar a afirmação anterior para o modelo controlado por variáveis explicativas não endógenas – as distâncias iniciais dos indivíduos em relação aos seus estados estacionários não podem se correlacionar transversalmente às distâncias dos demais períodos.

No caso deste trabalho, pode-se depreender que as quantidades de importação não explicadas de 1999, por exemplo, tenham influenciado os desvios contemporâneos das suas trajetórias de longo prazo, e vice-versa. Felizmente, como o Brasil vem realizando investigações AD contra produtos comprados do exterior desde o final dos anos 1980, é provável que suas importações não tenham descolado tanto de seus níveis de equilíbrio durante o período amostral, relaxando-se as condições iniciais de Blundell e Bond (1998).

Outro problema a se tratar é o da inflação do tamanho da matriz de covariância Ω causada pela proliferação de instrumentos, que pode distanciar o estimador do seu ideal assintótico e enfraquecer o teste de Hansen de sobreidentificação das restrições. Para isto, limitou-se de forma conveniente a quantidade de instrumentos internos, condensando-os em uma matriz mais compacta – que registra somente um pouco menos de informação.²⁴

À luz da teoria apresentada, o modelo empírico adaptado da equação (1) é então representado por dois conjuntos de especificações de teste. O primeiro conjunto, denotado por *geral*, é dado por:

$$\ln vlr_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln vlr_{i,t-1} + \sum_{j=1}^5 \beta_j t_j + \beta_k \text{ano}_{t_k} + u_{i,t_k}, \quad (8)$$

$$\ln qtd_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln qtd_{i,t-1} + \sum_{j=1}^5 \beta_j t_j + \beta_k \text{ano}_{t_k} + u_{i,t_k}, \quad (9)$$

24. Isto é feito por meio do comando *collapse* na rotina *xtabond2* do *software* Stata, conforme Roodman (2009b).

$$\ln prc_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln prc_{i,t_{-1}} + \sum_{j=1}^5 \beta_j t_j + \beta_k ano_{t_k} + u_{i,t_k}. \quad (10)$$

As variáveis $\ln vlr_{i,t_k}$, $\ln qtd_{i,t_k}$ e $\ln prc_{i,t_k}$ denotam, respectivamente, os logaritmos dos valores, das quantidades e dos preços de importação do Brasil para o conjunto país-produto-caso i no ano t_k , tal que $k = 1, \dots, 5$; $\ln vlr_{i,t_{-1}}$, $\ln qtd_{i,t_{-1}}$, e $\ln prc_{i,t_{-1}}$ denotam as respectivas variáveis dependentes defasadas; t_j denota a variável *dummy* da investigação AD, que assume valor 0 ou 1 para $j = 1, \dots, 5$ e tem por objetivo capturar o efeito das medidas AD como um todo; ano_{t_k} é a variável *dummy* de ano-calendário, que assume valor 0 ou 1 para $t_k = 1999, \dots, 2016$ e tem por objetivo controlar os efeitos comuns trazidos pelas tendências macroeconômicas.²⁵

O segundo conjunto, denotado por *resultados*, é dado por:

$$\ln vlr_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln vlr_{i,t_{-1}} + \sum_{l=1}^3 \sum_{j=1}^5 \beta_{l,j} t_j resultado_{i,l} + \beta_k ano_{t_k} + u_{i,t_k}, \quad (11)$$

$$\ln qtd_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln qtd_{i,t_{-1}} + \sum_{l=1}^3 \sum_{j=1}^5 \beta_{l,j} t_j resultado_{i,l} + \beta_k ano_{t_k} + u_{i,t_k}, \quad (12)$$

$$\ln prc_{i,t_k} = \gamma + \alpha \ln prc_{i,t_{-1}} + \sum_{l=1}^3 \sum_{j=1}^5 \beta_{l,j} t_j resultado_{i,l} + \beta_k ano_{t_k} + u_{i,t_k}. \quad (13)$$

Para este conjunto, as variáveis *dummy* de investigação são interadas com as variáveis *dummy* de resultado, $resultado_{i,l}$, que assumem valor 0 ou 1 para $i = 1, \dots, N, l = 1, 2, 3$ (em que 1 = aplicado, 2 = rejeitado, 3 = compromisso de preços) e tem por objetivo capturar o efeito das medidas AD por resultado.

Os regressores podem ser considerados estritamente exógenos (não correlacionados com u_{i,t_k}), ou ainda pré-determinados (correlacionados com erros passados, mas não com erros futuros). Admitindo-se que as investigações das importações provenientes dos países nomeados possam ter relação com os choques passados mas não devam ter relação com os choques futuros, supõe-se que as variáveis t_j são pré-determinadas para as equações relativas às importações provenientes dos países nomeados. Já para as investigações das importações provenientes dos países não nomeados, supõe-se que as variáveis t_j não guardam relação com u_{i,t_k} e portanto são estritamente exógenas.²⁶

Para os resultados apresentados na seção a seguir, utilizou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998). Os p-valores dos testes de Arellano e Bond (1991) de correlação serial de primeira e segunda ordens, bem como os do teste de Hansen de validade dos instrumentos, serão reportados nas tabelas de resultados, que omitirão as variáveis *dummy* de ano-calendário por questão de espaço.

25. Isto pode vir a ser relevante se as firmas domésticas tenderem a peticionar com mais ênfase em períodos de recessão, por exemplo, quando dano e *dumping* podem ser comprovados com maior facilidade (Ganguli, 2008).

26. Regressores exógenos são usados como instrumentos para eles mesmos, enquanto regressores pré-determinados podem ser instrumentalizados pelas suas próprias defasagens, da mesma forma que é feita pela variável dependente defasada.

4.1 Resultados

4.1.1 Por amostra geral

Inicialmente serão apresentados os efeitos das medidas AD do Brasil sobre os valores, quantidades e preços de importação para todo o período amostral, como forma de se avaliar a eficácia do instrumento de defesa comercial em restringir os fluxos importados e proteger as firmas domésticas.

De acordo com a tabela 4, que reporta os resultados de estimação das equações (8) e (11), as importações originárias dos países nomeados sofreram impactos distintos em casos de direitos AD aplicados e de medidas AD rejeitadas. Em um nível de significância estatística de 10%, quando os direitos foram aplicados seus efeitos perduraram pelos cinco anos após o início das investigações, com um declínio médio das importações de 31,6% ao longo do período.²⁷ Já nos casos de medidas rejeitadas, o efeito negativo se deu apenas no primeiro ano, correspondente ao período de investigação. Por outro lado, as importações originárias dos países não nomeados aumentaram a partir do segundo ano, independentemente do resultado final das investigações – mas sobretudo quando as medidas foram impostas aos países nomeados (via aplicação dos direitos ou via compromisso de preços). O resultado combinado desses efeitos apenas se verificou efetivamente no primeiro ano após o início das investigações – redução dos valores importados no montante de 9,2%. Ou seja, a redução das importações provenientes dos países nomeados foi compensada ao longo do tempo pelo aumento das importações provenientes dos países não nomeados.

Os efeitos das medidas AD sobre as quantidades importadas são apresentados na tabela 5, que reporta os resultados de estimação das equações (9) e (12). Ao verificar os coeficientes estatisticamente significantes em ao menos 5%, é possível se observar nesta tabela que os efeitos das medidas recaíram principalmente sobre os países nomeados e quando os direitos AD foram de fato aplicados, embora as importações tenham reagido em casos de medidas rejeitadas durante o primeiro ano. O efeito médio da aplicação dos direitos sobre as quantidades de importação provenientes dos países nomeados foi de uma redução de cerca de 41,8%, perdurando pelos cinco anos após o início das investigações. No agregado dos países (nomeados e não nomeados), a restrição às quantidades importadas se manifestou, principalmente, nos primeiro e quarto anos.

Os efeitos das medidas AD sobre os preços de importação podem ser observados nas estimativas apresentadas na tabela 6, resultantes da equação (10) e (13). Em um nível de significância estatística de ao menos 5%, houve um efeito crescente

27. Em razão da variável dependente estar expressa em logaritmo, o cálculo da variação percentual da variável dependente decorrente da investigação é dado por $(\exp \beta_j - 1) * 100$ para $j = 1, \dots, 5$. O impacto ao longo dos cinco anos é dado pela média dos impactos ano a ano.

ao longo do tempo para os preços cobrados pelos países nomeados, que atingiram pico de 18,1% no terceiro ano; para os preços cobrados pelos países não nomeados, houve pico da ordem de 6% também no terceiro ano. No agregado, estes efeitos perduraram até o quarto ano, tendo atingido o ponto máximo de 6,9% no terceiro, muito em função do aumento nos preços cobrados pelos países não nomeados.

Estes resultados logo evidenciam que as medidas AD foram eficazes em proteger as firmas domésticas da competição externa, não obstante ineficazes em regular as importações como um todo, posto que houve desvio parcial de comércio; o efeito foi resultante da resposta dos países não nomeados, em termos de variações das suas quantidades e preços de exportação, capazes de contrabalançar o efeito de destruição de comércio.

TABELA 4
Efeitos sobre $lnvlr_{i,t,k}$

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	1.961 (0.745)***	2.022 (0.755)***	2.865 (1.322)**	1.445 (1.210)	2.617 (1.008)***
$lnvlr_{i,t-1}$	0.856 (0.052)***	0.851 (0.053)***	0.516 (0.034)***	0.572 (0.033)***	0.792 (0.072)***
$lnvlr_{i,t-2}$			0.073 (0.030)**	0.128 (0.029)***	
t1	-0.290 (0.073)***		-0.068 (0.059)		-0.096 (0.044)**
t2	-0.558 (0.085)***		0.117 (0.062)*		0.005 (0.042)
t3	-0.178 (0.085)**		0.182 (0.065)***		0.060 (0.043)
t4	-0.186 (0.083)**		0.113 (0.068)*		-0.016 (0.044)
t5	-0.204 (0.085)**		0.202 (0.072)***		0.019 (0.048)
t1resultado_i,1	-0.386 (0.098)***		-0.008 (0.064)		
t2resultado_i,1	-0.860 (0.110)***		0.145 (0.067)**		
t3resultado_i,1	-0.303 (0.107)***		0.266 (0.065)***		

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t4resultado_i,1	-0.260 (0.096)***		0.139 (0.073)*		
t5resultado_i,1	-0.212 (0.114)*		0.269 (0.074)***		
t1resultado_i,2	-0.334 (0.129)***		0.039 (0.082)		
t2resultado_i,2	0.021 (0.098)		0.167 (0.080)**		
t3resultado_i,2	0.005 (0.110)		0.106 (0.076)		
t4resultado_i,2	0.029 (0.144)		0.210 (0.081)***		
t5resultado_i,2	-0.127 (0.109)		0.071 (0.093)		
t1resultado_i,3	-0.030 (0.265)		0.867 (0.298)***		
t2resultado_i,3	0.176 (0.342)		0.509 (0.451)		
t3resultado_i,3	0.304 (0.238)		0.549 (0.237)**		
t4resultado_i,3	-0.149 (0.174)		0.169 (0.253)		
t5resultado_i,3	-0.108 (0.229)		0.959 (0.278)***		
Observações	2679	2679	9445	9445	16074
Instrumentos	48	70	26	36	26
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.113	0.106	0.733	0.490	0.035
Hansen (p-valor)	0.085	0.156	0.000	0.000	0.000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnvlt_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 5
Efeitos sobre $\ln qtd_{i,t,k}$

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	4.349 (1.462)***	4.391 (1.421)***	3.281 (1.104)***	1.368 (1.055)	3.171 (0.956)***
$\ln qtd_{i,t-1}$	0.675 (0.111)***	0.672 (0.108)***	0.733 (0.072)***	0.867 (0.069)***	0.757 (0.070)***
t1	-0.360 (0.078)***		-0.066 (0.057)		-0.126 (0.048)***
t2	-0.644 (0.093)***		0.107 (0.056)*		-0.056 (0.051)
t3	-0.429 (0.108)***		0.098 (0.055)*		-0.045 (0.058)
t4	-0.405 (0.124)***		0.018 (0.060)		-0.109 (0.057)**
t5	-0.354 (0.123)***		0.022 (0.064)		-0.106 (0.073)
t1resultado_i,1		-0.353 (0.128)***		-0.020 (0.064)	
t2resultado_i,1		-0.904 (0.125)***		0.155 (0.066)**	
t3resultado_i,1		-0.572 (0.135)***		0.210 (0.059)***	
t4resultado_i,1		-0.538 (0.151)***		-0.004 (0.072)	
t5resultado_i,1		-0.426 (0.175)***		0.126 (0.063)*	
t1resultado_i,2		-0.596 (0.146)***		0.086 (0.097)	
t2resultado_i,2		-0.074 (0.114)		0.183 (0.090)*	
t3resultado_i,2		-0.166 (0.142)		0.054 (0.084)	
t4resultado_i,2		-0.016 (0.181)		0.314 (0.094)*	
t5resultado_i,2		-0.114 (0.165)		-0.043 (0.095)	

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i3		0.470 (0.406)		0.481 (0.324)	
t2resultado_i3		0.243 (0.371)		0.143 (0.355)	
t3resultado_i3		0.641 (0.359)*		0.096 (0.314)	
t4resultado_i3		0.162 (0.350)		-0.134 (0.285)	
t5resultado_i3		0.151 (0.372)		0.981 (0.284)***	
Observações	2676	2676	13117	13117	15793
Instrumentos	30	47	26	36	26
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.483	0.553	0.186	0.138	0.139
Hansen (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $\ln qtd_{it-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 6
Efeitos das medidas AD sobre $\ln prc_{i,t,k}$

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	-0.041 (0.161)	-0.047 (0.159)	-0.280 (0.099)***	-0.267 (0.097)***	-0.151 (0.093)
$\ln prc_{i,t-1}$	0.847 (0.075)***	0.853 (0.072)***	0.869 (0.062)***	0.903 (0.038)***	0.905 (0.036)***
t1	0.073 (0.032)**		0.019 (0.027)		0.026 (0.022)
t2	0.107 (0.040)***		0.019 (0.026)		0.027 (0.021)
t3	0.166 (0.056)***		0.058 (0.028)**		0.067 (0.024)***
t4	0.102 (0.063)		0.054 (0.028)**		0.056 (0.024)**
t5	0.045 (0.074)		0.048 (0.039)		0.034 (0.031)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i,1		-0.015 (0.043)		-0.008 (0.028)	
t2resultado_i,1		0.105 (0.040)***		-0.014 (0.025)	
t3resultado_i,1		0.149 (0.051)***		-0.000 (0.025)	
t4resultado_i,1		0.097 (0.059)		0.034 (0.025)	
t5resultado_i,1		0.007 (0.072)		-0.005 (0.029)	
t1resultado_i,2		0.156 (0.064)**		-0.065 (0.038)*	
t2resultado_i,2		0.031 (0.055)		-0.033 (0.035)	
t3resultado_i,2		0.122 (0.064)*		0.009 (0.034)	
t4resultado_i,2		0.027 (0.071)		-0.079 (0.036)**	
t5resultado_i,2		0.018 (0.074)		-0.004 (0.041)	
t1resultado_i,3		-0.241 (0.174)		0.006 (0.141)	
t2resultado_i,3		-0.048 (0.129)		-0.142 (0.083)*	
t3resultado_i,3		-0.104 (0.151)		-0.045 (0.078)	
t4resultado_i,3		-0.095 (0.161)		-0.153 (0.078)**	
t5resultado_i,3		-0.044 (0.151)		-0.118 (0.098)	
Observações	2676	2676	13117	13117	15793
Instrumentos	30	47	30	40	28
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.857	0.677	0.027	0.011	0.013
Hansen (p-valor)	0.873	0.844	0.150	0.309	0.218

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnprc_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

4.1.2 Por subamostras de período

Na seção descritiva se noticiou uma alteração marcante no padrão de abertura das investigações AD e deferimento dos pedidos que foi gestado na primeira década dos anos 2000, resultando em uma ampliação do escopo de setores protegidos pelo instrumento após 2006. A análise seguinte se refere às estimações das equações (8) a (10) e (11) a (13), particionando-se a amostra em dois subperíodos – de 1999 a 2006, e de 2007 a 2014.

Em termos gerais, é possível observar, ao se compararem os resultados para as duas subamostras, que de fato houve uma alteração no processo gerador de dados, levando a uma instabilidade dos coeficientes estimados. A primeira observação diz respeito aos parâmetros autoregressivos de primeira ordem das equações de valores e quantidades de importação: em ambos os casos, conforme consta nas tabelas 7 a 10, nota-se uma diferença inicial de magnitude entre os coeficientes estimados das importações originárias dos países nomeados e não nomeados, que convergiram para patamares similares no período seguinte.

A segunda observação diz respeito à equação de valores de importação. No período de 1999 a 2006, é possível verificar na tabela 7 (comparando os coeficientes coluna *Geral* para países nomeados e não nomeados, e por meio da coluna *Total de países*) que o efeito de destruição de comércio foi mais do que compensado pelo de desvio de comércio para os países não nomeados. Isto implicou crescimento dos valores importados após a abertura das investigações AD, resultante do aumento das importações oriundas dos países não nomeados. Observando as colunas *Resultados* da 7 é possível perceber que esse impacto líquido positivo se deveu basicamente à aplicação dos direitos AD. Em um nível de significância de 10% é possível perceber que os seus efeitos passaram a ser sentidos mais fortemente a partir do segundo ano. No entanto, também se verifica aumento dos valores de importação oriundos dos países não nomeados em casos de pedidos de investigação indeferidos e em casos que resultaram em compromissos de preços. A partir do segundo ano, o total dos valores importados cresceu em média à taxa de 37%.

As tabelas 9 e 11 demonstram que o efeito sobre os valores foi fruto da resposta das quantidades importadas. De fato, os efeitos das medidas AD sobre as quantidades de importação reproduziram de forma parcial o padrão de impacto verificado sobre os valores de importação; observa-se destruição de comércio a partir do terceiro ano e criação de comércio a partir do segundo ano, o que fez com que as quantidades totais de importação (*total de países*) tenham crescido em média à taxa de 60% entre o segundo e o quinto após o início das investigações. Ademais, praticamente não houve efeito das medidas sobre os preços de importação cobrados pelos países nomeados e não nomeados.

As tabelas 8, 10 e 12 apresentam os resultados das estimações para o período de 2007 a 2014. É interessante observar que, diferentemente do ocorrido para as estimações do período de 1999 a 2006, os valores importados responderam logo no ano seguinte à abertura das investigações AD – os países nomeados reduziram suas exportações para o Brasil nos primeiro e segundo anos. Por outro lado, considerando um nível de significância estatística de 5%, houve aumento dos valores de importação provenientes dos países não nomeados apenas a partir do segundo ano. Isto acarretou uma redução líquida nos valores totais importados (destruição de comércio) somente no ano seguinte ao da abertura das investigações AD – de 11%. De modo similar ao subperíodo anterior, a redução em valores de importação provenientes dos países nomeados ocorreu sobretudo quando os direitos AD foram efetivamente aplicados, mas também quando as medidas foram rejeitadas (no primeiro ano). Já os valores de importação provenientes dos países não nomeados, além dos efeitos mencionados, também sofreram influência dos casos que resultaram em compromissos de preços.

A decomposição do efeito praticamente nulo sobre os valores totais de importação é a que se mostra mais interessante. Em termos de quantidades importadas, apresentadas na tabela 10 para o *Total de países*, verifica-se expressiva destruição de comércio, com redução à taxa média de 16% (calculada a partir dos coeficientes significativos ao menos em 5%) – diferentemente do que se verificou entre 1999 e 2006, as importações originárias dos países não nomeados não compensaram a destruição de comércio ocorrida. Por outro lado, de modo inesperado, verifica-se um efeito positivo sobre os preços de importação cobrados tanto pelos países nomeados quanto pelos países não nomeados – aumentaram em média nos cinco anos à taxa média de 11%.

O último efeito analisado foi considerado surpreendente uma vez que os preços de importação cobrados pelos países não nomeados aumentaram; ocorre que os direitos AD incidem apenas sobre os países nomeados, por meio de alíquotas *ad valorem* ou específicas. Também se observam efeitos negativos das medidas AD somente em casos que resultaram na rejeição das mesmas ou em compromissos de preços. Em suma, nota-se que, durante o último subperíodo, a elevação dos preços de importação cobrados pelos países nomeados, decorrente da aplicação dos direitos, passou a se disseminar para os preços das importações não nomeadas, o que implicou maior perda de bem-estar.

Conforme a tabela 8, é importante reiterar que as importações originárias dos países nomeados diminuíram durante o período de investigação (efeito de investigação) dos casos AD abertos apenas a partir de 2007: no primeiro ano, houve redução de cerca de 36% dos valores de importação nos casos de direitos AD aplicados (hipótese do peticionário de resultado), e redução de cerca de 26% dos

valores de importação nos casos de medidas AD rejeitadas (hipótese do peticionário de processo). Porém, as tabelas 10 e 12 sugerem que a segunda hipótese prevaleceu sobre a primeira porque as quantidades de importação diminuíram mais e os preços de importação aumentaram mais nos casos de medidas rejeitadas. Isto significa que grande parte da destruição de comércio causada durante a fase inicial dos processos AD pós-2007 se deu por ameaças não críveis de sanção.

Por outro lado, a elevação dos preços de importação cobrados pelos países não nomeados (efeito de reputação/colusão) também ocorreu somente a partir de 2007, conforme a tabela 12: aumento à taxa média de 9% nos cinco anos que sucederam a abertura das investigações AD. Contudo, não é possível precisar se o fenômeno teve origem na nova reputação das autoridades investigadoras brasileiras – uma maior utilização das medidas AD, como a que ocorreu desde 2007 no Brasil, pode ter provocado sensação de investigação iminente aos países não nomeados – ou na formação de cartéis entre firmas domésticas e firmas estrangeiras. De todo modo, o resultado final do período pós-2007 foi de uma elevação generalizada de preços, que conferiu maior proteção à indústria doméstica.

TABELA 7
Efeitos sobre $lnvtr_{i,t,k}$ (1999-2006)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	1.416 (1.474)	2.687 (2.064)	7.342 (1.133)***	7.275 (1.121)***	7.242 (0.965)***
$lnvtr_{i,t-1}$	0.895 (0.105)***	0.804 (0.148)***	0.416 (0.075)***	0.421 (0.074)***	0.459 (0.068)***
t1	-0.251 (0.223)		-0.0312 (0.151)		0.0681 (0.129)
t2	-0.358 (0.214)*		0.340 (0.156)**		0.333 (0.137)**
t3	-0.454 (0.184)**		0.137 (0.173)		0.134 (0.152)
t4	-0.292 (0.217)		0.393 (0.175)**		0.352 (0.157)**
t5	-0.557 (0.187)***		0.479 (0.226)**		0.418 (0.202)**
t1resultado_i_1		0.959 (0.693)		0.312 (0.229)	
t2resultado_i_1		-0.535 (0.298)*		0.620 (0.227)***	

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t3resultado_i,1		-0.794 (0.281)***		0.533 (0.228)**	
t4resultado_i,1		-0.854 (0.323)***		0.821 (0.237)***	
t5resultado_i,1		-0.850 (0.509)*		1.464 (0.438)***	
t1resultado_i,2		-0.364 (0.269)		-0.176 (0.190)	
t2resultado_i,2		0.148 (0.198)		0.103 (0.209)**	
t3resultado_i,2		-0.332 (0.245)		-0.322 (0.222)	
t4resultado_i,2		0.185 (0.304)		-0.002 (0.209)***	
t5resultado_i,2		-0.330 (0.233)		-0.153 (0.256)	
t1resultado_i,3		-0.035 (2.178)		0.102 (0.576)***	
t2resultado_i,3		-0.159 (0.636)		-0.616 (0.458)	
t3resultado_i,3		1.055 (0.402)***		1.048 (1.328)	
t4resultado_i,3		-0.010 (0.420)		-1.719 (0.758)**	
t5resultado_i,3		0.005 (0.475)		-1.074 (1.160)	
Observações	572	572	2428	2428	3000
Instrumentos	23	37	16	26	16
AR(1) (p-valor)	0.004	0.009	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.107	0.133	0.627	0.608	0.442
Hansen (p-valor)	0.130	0.139	0.077	0.053	0.013

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnvlnr_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 8
Efeitos sobre $lnvlr_{i,t,k}$ (2007-2014)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	3.678 (1.372)***	4.022 (1.233)***	2.536 (0.673)***	1.886 (0.677)***	2.627 (0.712)***
$lnvlr_{i,t-1}$	0.753 (0.101)***	0.728 (0.091)***	0.760 (0.068)***	0.826 (0.069)***	0.767 (0.068)***
t1	-0.267 (0.078)***		-0.048 (0.053)		-0.116 (0.045)***
t2	-0.548 (0.099)***		0.126 (0.053)**		-0.041 (0.046)
t3	-0.0941 (0.104)		0.152 (0.054)***		0.038 (0.048)
t4	-0.090 (0.095)		0.030 (0.062)		-0.074 (0.050)
t5	-0.090 (0.112)		0.099 (0.058)*		-0.023 (0.055)
t1resultado_i,1		-0.450 (0.101)***		-0.105 (0.059)*	
t2resultado_i,1		-0.850 (0.122)***		0.123 (0.060)**	
t3resultado_i,1		-0.217 (0.119)*		0.191 (0.061)***	
t4resultado_i,1		-0.201 (0.110)*		0.001 (0.067)	
t5resultado_i,1		-0.160 (0.138)		0.141 (0.060)**	
t1resultado_i,2		-0.304 (0.152)**		0.091 (0.080)	
t2resultado_i,2		0.068 (0.131)		0.136 (0.077)*	
t3resultado_i,2		0.191 (0.160)		0.063 (0.073)	
t4resultado_i,2		0.237 (0.192)		0.201 (0.093)**	
t5resultado_i,2		0.091 (0.185)		-0.069 (0.101)	

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i3		0.049 (0.289)		0.939 (0.328)***	
t2resultado_i3		0.384 (0.343)		0.209 (0.328)	
t3resultado_i3		-0.101 (0.277)		0.069 (0.239)	
t4resultado_i3		-0.103 (0.301)		-0.051 (0.277)	
t5resultado_i3		-0.102 (0.331)		0.870 (0.264)***	
Observações	2107	2107	10967	10967	13074
Instrumentos	20	36	16	26	16
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.350	0.265	0.051	0.035	0.036
Hansen (p-valor)	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnvtr_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 9
Efeitos sobre $lnqtd_{i,t,k}$ (1999-2006)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	3.401 (1.368)***	3.924 (2.398)***	7.055 (1.113)***	6.907 (1.123)***	6.777 (0.900)***
$lnqtd_{i,t-1}$	0.748 (0.104)***	0.708 (0.184)***	0.468 (0.071)***	0.479 (0.071)***	0.487 (0.065)***
t1	-0.368 (0.245)		0.072 (0.171)		0.205 (0.149)
t2	-0.393 (0.241)		0.457 (0.177)***		0.433 (0.152)***
t3	-0.731 (0.240)***		0.387 (0.191)**		0.303 (0.171)*
t4	-0.523 (0.312)*		0.654 (0.199)***		0.528 (0.182)***
t5	-0.687 (0.310)**		0.698 (0.258)***		0.601 (0.230)***

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i,1		0.750 (0.865)		0.446 (0.263)*	
t2resultado_i,1		-0.461 (0.382)		0.676 (0.248)***	
t3resultado_i,1		-0.778 (0.341)**		0.776 (0.239)***	
t4resultado_i,1		-0.786 (0.437)*		1.047 (0.274)***	
t5resultado_i,1		-0.649 (0.564)		2.219 (0.464)***	
t1resultado_i,2		-0.635 (0.305)**		-0.010 (0.225)	
t2resultado_i,2		0.026 (0.246)		0.287 (0.237)	
t3resultado_i,2		-0.828 (0.380)**		-0.144 (0.246)	
t4resultado_i,2		-0.178 (0.535)		0.220 (0.233)	
t5resultado_i,2		-0.535 (0.489)		-0.185 (0.289)	
t1resultado_i,3		1.168 (1.792)		0.155 (0.666)	
t2resultado_i,3		-0.288 (0.581)		-0.578 (0.397)	
t3resultado_i,3		0.784 (0.552)		1.160 (1.421)	
t4resultado_i,3		-0.332 (0.446)		-0.966 (0.680)	
t5resultado_i,3		-0.421 (0.509)		-1.187 (0.861)	
Observações	571	571	2346	2346	2917
Instrumentos	20	37	16	26	16
AR(1) (p-valor)	0.013	0.036	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.383	0.566	0.966	0.964	0.965
Hansen (p-valor)	0.162	0.214	0.024	0.003	0.005

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnqtd_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 10
Efeitos sobre $\ln qtd_{i,t,k}$ (2007-2014)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	4.635 (1.881)**	4.491 (1.576)***	2.218 (0.615)***	1.334 (0.598)**	2.373 (0.682)***
$\ln qtd_{i,t-1}$	0.672 (0.141)***	0.680 (0.119)***	0.763 (0.0709)***	0.862 (0.0710)***	0.766 (0.0724)***
t1	-0.340 (0.082)***		-0.099 (0.063)		-0.184 (0.056)***
t2	-0.657 (0.101)***		0.060 (0.061)		-0.125 (0.061)**
t3	-0.335 (0.119)***		0.034 (0.060)		-0.114 (0.071)
t4	-0.283 (0.128)**		-0.081 (0.064)		-0.212 (0.070)***
t5	-0.255 (0.130)*		-0.044 (0.073)		-0.188 (0.095)**
t1resultado_i,1		-0.440 (0.116)***		-0.118 (0.067)*	
t2resultado_i,1		-0.949 (0.129)***		0.140 (0.068)**	
t3resultado_i,1		-0.510 (0.149)***		0.158 (0.061)***	
t4resultado_i,1		-0.476 (0.169)***		-0.058 (0.070)	
t5resultado_i,1		-0.412 (0.194)**		0.098 (0.065)	
t1resultado_i,2		-0.501 (0.156)***		0.197 (0.106)*	
t2resultado_i,2		-0.065 (0.127)		0.167 (0.096)*	
t3resultado_i,2		0.031 (0.150)		0.059 (0.099)	
t4resultado_i,2		0.222 (0.197)		0.293 (0.110)***	
t5resultado_i,2		0.019 (0.194)		-0.085 (0.111)	

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i,3		0.493 (0.358)		1.207 (0.391)***	
t2resultado_i,3		0.660 (0.380)*		0.286 (0.387)	
t3resultado_i,3		0.605 (0.432)		0.076 (0.330)	
t4resultado_i,3		0.691 (0.450)		-0.002 (0.330)	
t5resultado_i,3		0.697 (0.458)		-1.008 (0.324)***	
Observações	2105	2105	10771	10771	12876
Instrumentos	20	36	16	26	16
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.631	0.513	0.084	0.057	0.074
Hansen (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $\ln qtd_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 11
Efeitos sobre $\ln prc_{i,t,k}$ (1999-2006)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	-0.071 (0.224)	-0.054 (0.201)	-0.237 (0.118)**	-0.239 (0.120)**	-0.191 (0.117)
$\ln prc_{i,t-1}$	0.879 (0.150)***	0.861 (0.123)***	0.982 (0.148)***	0.976 (0.163)***	0.981 (0.122)***
t1	0.068 (0.109)		-0.006 (0.094)		0.011 (0.083)
t2	0.031 (0.105)		-0.006 (0.084)		0.010 (0.069)
t3	0.168 (0.150)		-0.077 (0.084)		-0.039 (0.069)
t4	0.026 (0.202)		0.046 (0.112)		0.035 (0.084)
t5	-0.080 (0.191)		0.027 (0.125)		-0.019 (0.092)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t1resultado_i,1		0.007 (0.303)		-0.078 (0.133)	
t2resultado_i,1		0.018 (0.161)		0.012 (0.109)	
t3resultado_i,1		-0.027 (0.124)		-0.136 (0.101)	
t4resultado_i,1		-0.090 (0.197)		0.042 (0.144)	
t5resultado_i,1		-0.294 (0.141)**		-0.028 (0.352)	
t1resultado_i,2		0.232 (0.140)		-0.023 (0.104)	
t2resultado_i,2		-0.006 (0.119)		0.040 (0.133)	
t3resultado_i,2		0.321 (0.155)**		0.046 (0.112)	
t4resultado_i,2		0.053 (0.203)		0.025 (0.122)	
t5resultado_i,2		-0.047 (0.223)		-0.008 (0.137)	
t1resultado_i,3		-1.059 (0.536)*		0.500 (0.400)	
t2resultado_i,3		0.122 (0.205)		0.029 (0.183)	
t3resultado_i,3		0.189 (0.250)		-0.312 (0.271)	
t4resultado_i,3		0.228 (0.260)		-0.327 (0.349)	
t5resultado_i,3		0.295 (0.254)		0.564 (0.570)	
Observações	571	571	2346	2346	2917
Instrumentos	22	39	16	26	16
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.308	0.185	0.237	0.254	0.261
Hansen (p-valor)	0.139	0.478	0.132	0.107	0.146

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $\ln prc_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

TABELA 12
Efeitos sobre $\ln prc_{i,t_k}$ (2007-2014)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
Υ	0.099 (0.038)***	0.132 (0.041)***	0.237 (0.085)***	0.239 (0.092)***	0.204 (0.068)***
$\ln prc_{i,t-1}$	0.868 (0.064)***	0.879 (0.059)***	0.810 (0.064)***	0.833 (0.061)***	0.820 (0.058)***
t1	0.069 (0.027)***		0.053 (0.031)*		0.063 (0.027)**
t2	0.108 (0.036)***		0.053 (0.031)*		0.070 (0.029)**
t3	0.150 (0.045)***		0.111 (0.035)***		0.134 (0.037)***
t4	0.089 (0.051)*		0.094 (0.038)**		0.112 (0.039)***
t5	0.059 (0.061)		0.108 (0.051)**		0.120 (0.052)**
t1resultado_i,1		-0.020 (0.036)		0.014 (0.029)	
t2resultado_i,1		0.112 (0.039)***		-0.008 (0.027)	
t3resultado_i,1		0.167 (0.046)***		0.027 (0.028)	
t4resultado_i,1		0.113 (0.057)**		0.047 (0.028)*	
t5resultado_i,1		0.046 (0.078)		0.036 (0.039)	
t1resultado_i,2		0.106 (0.056)*		-0.099 (0.045)**	
t2resultado_i,2		0.030 (0.053)		-0.060 (0.040)	
t3resultado_i,2		0.054 (0.052)		-0.016 (0.042)	
t4resultado_i,2		-0.033 (0.054)		-0.119 (0.042)***	
t5resultado_i,2		0.040 (0.054)		-0.015 (0.044)	
t1resultado_i,3		-0.246 (0.120)**		-0.393 (0.147)***	
t2resultado_i,3		-0.167 (0.133)		-0.257 (0.119)**	
t3resultado_i,3		-0.306 (0.180)*		-0.150 (0.115)	

(Continua)

(Continuação)

Variáveis independentes	Países nomeados		Países não nomeados		Total de países
	Geral	Resultados	Geral	Resultados	
t4resultado_i,3		-0.337 (0.217)		-0.181 (0.095)*	
t5resultado_i,3		-0.305 (0.236)		-0.278 (0.091)***	
Observações	2105	2105	10771	10771	12876
Instrumentos	20	36	16	28	16
AR(1) (p-valor)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) (p-valor)	0.775	0.853	0.043	0.036	0.039
Hansen (p-valor)	0.250	0.480	0.139	0.253	0.190

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Para a geração dos resultados, aplicou-se o estimador de GMM em sistema de Blundell e Bond (1998).

2. Em casos de baixo p-valor reportado para o teste de correlação serial de segunda ordem, utilizaram-se defasagens mais profundas como instrumentos de $lnprc_{i,t-1}$.

3. Os erros-padrão robustos são apresentados entre parênteses.

4. ***, ** e * indicam, respectivamente, significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

5. As *dummies* de ano-calendário foram estimadas mas não foram reportadas.

5 CONCLUSÕES

Ao longo dos anos 2000, uma mudança de direção da política AD do Brasil culminou em um crescente uso do instrumento, com a ampliação do escopo de produtos atingidos e a maior probabilidade de aplicação dos direitos AD. Este artigo apresenta uma contribuição inédita dos efeitos da inflexão de uso das medidas AD, lançadas entre 1999 e 2014, sobre o comportamento das importações brasileiras. Isto foi alcançado por meio de estimações que decompueram a variação das importações em termos de quantidades e preços.

As medidas AD podem surtir diferentes efeitos sobre as importações, conforme abordado na seção 1: efeito de destruição de comércio, que reflete a diminuição das importações provenientes dos países nomeados; efeito de investigação, que reflete a diminuição das importações provenientes dos países nomeados durante o período de investigação (que durou, em média, um ano); efeito de criação de comércio, que reflete o aumento das importações provenientes dos países não nomeados; e efeito de reputação/colusão, que reflete o aumento dos preços de importação cobrados pelos países não nomeados (embora não se consiga distinguir qual destes dois é mais acentuado). A soma dos efeitos de destruição e criação de comércio em igual magnitude, como já explicado na seção supracitada, resulta no efeito de desvio de comércio.

Demonstrou-se por meio das estimações econométricas que a resposta à introdução das medidas AD por parte das firmas petionárias esteve condicionada ao período de análise. Quando se consideraram os casos de medidas implementadas entre 1999 e 2006, denominado de período de uso moderado do instrumento,

houve desvio de comércio, que mais do que compensou a redução das importações originárias dos países nomeados. Isto significa que não houve redução líquida das importações, embora a participação dos países nomeados nos valores importados pelo Brasil tenha sido reduzida.

No entanto, a partir de 2007, quando se intensificou o uso das medidas AD do Brasil e o país se lançou ao protagonismo internacional, predominou o efeito de destruição sobre o de criação de comércio, gerando redução líquida das importações. Em particular, o período também se caracterizou pela presença dos efeitos de investigação e de reputação/colusão, reflexos da drástica mudança de perfil das firmas peticionárias – passaram a adotar o hábito de renovar sistematicamente os pedidos de investigação, sobretudo com a finalidade de dissuadir as importações em caráter temporário – e da maior tendenciosidade do sistema AD nacional como um todo. Pode-se dizer, portanto, que a intensificação desta política comercial, ao mesmo tempo que a tornou mais eficaz, também a tornou mais deletéria ao comércio exterior brasileiro.

REFERÊNCIAS

- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, Jan. 1982.
- ARAÚJO JÚNIOR, J. T. de. Anatomia da proteção antidumping no brasil. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v. 130, p. 48-61, mar. 2017.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, July 1995.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 4th ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2008.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, Nov. 1998.
- BOWN, C. P. **Global antidumping database**. The World Bank, 2015.
- BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. Trade deflection and trade depression. **Journal of International Economics**, v. 72, n. 1, p. 176-201, May 2007.
- BRENTON, P. Anti-dumping policies in the EU and trade diversion. **European Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 593-607, Sept. 2001.

GANGULI, B. The trade effects of Indian antidumping actions. **Review of International Economics**, v. 16, n. 5, p. 930-941, Oct. 2008.

KANNEBLEY JÚNIOR, S.; REMÉDIO, R. R.; OLIVEIRA, G. A. S. **Antidumping e concorrência no Brasil: uma avaliação empírica**. Brasília: Cade, jul. 2017. (Documento de Trabalho, n. 001/2017).

KONINGS, J.; VANDENBUSSCHE, H.; SPRINGAEL, L. Import diversion under European antidumping policy. **Journal of Industry, Competition and Trade**, v. 1, n. 3, p. 283–299, Sept. 2001.

KUME, H.; PIANI, G. **Regime antidumping: a experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, ago. 2004. (Texto para Discussão, n. 1037).

MALHOTRA, N.; RUS, H.; KASSAM, S. Antidumping duties in the agriculture sector: trade restricting or trade deflecting? **Global Economy Journal**, v. 8, n. 2, p. 1-19, 2008.

MALHOTRA, N.; RUS, H. A. The effectiveness of the Canadian antidumping regime. **Canadian Public Policy**, v. 35, n. 2, p. 187-202, June 2009.

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

NIELS, G. **Trade diversion and destruction effects of antidumping policy: empirical evidence from Mexico**. European Trade Study Group, 2003. Disponível em: <<https://bit.ly/3pc5olh>>.

PIMENTEL, F. D. As investigações antidumping e o sistema brasileiro de defesa comercial. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v. 116, p. 64-71, 2013.

PRUSA, T. J. **The trade effects of U.S. antidumping actions**. Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research, Jan. 1996. (Working Paper, n. 5440).

_____. On the spread and impact of anti-dumping. **Canadian Journal of Economics**, v. 34, n. 3, p. 591-611, 2001.

PRUSA, T. J.; SKEATH, S. Modern commercial policy: managed trade or retaliation? *In*: CHOI, E. K.; HARTIGAN, J. C. (Ed.). **Handbook of international trade: economic and legal analyses of trade policy and institutions**. Malden: Blackwell Publishing, Jan. 2005. v. 2. p. 358-382.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, Jan. 2009a.

_____. How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 1, p. 86-136, Mar. 2009b.

STAIGER, R. W.; WOLAK, F. A. **Measuring industry specific protection: antidumping in the United States**. Cambridge, United States: National Bureau of Economic Research, Apr. 1994. (Working Paper, n. 4696).

Originais submetidos em: jan. 2019.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.

IMPACTO DA MIGRAÇÃO DE RETORNO AO NORDESTE SOBRE A DISTRIBUIÇÃO SALARIAL: UMA ABORDAGEM SEMIPARAMÉTRICA¹

Maria Adreciana Silva de Aguiar²

João Mário Santos de França³

Este artigo analisa o impacto da migração de retorno sobre a distribuição salarial dos migrantes nordestinos segundo gênero e raça. A partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004 e 2014, empregou-se o método semiparamétrico proposto DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) para realizar simulações contrafactuais dos rendimentos. As principais evidências obtidas nos anos analisados chegam às seguintes conclusões: i) o efeito da migração de retorno é maior para os migrantes com menores níveis de rendimentos; ii) na análise por gênero e raça, os homens e os brancos teriam uma redução na distribuição dos salários se tivessem optado pelo não retorno ao Nordeste; iii) em 2004, se as mulheres ou os não brancos, com maiores salários, tivessem decidido não retornar, teriam salários maiores do que com a decisão factual; e iv) a migração de retorno provoca aumento na concentração de renda da região Nordeste.

Palavras-chave: migração de retorno; salários; método semiparamétrico.

IMPACT OF RETURN MIGRATION TO THE NORTHEAST ON WAGE DISTRIBUTION: A SEMIPARAMETRIC APPROACH

This article analyzes the impact of return migration on the wage distribution of northeastern migrants according to gender and race. Based on data from the National Household Sample Survey (PNAD) 2004 and 2014, the semiparametric method proposed by DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) was used to perform counterfactual simulations of income. The main evidence obtained in the years analyzed reached the following conclusions: i) the effect of return migration is greater for migrants with lower income levels; ii) in the analysis by gender and race, men and whites would have a reduction in the distribution of wages if they had chosen not to return to the Northeast; iii) in 2004, if women or non-whites, with higher wages, had decided not to return, they would have had higher wages than with the factual decision; and iv) return migration causes an increase in the income concentration in the Northeast region.

Keywords: return migration; wage; semiparametric method.

JEL: J10; J61.

1 INTRODUÇÃO

A maior concentração de emigrantes nordestinos na região Sudeste teve início nos anos 1950, devido à seca que ocorreu na região e à melhoria no deslocamento provocada pela inauguração da rodovia Rio-Bahia (Brito, 2016).

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art4>

2. Doutoranda no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC). *E-mail:* <adreciane@gmail.com>.

3. Professor do Caen/UFC. *E-mail:* <joao.franca@ufc.br>.

O processo de desconcentração das atividades econômicas, ocorrido a partir dos anos 1970, proporcionou o surgimento de polos dinâmicos. Os espaços produtivos que tornaram a região Nordeste mais atrativa foram o complexo petroquímico de Camaçari (BA), o polo têxtil e de confecções de Fortaleza (CE), o complexo minero-metalúrgico de Carajás (MA), o polo agroindustrial de Petrolina (PE)/ Juazeiro (BA), a fruticultura do Rio Grande do Norte e a pecuária intensiva no Agreste de Pernambuco (Araújo, 1997).

Esse maior volume de investimento na região possibilitou a geração de emprego e renda, atraindo migrantes. As transformações na estrutura econômica nordestina constituíram, em um primeiro momento, um dos principais determinantes do aumento do volume de migrantes de retorno.

A crise econômica que abalou o país, durante a década de 1980, gerou elevado processo inflacionário e altas taxas de desemprego, o que provocou mudanças na dinâmica migratória e maior crescimento do número de retornados. Em 1970, a remigração refletia 11% da migração total do país, passando para 24,5% em 1980 (Cunha, 1998).

Em comparação com a década de 1970, houve aumento de 221% no volume de migração de retorno na década de 1990 (Cunha e Baening, 2005). A recessão econômica dessa década contribuiu para reaquecer a migração de retorno ao Nordeste e reduzir o número de emigrantes (Brito, 2016).

Os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004 começaram a revelar indícios de um saldo migratório positivo para alguns estados da região Nordeste, mostrando que 60% dos imigrantes dos estados do Piauí e do Ceará e 50% dos imigrantes do Rio Grande do Norte e da Paraíba eram migrantes de retorno. Entre 30 a 40% dos imigrantes de Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte vieram de São Paulo, e quase 43% dos imigrantes da Paraíba eram provenientes do Rio de Janeiro (Brito e Carvalho, 2006). A região Nordeste passa de historicamente maior expulsora de população do país para receptora de migrantes de retorno.

Além das transformações na estrutura produtiva que ambientam importantes modificações na dinâmica migratória, é importante considerar os fatores relacionados às escolhas individuais envolvidas no processo de remigração. Segundo Oliveira e Januzzi (2005), acompanhar a família é o principal motivo para a migração de retorno interestadual no Brasil, sendo apontado por 44% dos migrantes retornados⁴ à Região Nordeste. Devido à segunda motivação para o retorno – questões relacionadas ao trabalho –, no período de 1997 a 2001, cerca de 248 mil pessoas retornaram ao Nordeste, sendo que, desse total, aproximadamente 150 mil pessoas eram provenientes da região Sudeste.

4. Neste estudo, migrante de retorno, retornado, remigrado e migrante temporário têm o mesmo significado.

As razões que levam um trabalhador a retornar ao local de origem são abordadas pela literatura econômica em duas vertentes. A primeira entende o retorno como planejado ao longo do ciclo de vida do trabalhador. Esse indivíduo procura acumular riqueza ou conhecimentos que possibilitem melhores oportunidades no local de origem (Dustmann e Kirchkamp, 2002). A outra corrente de autores relaciona a remigração como uma reação às condições econômicas encontradas na região de destino (Borjas e Bratsberg, 1996).

Neste contexto, é destacada a importância de analisar a migração de retorno nordestina que procede, principalmente, dos estados da região Sudeste. Para tanto, este artigo tem como objetivo analisar os potenciais impactos da migração de retorno sobre os salários dos retornados nordestinos, nos anos de 2004 e 2014, vindos dos estados da região Sudeste, segundo gênero e raça.

A respeito da metodologia, construiu-se as densidades contrafactuais por meio do método proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Empregou-se o correto tratamento (desenho amostral) das PNADs 2004 e 2014. No âmbito da literatura nacional, este é o primeiro estudo a analisar o impacto da migração de retorno, utilizando a abordagem semiparamétrica proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

As principais evidências obtidas mostram que na comparação entre os anos de 2004 e 2014: i) o efeito da migração de retorno é maior para os migrantes com menores níveis de rendimentos, indicando que estes realizaram a escolha ótima ao retornarem; ii) na análise por gênero e raça, os homens e os brancos teriam uma redução na distribuição dos salários se tivessem optado por não retornar ao Nordeste, com exceção das pessoas brancas com maiores rendimentos em 2014; iii) em 2004, se as mulheres ou os não brancos, com maiores salários, tivessem optado por não retornarem teriam salários maiores do que com a decisão factual; e iv) além disso, em 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda na região Nordeste.

Este artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 trata da revisão da literatura. A seção 3 exibe os dados e os tratamentos imputados, além, dos aspectos metodológicos da pesquisa. A quarta seção é dedicada aos resultados. Por fim, a seção 5 destina-se às considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Estrutura teórica da migração de retorno

O modelo teórico apresentado por Borjas e Brastberg (1996)⁵ incorpora as duas questões centrais sobre a decisão de migração de retorno (planejamento e frustração

5. O modelo é uma extensão do estudo de Borjas (1987), onde os fluxos de imigração são determinados pelas distribuições de capital humano entre os trabalhadores no país de origem e no país de destino.

das expectativas). A apresentação deste modelo visa dar um suporte à intuição dos resultados encontrados na subseção 4.2.

O modelo admite duas regiões: região de origem (N) e a região de destino (S). Os indivíduos que são oriundos da região N consideram a possibilidade de migrar, temporariamente ou permanentemente, para a região S . As distribuições de rendimento na região de origem e destino são dadas por:

$$w_N = \mu_N + \eta v, \quad (1)$$

$$w_S = \mu_S + v + \varepsilon, \quad (2)$$

em que w_N é o logaritmo do rendimento na região N ; w_S é o logaritmo do rendimento na região S ; μ_N e μ_S são as médias dos logaritmos das rendas nas regiões N e S , respectivamente; o parâmetro η é interpretado como a taxa de retorno das habilidades na região de origem em relação à região de destino e supõe que este é conhecido pelo migrante de retorno; a variável aleatória v reflete a capacidade ou habilidade que são transferíveis entre as regiões e ε reflete um componente incerto devido à desinformação e/ou sorte sobre as perspectivas na região de acolhimento.

As intenções dos indivíduos se diferem, existindo aqueles que migram sem intenção de retorno ou com retorno não planejado (erro de expectativas) e aqueles com intenção de retorno ao local de origem depois de adquirirem capital humano ou riquezas. Cada cenário é descrito conforme apresentado nas subseções 2.1.1, 2.1.2 e 2.1.3.

2.1.1 Migração sem intenção de retorno

O indivíduo decidirá migrar, sem intenções futuras de retorno, se o ganho esperado da migração inicial na região S for maior do que o rendimento na região N , caso ele tivesse decidido por não migrar. Assumindo que o indivíduo é neutro ao risco, ele decidirá migrar para a região de destino se:

$$E w_S > w_N + C_m, \quad (3)$$

em que C_m é o custo de migração.

Substituindo as equações (1) e (2) na desigualdade (3), obtém-se a condição de migração sem intenção de retornar à região de origem:

$$v(1 - \eta) > \mu_N - \mu_S + C_m. \quad (4)$$

2.1.2 Migração com intenção de retorno

Se o indivíduo decide migrar para a região S e, depois de um tempo, retornar para a região N , este terá um ganho descrito por:

$$w_r = \pi w_S + (1 - \pi)(w_N + k), \quad (5)$$

em que w_r é o salário do migrante de retorno. Os migrantes só irão incorrer em custos de migração e remigração se eles acham que, após gastar uma fração π de sua força de trabalho na região de destino, podem aumentar seus ganhos em k (porcentagem), quando regressarem a sua região de origem. Os parâmetros π e k são constantes.

Os trabalhadores escolhem a opção que maximiza seus ganhos esperados a partir dos custos de migração. Portanto, o indivíduo decidirá migrar e retornar se o ganho esperado da remigração, devido à aquisição de competências na região S , for maior do que o ganho na região de origem se o indivíduo não tivesse migrado:

$$E w_r > w_N + C_m + C_r, \quad (6)$$

em que C_m e C_r são os custos de migração e remigração, respectivamente.

A condição sob a qual um indivíduo migrará para a região S com a intenção de retornar (migração temporária) é obtida substituindo as equações (1), (2) e (5) em (6):

$$v(1 - \eta) > (\mu_N - \mu_S + k) + \frac{C_m + C_r - k}{\pi}. \quad (7)$$

2.1.3 Migração de retorno não planejada

O trabalhador decidirá retornar à região de origem, devido ao erro de expectativas na região de destino, se o salário esperado na região origem (N) for maior do que o rendimento na região de destino (S), juntamente com os custos de retorno:

$$E w_r > w_S + C_r. \quad (8)$$

Substituindo as equações (1) e (2) na desigualdade (8), obtém-se a condição de migração de retorno não planejada:

$$v(1 - \eta) < (\mu_N - \mu_S + k) - \frac{C_r - \varepsilon}{1 - \pi}. \quad (9)$$

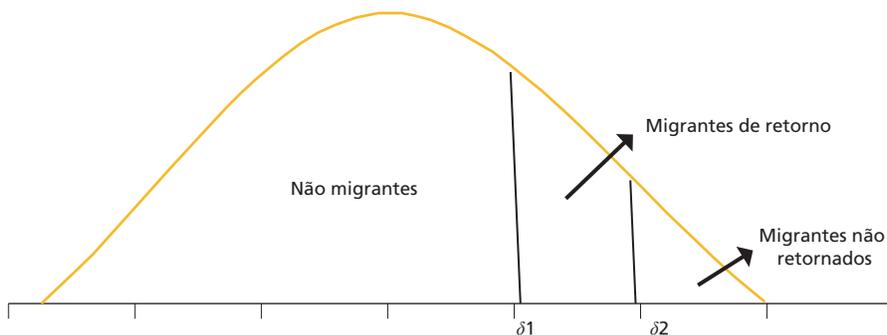
As intuições das inequações (4), (7) e (9) mostram que o processo de autoseleção neste modelo é baseado no valor da taxa de retorno às habilidades η .

Se $\eta < 1$, a migração inicial é positivamente selecionada,⁶ pois a taxa de retorno na região de destino é maior do que a região de origem, como mostra a figura 1. Os migrantes possuiriam habilidades acima da média, pois a região de

6. Na literatura nacional, há um consenso com relação à seleção dos migrantes interestaduais. Autores como Santos (2013), Ramalho e Queiroz (2011), Gama e Machado (2014) encontram que os migrantes são positivamente selecionados se comparados com os não migrantes.

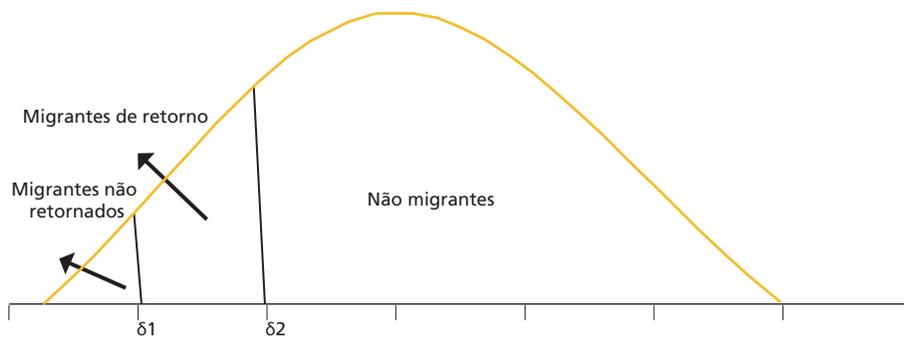
destino valoriza mais as habilidades desses indivíduos do que a região de origem. A implicação deste modelo para o caso da migração de retorno é que os retornados seriam aqueles menos qualificados no grupo de migrantes, devido ao grupo de partida ter seleção positiva. No caso deste estudo, os retornados ao Nordeste seriam negativamente selecionados em comparação com os não retornados, como mostra a figura 1.

FIGURA 1
Autosseleção dos migrantes de retorno quando $\eta > 1$



Por outro lado, se $\eta > 1$, o fluxo migratório inicial seria composto por trabalhadores migrantes com habilidades abaixo da média (negativamente selecionados), devido à taxa de retorno para as habilidades ser maior na região de origem. Como mostra a figura 2, dentro do grupo de migrantes inicial, os indivíduos que decidissem retornar ao Nordeste seriam aqueles mais habilidosos (positivamente selecionados) se comparados com os não retornados.

FIGURA 2
Autosseleção dos migrantes de retorno quando $\eta > 1$



2.2 Evidências empíricas

A abordagem neoclássica explica que o fenômeno da migração se deve principalmente devido às diferenças salariais entre as regiões (Harris e Todaro, 1970). Assim, a decisão de migrar dos indivíduos seria resultado da necessidade de melhorias salariais e de trabalho.

Por sua vez, a abordagem do capital humano enfatiza que os retornos esperados não dependem apenas dos atributos observáveis, mas também daqueles não observáveis. Portanto, estes indivíduos seriam alocados de forma não aleatória na população (Chiswick, 1999). Na literatura sobre migração, uma das proposições padrão é que os migrantes tendem a ser positivamente selecionados, possuindo melhores características não observáveis, ou seja, são descritos como tendendo, em média, serem mais capazes, motivados, ambiciosos, agressivos, empreendedores do que os indivíduos que permanecem no seu lugar de origem. Os migrantes ganham, em média, salários maiores do que os não migrantes, sobretudo, devido às diferenças desses atributos não observados.

Críticas são feitas a essa abordagem por levar em consideração apenas a decisão do indivíduo no processo migratório. Entretanto, não há um consenso na literatura se a migração é uma decisão individual ou familiar. Segundo Mincer (1978), as famílias se deslocam quando o ganho familiar com a migração é positivo, levando em consideração os retornos esperados e os custos de toda a família. Como a migração é um processo que envolve custos monetários e não monetários (desejo de acompanhar a família, razões políticas e religiosas etc.), quanto maior o tamanho da família, maiores serão os custos associados à migração.

A presença de laços familiares dificulta a migração quando a decisão de migrar é familiar. Todavia, quando a decisão é individual, os laços familiares contribuem para a migração de retorno. Esse processo migratório aumenta a taxa de desemprego entre as mulheres casadas, pois, estas tendem a ser *tied movers*.⁷ Por outro lado, os maridos com maiores níveis de educação aumentam significativamente a renda familiar, compensando até as perdas salariais de suas esposas (Mincer, 1978).

Na literatura internacional, alguns autores abordam a autoseleção e o impacto da migração sobre os salários dos trabalhadores. Chiquier e Hanson (2005) utilizam os dados dos Censos de 1990 e 2000 do México e dos Estados Unidos para testar a hipótese de seleção negativa dos imigrantes de acordo com o modelo de Borjas (1987). Para isto, comparam as densidades salariais reais com as densidades contrafactuais dos imigrantes mexicanos nos Estados Unidos se estes fossem pagos de acordo com os padrões de determinação dos salários do México, utilizando o método semiparamétrico proposto por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996).

7. *Tied movers* são aquelas pessoas que se movem com o cônjuge mesmo que a sua perspectiva de emprego seja pior no local de destino.

Os resultados mostraram que, nos Estados Unidos, os imigrantes mexicanos do sexo masculino têm seleção intermediária, já as mulheres são positivamente selecionadas, ambos em termos de características observáveis.

Xing (2010) também faz uso da metodologia proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), porém, para analisar a migração rural e urbana na China em 2002. O autor investiga, por meio de uma análise contrafactual, a distribuição salarial para os migrantes temporários caso não tivessem migrado, e para os permanentes⁸ se estes tivessem retornado à zona rural. Os resultados sugerem que, se os migrantes permanentes regressassem para as zonas rurais, a renda *per capita* dessa área aumentaria em 4%. Por outro lado, se os migrantes temporários decidissem ficar na área urbana, o nível de renda *per capita* dessa área permaneceria inalterado.

Para avaliar o impacto da migração sobre os ganhos no Brasil, Avelino (2010) usou a PNAD 2003. Entre as evidências encontradas, tem-se que os retornos com a migração são positivos, implicando que o salário do migrante é maior do que ele receberia se não tivesse migrado. No entanto, os indivíduos que decidiram por permanecer no local de origem recebem um ganho menor do que se tivessem migrado.

Santos (2013) avalia a racionalidade econômica na decisão de migrar ou não migrar tomada pelos trabalhadores qualificados. A partir dos dados dos Censos 2000 e 2010, o autor realizou exercícios contrafactuais (se o migrante não tivesse migrado e se o não migrante tivesse migrado). Os achados revelaram que grande parte dos trabalhadores qualificados alcançou escolha racional quanto à decisão de migrar ou não migrar, pois os rendimentos se mostraram positivos com a simulação contrafactual.

O primeiro estudo a utilizar a abordagem semiparamétrica proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), para estudar o impacto da migração de retorno sobre os salários, foi o realizado por Coulon e Piracha (2005). A pesquisa examinou o desempenho do migrante de retorno no país de origem (Albânia). Os resultados desse estudo sugerem que os retornados ganham, em média, salários maiores do que os não migrantes. No entanto, se os não migrantes tivessem migrado e retornado, teriam um ganho mais de duas vezes os salários dos migrantes de retorno. Os autores concluíram que os retornados eram negativamente selecionados em comparação aos que permaneceram na Albânia.

Utilizando os Censos norte-americanos e mexicanos de 2000, Biavaschi (2016) recupera a distribuição de salários contrafactual para os trabalhadores nascidos no México que moraram nos Estados Unidos, na ausência da migração

8. Migrantes permanentes e não retornados são considerados sinônimos, ou seja, aqueles que migraram e não retornaram à região de origem.

de retorno. As evidências mostraram que, se os migrantes de retornos mexicanos não tivessem remigrado, teriam, em média, salários mais altos em todos os níveis de escolaridade. Os salários seriam, aproximadamente, 7,7% maior na mediana e 4,5% maior na média para os trabalhadores mexicanos.

Para o Brasil, Ramalho e Queiroz (2011) analisaram o impacto da experiência de migração interestadual sobre salários dos trabalhadores retornados a seus estados de nascimento. A pesquisa fez uso da PNAD 2007 para empregar um modelo empírico de determinação conjunta de migração e rendimentos. O conjunto de evidências encontradas aponta que os migrantes de retorno são negativamente selecionados em relação aos não retornados, visto que os remigrados receberiam um salário inferior. Além disso, os migrantes interestaduais de retorno poderiam auferir ganhos salariais caso tivessem permanecido empregados no estado de destino. Com esse resultado, os autores sugerem que a remigração deve ter sido motivada por frustrações das expectativas de emprego e renda no destino. As decisões de migrar ou remigrar proporcionaram maior rendimento e um possível aumento do bem-estar econômico.

Cavalcante e Justo (2016) mensuraram os impactos da migração de retorno sobre a renda dos estados brasileiros fazendo uso das PNADs de 2003 a 2012. Estimaram uma equação minceriana ampliada com dados em painel, corrigindo o viés de seletividade amostral por meio do procedimento de Heckman (1979). As evidências indicaram que o impacto da renda dos retornados na renda média regional é positivo em todas as regiões brasileiras. Sendo que, para o Nordeste, esse impacto foi ainda maior, com destaque para os estados de Paraíba, Maranhão e Alagoas. Por outro lado, alguns estados dessa região destacam-se por apresentarem impactos inferiores aos encontrados para o Brasil com a migração de retorno, são eles: Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte.

Os trabalhos mencionados mostram a importância tanto da migração como da migração de retorno sobre os salários dos trabalhadores. Neste sentido, este artigo busca contribuir com a literatura por analisar o retorno ao Nordeste e por utilizar a abordagem proposta por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), ainda não explorada para esse tema, em âmbito nacional.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 Base de dados e tratamentos

A construção do banco de dados foi baseada nos dados da PNAD de 2004 e 2014, pesquisa realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As informações da PNAD não se tratam de uma amostra aleatória simples (AAS), onde as observações são independentes e identicamente distribuídas (IID). O processo de seleção da amostra envolve níveis de complexidade – estratificação, conglomeração (em um ou mais níveis) e probabilidades desiguais de seleção.

Segundo Carvalho, Néri e Silva (2006), as estimativas das variâncias são influenciadas pelo plano amostral. Portanto, quando não se considera o planejamento amostral, os erros-padrão podem ser subestimados ou superestimados. Logo, para que os resultados obtidos neste estudo sejam consistentes, será adotado o plano amostral das PNADs de 2004 e 2014.

As classificações de migrantes foram consideradas, conforme descrito a seguir.

- 1) Migrante retornado interestadual: indivíduo que teve alguma experiência de moradia em algum estado da região Sudeste, mas, no momento da pesquisa, se encontrava residindo na Unidade da Federação de nascimento (estado da região Nordeste) por um período de tempo de até nove anos.
- 2) Migrante não retornado interestadual: indivíduo natural de algum estado do Nordeste e que, no momento da pesquisa, morava em algum estado da região Sudeste por um período de tempo de até nove anos.

Os migrantes (retorno e não retornados) são aqueles que arbitraram entre os períodos de 1995-2004 e 2005-2014. Foram excluídos da amostra: os indivíduos que declararam nunca terem residido fora do seu estado de nascimento; e também aqueles declarados estrangeiros ou brasileiros que moraram em outros países.

Considerou-se apenas as pessoas com idade entre 18 e 70 anos e com ocupação remunerada na semana de referência, excluindo da amostra as pessoas que possivelmente migraram para acompanhar os familiares (crianças, adolescentes e idosos).

Devido à grande disparidade nos níveis de renda entre as regiões Nordeste e Sudeste, os salários foram corrigidos pelo Índice de Custo de Vida (ICV), desenvolvido por Almeida e Azzoni (2016), para as regiões metropolitanas (RMs). O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), calculado pelo IBGE, foi adotado como deflator para a comparação entre os anos dos rendimentos médios dos migrantes retornados e não retornados. Os valores do ICV e do IPCA para as RMs foram extrapolados para seus respectivos estados. Para os estados não contemplados pelos índices, usou-se o critério de aproximação pelo índice da RM vizinha,⁹ seguindo Freguglia (2007).

As variáveis escolhidas (*dummies* e contínuas) para este estudo encontram-se descritas no quadro A.1, no apêndice A.

9. O índice da RM de Fortaleza foi extrapolado para Maranhão, Piauí e Rio Grande do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para Espírito Santo e Minas Gerais.

3.2 Estratégia empírica

3.2.1 Exercício contrafactual

A estimação das densidades contrafactuais segue DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), método derivado da decomposição de Oaxaca (1973). Menezes-Filho e Rodrigues (2009) fazem uma comparação entre o contrafactual por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e o contrafactual obtido pela regressão *à la* Mincer. A diferença é que, quando se faz um contrafactual pela regressão minceriana, obtém-se os salários contrafactuais para cada indivíduo separadamente. Entretanto, os salários contrafactuais por DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) são obtidos para a amostra inteira ao mesmo tempo.

Seja $f^i(w|z)$ a densidade do salário w na região i , condicionado ao conjunto de características observadas z , relacionadas aos atributos pessoais, características familiares, posição de ocupação e residência. A densidade dos salários para os retornados à região Nordeste pode ser representada como:

$$g(w|i = N) = \int f^N(w|z)h(z|i = N)dz, \quad (1)$$

em que $h(z|i = N)$ é a densidade das características observadas dos migrantes que retornaram ao Nordeste. A densidade para os migrantes que permaneceram na região Sudeste (não retornados) é definida como:

$$g(w|i = S) = \int f^S(w|z)h(z|i = S)dz, \quad (2)$$

em que $h(z|i = S)$ representa a densidade das características observadas dos migrantes que permaneceram na região Sudeste.

Para se construir o contrafactual, deve-se modificar a estrutura dos atributos dos migrantes. Seja $g^S(w; z, i = S)$ a densidade real do rendimento do trabalho principal na região Sudeste e $g^S(w; z, i = N)$ a densidade do rendimento do trabalho principal na região Sudeste, que prevaleceria se os migrantes de retorno tivessem os mesmos atributos dos não retornados.

A seguir, tem-se a densidade dos salários que prevaleceria se os retornados ao Nordeste tivessem decidido ficar no Sudeste (não retornar):

$$g_N^S(w) = \int f^S(w|z)h(z|i = N)dz. \quad (3)$$

A densidade (3) não é observada, porém pode ser reescrita como:

$$g_N^S(w) = \int f^S(w|z)h(z|i = N) \frac{h(z|i = S)}{h(z|i = N)} dz$$

$$i_N^S(w) = \int \delta_z(z)f^S(w|z)h(z|i = S)dz, \quad (4)$$

em que $h(z|i = S)$ é a densidade das características observadas para os migrantes que permaneceram no Sudeste. E $\delta_z(z)$ é uma função de reponderação definida por:

$$\delta_z(z) = \frac{Pr(i = N|z)Pr(i = S)}{Pr(i = S|z)Pr(i = N)}. \quad (5)$$

A probabilidade não condicional $Pr(i = S)$ pode ser calculada como o número de migrantes nordestinos que permaneceram no Sudeste (não retornados) dividido pelo número total de migrantes (retornados e não retornados). A probabilidade não condicional $Pr(i = N)$ é calculada similarmente. As probabilidades condicionais podem ser estimadas parametricamente por meio de um modelo *probit* ou *logit*.¹⁰ Sendo que $Pr(i|z)$ é a probabilidade de o migrante estar na região i , dado os atributos individuais z .

Para a análise com relação a gênero e raça foram estimados outros dois modelos (*probit*) sem as devidas *dummies* “homem” e “branco”, respectivamente. As variáveis referentes a sexo e raça foram aplicadas apenas para estimar as densidades.¹¹

3.2.2 Estimador kernel

Considerando W_1, W_2, \dots, W_n uma amostra aleatória de tamanho n , independente e identicamente distribuída e retirada de uma distribuição de probabilidade com função de densidade $g(w)$. O estimador kernel $\hat{g}(w)$ de uma densidade univariada $g(w)$ é definido de acordo com Rosenblatt (1956) e Parzen (1962) como:

$$\hat{g}(w) = \frac{1}{nh} \sum_{j=1}^n \theta_j \hat{\delta}_j K\left(\frac{w - W_j}{h}\right), \quad (6)$$

em que h é a largura dos intervalos de classes (*bandwidth*), também conhecida como parâmetro de suavização, e $K(\cdot)$ é uma função simétrica chamada kernel. Sendo W_j os salários¹² amostrais, θ_j os pesos de amostragem da PNAD, e $\hat{\delta}_j$ os pesos de reponderação. A equação (6) é ponderada pelo fator $\hat{\delta}_j$, o que torna este estimador semiparamétrico.

10. Neste trabalho, assim como nos estudos de Coulon e Piracha (2005) e Menezes-Filho e Rodrigues (2009), estima-se um modelo *probit*, que se encontra na tabela A.1 do apêndice A.

11. Para a comparação referente a gênero e raça, a equação (4) foi estimada para: homens e mulheres; brancos e não brancos.

12. Trabalhou-se com o logaritmo do rendimento do trabalho principal dividido pelo número de horas trabalhadas.

O kernel utilizado neste artigo foi o gaussiano, seguindo DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Butcher e DiNardo (1998), Chiquiar e Hanson (2005) e Biavaschi (2016). Para este kernel, foi utilizado o parâmetro de suavização ótimo sugerido por Silverman (1986).

O teste de Kolmogorov-Smirnov será empregado para verificar se as distribuições factual e contrafactual são estatisticamente diferentes. O teste K-S tem como hipótese nula que as duas distribuições são estatisticamente idênticas.

Ademais, foram calculadas três medidas de desigualdades para as distribuições factual e contrafactual: índice de Gini, coeficiente de entropia de Theil (T de Theil) e a variância do logaritmo da renda. Com isso, pretende-se verificar se há variação na concentração de renda provocada por uma mudança nos atributos dos migrantes de retorno.

4 RESULTADOS

4.1 O perfil dos migrantes da região Nordeste

A tabela 1 mostra evidências sobre as características dos migrantes retornados e não retornados à região Nordeste. Há predominância masculina no estoque de migrantes de retorno. Segundo a literatura, isso está relacionado ao fato de que os homens são mais propensos a migração ou remigração (Ferreira, 2012; Queiroz, 2010). Com relação à raça declarada, é possível verificar que a maioria dos migrantes é de não brancos. Quanto à idade, os migrantes são ainda jovens.

Em relação à educação, observa-se que a proporção de pessoas com maior nível educacional aumentou entre os anos de 2004 e 2014. Contudo, é possível verificar que os migrantes não retornados são os que têm maior nível de instrução. Assim como encontrado no estudo realizado por Ferreira (2012), os migrantes retornados interestaduais são menos escolarizados que os não retornados.

No que se refere à posição na unidade familiar, os chefes de família são a maioria apenas no grupo dos migrantes de retorno, em ambos os anos. O tamanho médio das famílias dos migrantes fica em torno de três pessoas. Percebe-se que a maioria dos indivíduos nos dois grupos de migrantes é casada, entretanto, essa maioria é mais expressiva no grupo dos migrantes não retornados. Comparando os anos analisados, 2004 e 2014, observa-se uma queda do percentual de migrantes casados e com filhos menores de 14 anos, de 36,26% para 29,19% no grupo dos migrantes de retorno e de 40% para 29,5% no grupo dos migrantes não retornados.

No que concerne à posição ocupada no trabalho principal, entre 2004 e 2014, o percentual de migrantes que estavam empregados formalmente (trabalhadores com carteira de trabalho assinada, funcionários públicos e empregadores) aumentou. A proporção de trabalhadores autônomos apresentou forte predominância entre

os migrantes de retorno. A literatura sugere que o remigrado pode ter adquirido habilidades e/ou riquezas que permitiram a execução de um negócio próprio na região de origem (Dustmann e Kirchkmap, 2002; Queiroz, 2010).

TABELA 1
Características dos migrantes da região Nordeste: retornados e não retornados (2004 e 2014)
(Em %)

	Migrantes retornados		Migrantes não retornados	
	2004	2014	2004	2014
Homem	56,06	57,15	49,36	48,96
Branco	33,70	28,09	45,40	36,03
Idade (média)	34,40	35,52	31,24	35,83
Menos de 1 ano de estudo	14,59	8,25	10,00	8,38
1 a 4 anos de estudo	31,52	21,31	25,84	17,21
5 a 10 anos de estudo	36,87	36,91	43,91	35,74
11 a 14 anos de estudo	14,75	29,57	18,17	34,32
15 anos ou mais de estudo	2,27	3,95	2,06	4,34
Chefe	55,83	50,98	42,60	47,12
Tamanho da família (média)	3,56	3,24*	3,77	3,237*
Casado	72,08	70,35	76,97	76,71
Casado e com filhos menores de 14 anos	36,26	29,19	40,02	29,50
Empregado sem carteira assinada	27,75	28,0	18,71	12,07
Empregado com carteira assinada	15,70	26,86	49,50	60,62
Autônomo	42,17	33,72	13,87	12,95
Funcionário público	2,72	2,52	0,39	1,36
Empregador	3,34	1,68	2,68	1,59
Região metropolitana	10,98	9,97	66,56	54,84
Urbana	78,40	78,64	94,43	96,35
Tempo de moradia (média)	4,12	3,73	5,12	4,44

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Resultados expandidos para a população.

2. * Diferença estatisticamente significativa a 10%, demais variáveis possuem diferença estatisticamente significativa a 1%.

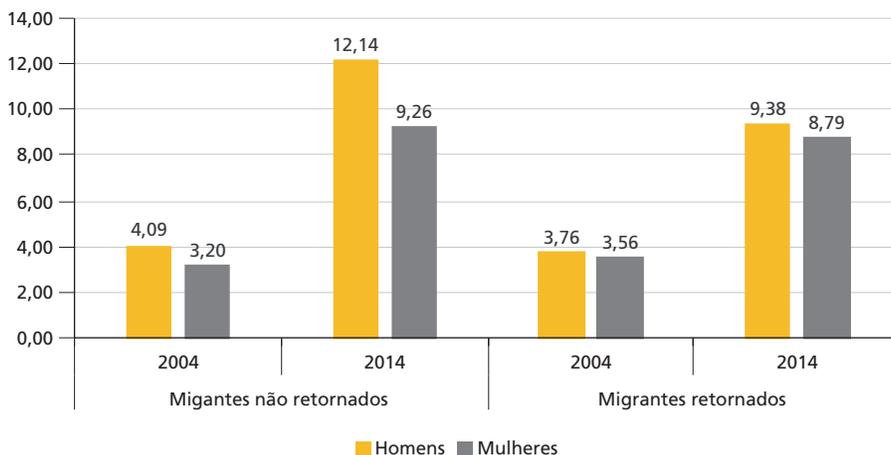
A maior concentração de trabalhadores não retornados, nos dois anos, encontra-se na RM do Sudeste. Quanto à residência setorial, vê-se que há elevada presença de ambos os grupos de migrantes no meio urbano, nos dois períodos analisados. O tempo médio de moradia é menor para os retornados.

O gráfico 1 foi construído com o intuito de averiguar os ganhos salariais entre as categorias de migração, segundo gênero, nos dois períodos, 2004 e 2014. As evidências mostram que os homens auferem, em média, um salário/hora

maior do que as mulheres. Percebe-se que os migrantes não retornados ganham salários maiores do que os retornados, com exceção dos migrantes não retornados do sexo feminino, em 2004. Evidência que sugere seletividade negativa para os retornados em comparação com os não retornados, seguindo a mesma linha de Queiroz (2010).

GRÁFICO 1

Média do salário/hora dos migrantes da região Nordeste, segundo gênero (2004 e 2014)
(Em R\$)



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

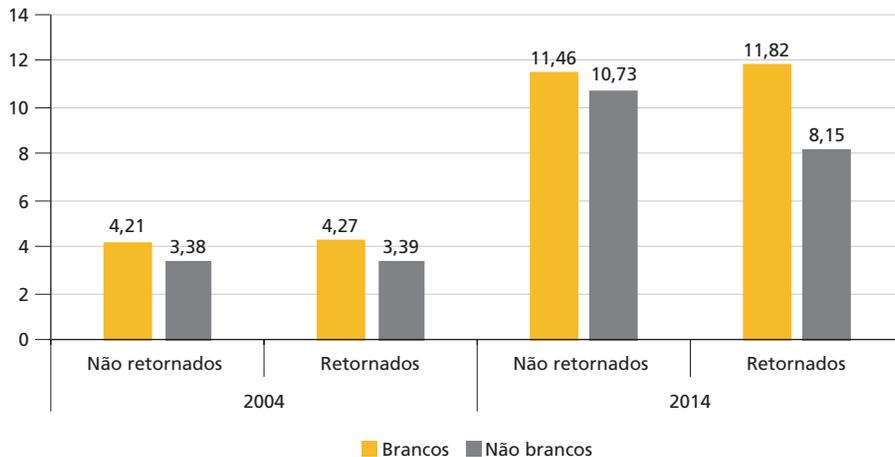
Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários foram deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014, e em seguida pelo ICV calculado por Almeida e Azzoni (2016).

Outro fator relevante diz respeito à diferença salarial entre as categorias de migração segundo gênero. Verifica-se que a diferença salarial entre gênero é maior para os migrantes que decidiram permanecer na região Sudeste, se comparada àqueles que retornaram ao Nordeste. Fato que sugere que o mercado de trabalho no Sudeste diferencia mais homens e mulheres migrantes do que a região Nordeste.

O gráfico 2 traz informações a respeito da média do salário/hora dos migrantes segundo raça, em 2004 e 2014. Constatou-se que os brancos possuem uma média de salário/hora superior à dos não brancos. E essa diferença salarial é ainda maior no grupo dos migrantes de retorno, onde os brancos recebiam a mais do que os não brancos, em média, R\$ 0,88 e R\$ 3,67 para os anos de 2004 e 2014, respectivamente. Verifica-se que, nesse período, houve um aumento médio da diferença salarial segundo raça para esse grupo de migrantes.

GRÁFICO 2

Média do salário/hora dos migrantes da região Nordeste, segundo raça (2004 e 2014)
(Em R\$)



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários foram deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014, e em seguida pelo ICV calculado por Almeida e Azzoni (2016).

Para os não retornados, a diferença salarial média entre brancos e não brancos era de R\$ 0,83 em 2004, passando para R\$ 0,73 em 2014, havendo uma pequena queda nessa diferença entre os anos.

4.2 Estimações das densidades salariais: análise gráfica e estatística

Nesta subseção, são apresentados os resultados gráficos e estatísticos, para as estimações das densidades kernel do salário/hora dos migrantes de retorno e não retornados, nos anos de 2004 e 2014.

O eixo horizontal dos gráficos está em escala logarítmica. Aplicou-se o contrafactual para os migrantes de retorno, segundo gênero e raça, devido às especificidades para essas pessoas no mercado de trabalho.

O gráfico 3 mostra as funções de densidades contrafactuais (linha tracejada), para os retornados, e as densidades factuais (linha contínua), para os retornados e não retornados, nos anos de 2004 e 2014. Com a simulação contrafactual, vê-se um deslocamento para o lado esquerdo da aba esquerda da densidade (revelando aumento da concentração nos rendimentos mais baixos), em ambos os anos analisados. Para estes, o efeito da migração de retorno é maior, indicando que fizeram a escolha racional ao retornarem.

Verifica-se que os migrantes retornados têm salários menores do que os não retornados em ambos os anos. Este achado corrobora a suposição de seletividade negativa dos migrantes de retorno em comparação com os não retornados, como sugerido pela teoria.

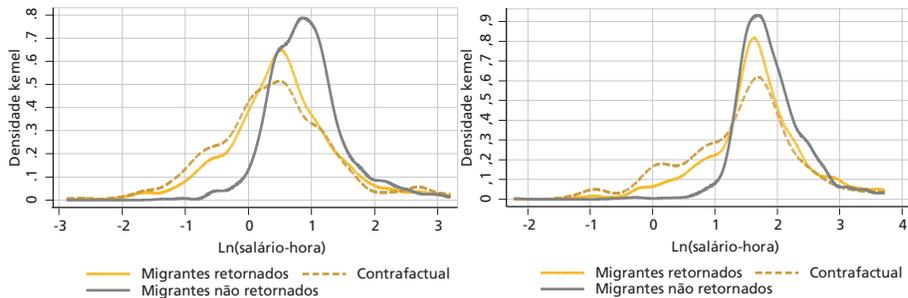
Além disso, em 2014, os gráficos mostram que as densidades de salários dos migrantes de retorno e não retornados estão mais próximas, sugerindo uma redução na diferença salarial entre esses dois grupos.

GRÁFICO 3

Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes

3A – 2004

3B – 2014



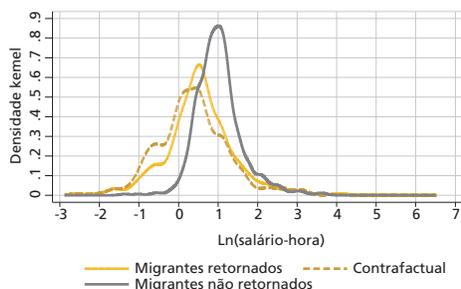
Elaboração dos autores.

Com relação ao resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov, rejeitou-se a hipótese nula de que as densidades factuais e contrafactuais são iguais, ao nível de 1% de significância, evidenciando que a migração de retorno altera a distribuição de salário do trabalho principal.

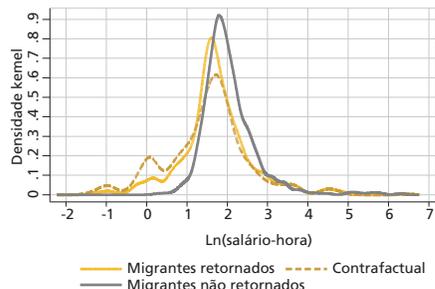
As simulações contrafactuais para os migrantes retornados do sexo masculino são apresentadas no gráfico 4, além das densidades factuais dos retornados e não retornados. As distribuições, para os migrantes não retornados, evidenciam uma grande concentração em torno do valor modal do rendimento.

Visualmente, percebe-se que, com a simulação, as densidades salariais dos homens se deslocariam um pouco para a esquerda, tanto em 2004 quanto em 2014. Isto indica que haveria uma pequena redução na distribuição dos salários se os migrantes de retorno do sexo masculino tivessem optado por permanecer na região Sudeste, para toda a distribuição salarial.

GRÁFICO 4

Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população masculina
 4A – 2004


4B – 2014

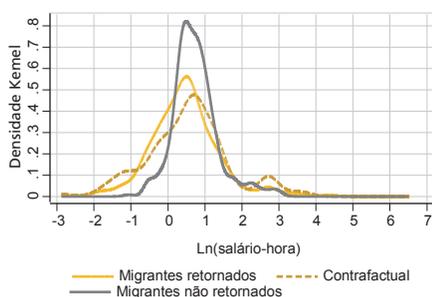


Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).
 Elaboração dos autores.

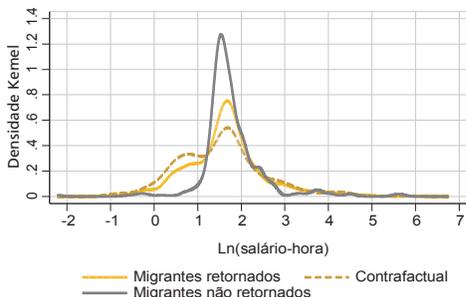
O teste K-S comprovou diferença estatisticamente significativa entre a distribuição factual e contrafactual para a população masculina em ambos os anos.

Comparando as densidades dos salários originais e contrafactuais das mulheres (gráfico 5), percebe-se que houve uma transladação à direita em 2004. Portanto, de acordo com a simulação contrafactual, se os migrantes de retorno do sexo feminino tivessem optado por não retornarem, teriam salários melhores (para os níveis mais elevados de salários). Por outro lado, na estimativa para 2014, as mulheres que se encontram na parte esquerda da distribuição (menores níveis de rendimentos) teriam um aumento nos seus salários, e, para aquelas com maiores níveis de renda, o efeito do retorno é quase nulo.

GRÁFICO 5

Densidade do salário/hora factual e contrafactual para os migrantes: população feminina
 5A – 2004


5B – 2014



Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).
 Elaboração dos autores.

O teste K-S rejeitou, ao nível de 1% de significância, a hipótese nula de que as densidades do salário/hora factual e contrafactual das mulheres são iguais.

Os resultados encontrados evidenciam que as mulheres, em 2004, tendem a ser *tied movers*, assim como sugerido por Mincer (1978), Borjas (2016) e Gama (2013). Os salários adquiridos pelas mulheres a partir das decisões contrafactuais seriam maiores do que aqueles obtidos com a decisão factual.

Segundo Mincer (1978), a decisão de migração de um membro é motivada pelos retornos esperados e custos de toda a família, e não apenas de um único membro, assumindo, portanto, uma função de utilidade da família. De acordo com os achados neste artigo, as decisões de retorno ao Nordeste das mulheres, em 2004, são influenciadas pelo ganho familiar¹³ esperado, onde a perda salarial delas deve ser compensada pelo ganho salarial dos homens.

De acordo com Astrom e Westerlund (2011), que verificaram o efeito da migração inter-regional sobre o ganho familiar na Suécia, as mulheres não experimentam ganhos significativos com a migração, em termos absolutos. Elas apenas têm ganhos maiores no agregado familiar se forem altamente educadas e casadas com homens de baixa escolaridade.

As evidências estão de acordo com Oliveira e Januzzi (2005), que apontam o fato de acompanhar a família como principal motivo para migrar, registrado pelas mulheres. A mudança do resultado, verificada em 2014, pode estar relacionada à maior participação das mulheres no mercado de trabalho, queda nas taxas de fecundidade, além do aumento do número de mulheres como chefes de família. Portanto, as motivações que levam as mulheres a retornarem, em 2014, podem diferir daquelas encontradas para o ano de 2004.

O gráfico 6 mostra as funções de densidades factuais e contrafactuais estimadas para a população branca nos anos de 2004 e 2014. Em 2004, observa-se uma queda nos salários com a simulação, praticamente para todos os níveis de rendimento.

13. Como constatado nas estatísticas descritivas, a maioria dos migrantes é composta por pessoas casadas.

Apenas em 2004, os não brancos com maiores rendimentos teriam salários maiores com a decisão contrafactual. Assim como nos outros casos, os migrantes não retornados têm melhores salários do que os retornados em ambos os anos.

A tabela 2 mostra o impacto da migração de retorno, apresentando alguns pontos notáveis (diferença de média, de variância e de percentis) das distribuições de salários contrafactuais e factuais. A primeira coluna mostra a diferença das distribuições de salários contrafactual (se os retornados tivessem as mesmas características dos migrantes não retornados) e factual para toda amostra de migrantes de retorno.

Em ambos os anos, o ganho salarial foi maior para aqueles com menores rendimentos. Para os níveis mais elevados de renda (a partir do 95º percentil), o efeito da migração de retorno foi praticamente nulo.

Para os homens, o salário contrafactual dos retornados, em média, se mostrou menor do que o salário factual. E a diferença dos percentis mostra que a distribuição contrafactual para os homens se concentra à esquerda da distribuição contrafactual, assim como pode ser verificado no gráfico 4.

Para as mulheres, as evidências mostram-se diferentes entre os anos analisados. Em 2004, a partir do 50º percentil, elas teriam uma média de salário maior se não tivessem retornado. Em 2014, as mulheres apresentam uma seleção negativa, e efeito nulo da migração de retorno, a partir do 95º percentil.

TABELA 2
Diferença do salário/hora contrafactual e factual, segundo gênero e raça (2004 e 2014)

	Variação total		Homens		Mulheres		Brancos		Não brancos	
	2004	2014	2004	2014	2004	2014	2004	2014	2004	2014
Média	-0,111	-0,184	-0,191	-0,211	0,097	-0,122	-0,213	-0,146	-0,06	-0,203
Variância	0,126	0,264	0,026	0,287	0,385	0,205	0,089	0,308	0,142	0,233
Percentil										
5	-0,185	-0,333	-0,175	-0,328	-0,405	-0,337	-0,318	-0,248	-0,164	-0,416
10	-0,195	-0,560	-0,195	-0,670	-0,446	-0,228	-0,384	-0,648	-0,148	-0,557
25	-0,192	-0,416	-0,311	-0,423	-0,025	-0,300	-0,378	-0,502	-0,116	-0,405
50	-0,092	-0,028	-0,177	-0,046	0,272	-0,013	-0,098	-0,029	-0,109	-0,071
75	-0,059	-0,048	-0,097	-0,088	0,263	-0,005	-0,159	0,093	0,013	-0,08
95	0,006	0,000	-0,299	0,001	0,621	0,000	-0,319	0,000	0,161	-0,045
99	0,000	-0,065	-0,080	-0,061	0,405	0,000	0,00	-0,382	0,019	0,424

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os salários deflacionados pelo IPCA, tendo como base setembro de 2014.

No caso das pessoas brancas, em 2004, se os migrantes de retorno não tivessem retornado teriam um salário, em média, menor do que o salário factual. E os percentis confirmam esse efeito negativo da ausência da migração de retorno sobre os salários (exceto para o 99º percentil, que se mostrou nulo). Em 2014, esse efeito continua negativo até o 50º percentil, pois, a partir deste, se observa um efeito positivo.

Em 2004, a partir do 75º percentil, a diferença entre as densidades dos salários contrafactual e factual se mostrou positiva. Isso indica que, para os migrantes de retorno não brancos com maiores níveis de rendimentos, a decisão de retorno para o Nordeste não trouxe ganhos salariais, assim como pode ser observado no gráfico 7. Por sua vez, em 2014, com exceção de quem se encontra no 99º percentil, o efeito se mostrou negativo.

A tabela 3 mostra as medidas de desigualdade de renda a partir das funções de densidade kernel estimadas para a população de migrantes total e segundo gênero e raça. Foram calculados os índices de Gini, Theil e a variância do logaritmo das distribuições estimadas.

A concentração dos salários dos migrantes de retorno aumentou, após serem remunerados de acordo com os atributos observados dos migrantes não retornados, visto que os índices apresentaram aumento nos dois anos, com exceção do índice de Theil, em 2004.

TABELA 3
Índices de desigualdade para a distribuição de rendimento (2004 e 2014)

Factual	2004			2014		
	Gini	Theil	Varlogs	Gini	Theil	Varlogs
Retornado	0,527	0,677	0,788	0,538	0,748	0,784
Homem	0,519	0,668	0,764	0,536	0,764	0,782
Mulher	0,544	0,697	0,836	0,543	0,711	0,785
Branco	0,587	0,893	0,883	0,569	0,764	0,843
Não branco	0,484	0,516	0,736	0,514	0,714	0,739
Contrafactual	Gini	Theil	Varlogs	Gini	Theil	Varlogs
Retornado	0,545	0,637	0,907	0,577	0,816	1,039
Homem	0,516	0,573	0,794	0,579	0,844	1,064
Mulher	0,591	0,723	1,212	0,568	0,706	0,950
Branco	0,579	0,769	0,982	0,582	0,706	1,121
Não branco	0,533	0,589	0,877	0,566	0,855	0,986

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os erros-padrão foram computados por *bootstrap* com duzentas replicações.

Os indicadores de desigualdade, Gini e Theil, estimados para os migrantes de retorno do sexo masculino e brancos, sinalizam uma queda da dispersão dos rendimentos em 2004. O índice de Theil, por exemplo, para os homens, variou de 0,668 para 0,573. No que tange aos brancos, esse índice variou de 0,893 para 0,769. Por outro lado, em 2014, os índices apresentaram aumento na comparação das distribuições de salários factual e contrafactual.

Para os grupos de mulheres e não brancos, em ambos os anos, os três índices aumentaram, indicando um aumento na concentração de renda.

Por fim, a tabela 4 mostra os índices de Gini, Theil e a variância do logaritmo, buscando avaliar o impacto da migração de retorno sobre a concentração de renda no Nordeste.

Observa-se que, em 2004, a ausência dos migrantes de retorno oriundos da região Sudeste não modifica a concentração de renda da região Nordeste. Por sua vez, em 2014, o índice de Gini, por exemplo, passa de 0,531 para 0,526, o que representa um aumento de 1%, caso os migrantes de retorno ao Nordeste tivessem optado por permanecer na região Sudeste. Conclui-se, portanto, que, no ano de 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda da região. O que justifica esse fato é que os retornados auferem, em média, maiores salários do que aqueles que nunca migraram.

TABELA 4
Índices de desigualdade para a distribuição de renda (2004 e 2014)

Nordeste	2004			2014		
	Gini	Theil	Varlogs	Gini	Theil	Varlogs
Com migrantes de retorno	0,584	0,859	0,987	0,531	0,709	0,799
Sem migrantes de retorno	0,585	0,864	0,987	0,526	0,690	0,789

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: Resultados expandidos para a população. Os erros-padrão foram computados por *bootstrap* com duzentas replicações.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve por objetivo principal analisar o efeito da migração de retorno sobre toda a distribuição salarial dos migrantes nordestinos, fazendo uma comparação dos anos de 2004 e 2014. Adicionalmente, foram realizadas análises para as duas categorias de migrantes (retornados e não retornados), segundo sexo e raça. O método semiparamétrico, proposto DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), foi empregado para a estimação das densidades dos salários contrafactuais.

Com relação à simulação contrafactual, pôde-se constatar que, para os migrantes de retorno com menores níveis de rendimentos, o efeito da migração de

retorno foi maior, indicando que alcançaram a escolha racional quanto à decisão de retornar. Os migrantes não retornados possuem salários maiores do que os retornados em ambos os anos.

As densidades salariais dos homens com a simulação se deslocariam um pouco para a esquerda, tanto em 2004 quanto em 2014. Com este achado, sugere-se que haveria uma pequena redução na distribuição dos salários se os migrantes de retorno do sexo masculino tivessem optado por permanecer na região Sudeste.

Entretanto, o contrário foi observado para os migrantes de retorno do sexo feminino, com maiores níveis de rendimentos em 2004. Se estes tivessem optado por não retornar teriam rendimento maior do que o obtido com a decisão factual. Esta evidência revela que a maioria das mulheres migrou influenciada pela necessidade de acompanhar a família. Este resultado corrobora a hipótese de que as mulheres tendem a ser *tied movers*.

A mudança de resultado encontrada em 2014 pode estar relacionada à maior participação das mulheres no mercado de trabalho, queda nas taxas de fecundidade, além do aumento do número de mulheres como chefes de família. E, portanto, as motivações que levam as mulheres a retornarem em 2014 podem diferir daquelas encontradas para o ano de 2004.

Para a população branca, em 2004, observou-se uma queda nos salários com a simulação, praticamente para todos os níveis de rendimento. Em 2014, com a decisão contrafactual, a população branca com menor renda teria redução nos seus salários, já aqueles que se concentram na aba direita da distribuição teriam ganhos.

As evidências para a população não branca são parecidas com as encontradas para a população branca, com relação ao fato de que, para as pessoas com menores salários, a decisão de retornar foi a melhor escolha.

Por fim, em 2014, a presença dos migrantes de retorno resulta em aumento da desigualdade de renda da região Nordeste, pois esses migrantes auferem, em média, maiores salários do que aqueles que nunca migraram.

Para estudos futuros, deixa-se como sugestão a avaliação do impacto da migração de retorno para os migrantes sem instrução e para aqueles com alta instrução.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, A. N.; AZZONI, C. R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996-2014. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 1, p. 253-276, 2016.

ÅSTRÖM, J.; WESTERLUND, O. **Sex and migration: who is the tied mover?** Stockholm: HUI Research, 8 July 2011. (Working Paper, n. 33).

AVELINO, R. R. G. Self-selection and the impact of migration on earnings. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 30, n. 1, p. 69-89, May 2010.

BIAVASCHI, C. Recovering the counterfactual wage distribution with selective return migration. **Labour Economics**, v. 38, n. 1, p. 59-80, 2016.

BORJAS, G. J.; BRATSBERG, B. Who leaves? The outmigration of the Foreign-Born. **The Review of Economics and Statistics**, v. 87, n. 1, p. 165-176, 1996.

BORJAS, G. J. **Labor Economics**. 7th ed. New York: Mc-Graw Hill Education, 2016.

BRITO, F. R. A. de. Brasil, final de século: a transição para um novo padrão migratório? *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2016, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro, Abep, p. 1-44, 2016.

BRITO, F. R. A. de.; CARVALHO, J. A. M. de. As migrações internas no Brasil: as novidades sugeridas pelos censos demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. **Parcerias estratégicas**, Brasília, v. 11, n. 22, p. 441-455, 2006.

BUTCHER, K. F.; DINARDO, J. **The immigrant and native-born wage distributions: evidence from United States censuses**. Cambridge: NBER, July 1998. (Working Paper, n. 6630).

CARVALHO A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. do N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2006.

CAVALCANTE, W. V.; JUSTO, W. R. Migração de retorno para o nordeste e o impacto sobre a renda dos estados no período de 2003-2012. *In*: ENCONTRO PERNAMBUCANO DE ECONOMIA, 5., 2016, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Anpec, 2016.

CHIQUIAR, D.; HANSON, G. H. International migration, self-selection, and the distribution of wages: evidence from Mexico and the United States. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 113 n. 2, p. 239-281, April 2005.

CHISWICK, B. R. Are immigrants favorably self-selected? **The American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

COULON, A. de; PIRACHA, M. Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective. **Journal of Population Economics**. v. 18, n. 4, p. 779-807, 2005.

CUNHA, J. M. P.; BAENINGER, R. Cenários da migração no Brasil nos anos 1990. **Caderno do CRH**, Salvador, v. 18 n. 43, 2005.

DINARDO, J; FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach. **Econometrica**, v. 64, n. 5, p. 1001-1044, Sept. 1996.

DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after re-migration. **Journal of Development Economics**, v. 67, n. 2, p. 351-372, 2002.

FERREIRA, A. A. **Ensaio sobre a migração de retorno interestadual no Brasil**. 2012. 111 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2012.

FREGUGLIA, R. S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

GAMA, L. C. D. **Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010**. 2013. Dissertação (Mestrado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2013.

HARRIS, R. J.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004**. Rio de Janeiro: 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

MENEZES-FILHO, N.; RODRIGUES, E. A. de S. Salário mínimo e desigualdade no Brasil entre 1981-1999: uma abordagem semiparamétrica. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 3, p. 277-298, 2009.

MINCER, J. Family migration decisions. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.

OAXACA, R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, Oct. 1973.

OLIVEIRA, K. F. de; JANNUZZI, P. de M. Motivos para migração no Brasil e retorno ao Nordeste: padrões etários, por sexo e origem/destino. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 134-143, out.-dez 2005.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and mode. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 33, n. 3, p. 1065-1076, Sept. 1962.

QUEIROZ, V. dos S. **Migração de retorno, diferenciais de salários e autoseleção: evidências para o Brasil**. 2010. 90 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2010.

RAMALHO, H. M. de B.; QUEIROZ, V. dos S. Migração interestadual de retorno e autoseleção: evidências para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Brasília, v. 41, n. 3, p. 369-396, dez. 2011.

ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 27, n. 3, p. 832-837, Sept. 1956.

SANTOS, W. B. dos. **Ensaio sobre migração interna de pessoas com alta instrução no Brasil**. 2013. 148 f. Dissertação (Mestrado) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2013.

SILVERMAN, B. W. (Org.). **Density estimation for statistics and data analysis**. 1st ed. London: Chapman & Hall. 1986. 176 p.

XING, C. Migration, self-selection, and income distribution: evidence from rural and urban China. **China Economic Quarterly**, v. 9, n. 2, p. 633-660, Jan. 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

MARGOLIS, D. N. *et al.* **“To have and have not”**: migration, remittances, poverty and inequality in Algeria. Bonn: IZA, Nov. 2013. (Discussion Paper, n. 7747).

APÊNDICE A

QUADRO A.1
Descrição das variáveis

Variável dependente	
<i>Probit</i>	Variável <i>dummy</i> que assume valor um se o indivíduo é migrante de retorno e zero se migrante não retornado.
Atributos pessoais	
Homem	Variável <i>dummy</i> : um se for homem; zero se for mulher.
Branco	Variável <i>dummy</i> : um se o indivíduo for branco; zero se for não branco.
Idade	Variável contínua que indica a idade do indivíduo em anos.
Idade ²	Idade ao quadrado. Visa captar o efeito do ciclo de vida sobre os rendimentos individuais.
Menos de um ano de estudo	Variável <i>dummy</i> : um se possui menos de 1 ano de estudo; zero caso contrário. ¹
1 a 4 anos de estudo	Variável <i>dummy</i> : um se possui de 1 a 4 anos de estudo; zero caso contrário.
5 a 10 anos de estudo	Variável <i>dummy</i> : um se possui de 5 a 10 anos de estudo; zero caso contrário.
11 a 14 anos de estudo	Variável <i>dummy</i> : um se possui de 11 a 14 anos de estudo; zero caso contrário.
15 anos ou mais de estudo	Variável <i>dummy</i> : um se possui 15 ou mais anos de estudo; zero caso contrário.
Família	
Chefe	Variável <i>dummy</i> que indica a posição familiar do indivíduo. Assume valor um para os que são chefes do domicílio e zero caso contrário.
Tamanho da família	Variável contínua que indica o número de componentes da família.
Casado	Variável <i>dummy</i> que assume valor um para o indivíduo que vive com cônjuge e zero caso contrário.
Casado e com filhos menores de 14 anos	Variável <i>dummy</i> que indica se o indivíduo é casado e possui filhos menores de 14 anos. Assume o valor um para casado e com filho menor de 14 anos e zero caso contrário.
Posição na ocupação	
Empregado sem carteira assinada	Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para empregados sem carteira de trabalho assinada e zero caso contrário.
Empregado com carteira assinada	Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para empregados com carteira de trabalho assinada e zero caso contrário. ¹
Autônomo	Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para trabalhador autônomo/conta-própria e zero caso contrário.
Funcionário público	Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para servidores públicos ou militares e zero caso contrário.
Empregador	Variável <i>dummy</i> que assume o valor um para os empregadores e zero caso contrário.
Residência	
Região metropolitana	Variável <i>dummy</i> que assume valor um para residentes em áreas metropolitanas e zero caso contrário.
Urbana	Variável <i>dummy</i> que assume valor um para residentes na zona urbana e zero caso contrário.
Tempo de moradia	Variável contínua que indica o número de anos de residência, sem interrupção, no mesmo estado (até nove anos).

Fontes: Dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Categoria de referência/controlado.

TABELA A. 1
Probabilidade de retorno à região Nordeste (2004 e 2014)

	2004	2014
Homem	0,033 (0,079)	0,208*** (0,076)
Branco	-0,169*** (0,592)	-0,102 (0,072)
Idade	0,051*** (0,180)	0,085*** (0,021)
Idade ²	-0,0006*** (0,0002)	-0,001*** (0,0003)
1 a 4 anos de estudo	0,149 (0,104)	0,383** (0,152)
5 a 10 anos de estudo	0,119 (0,106)	0,287** (0,146)
11 a 14 anos de estudo	0,254** (0,122)	0,614*** (0,151)
15 anos ou mais de estudo	0,199 (0,227)	0,796*** (0,211)
Chefe	0,268*** (0,081)	0,189** (0,080)
Tamanho da família	-0,040* (0,022)	0,059** (0,030)
Casado	-0,365*** (0,071)	-0,558*** (0,088)
Casado e com filhos menores de 14 anos	-0,131** (0,065)	-0,112 (0,076)
Empregado sem carteira	0,627*** (0,754)	0,875*** (0,083)
Autônomo	0,982*** (0,075)	1,099*** (0,088)
Funcionário público	1,561*** (0,293)	0,651*** (0,248)
Empregador	0,620*** (0,172)	0,669** (0,280)
Região metropolitana	-1,471*** (0,031)	-1,122*** (0,039)
Urbana	-0,494*** (0,082)	-0,483*** (0,103)

(Continua)

(Continuação)

	2004	2014
Tempo de moradia	-0,063*** (0,011)	-0,063*** (0,013)
Constante	-0,321 (0,342)	-2,064*** (0,412)

Fontes: Dados da PNAD (IBGE, 2004; 2014).

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Resultados expandidos para a população.

2. Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

3. Erro-padrão entre parênteses.

REFERÊNCIAS

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2004**. Rio de Janeiro: 2004. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Rio de Janeiro: IBGE, 2014. Disponível em: <<https://bit.ly/3AJFJ90>>. Acesso em: 26 abr. 2017.

Originais submetidos em: mar. 2018.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.

TRANSPORTE E CRESCIMENTO ECONÔMICO: O CASO DO PROACesso EM MINAS GERAIS^{1,2}

Lucas Siqueira de Castro³

Eduardo Almeida⁴

João Eustáquio de Lima⁵

O estado de Minas Gerais lançou o Programa de Pavimentação de Ligações e Acessos aos Municípios (ProAcesso), visando à expansão da acessibilidade para 225 municípios, por meio da pavimentação de estradas rurais. A relação entre transporte e crescimento econômico tem sido amplamente investigada na literatura, mas as evidências empíricas encontradas revelam-se controversas. Este artigo tem o objetivo de avaliar o impacto do ProAcesso no crescimento econômico em Minas Gerais. Os resultados indicam que o ProAcesso não contribuiu para o crescimento econômico. Em consonância com “argumento da estrada de via dupla”, isso ocorre porque as externalidades positivas e/ou negativas, promovidas pelo acesso à rede de transporte, são anuladas.

Palavras-chave: infraestrutura de transporte; crescimento econômico; diferenças-em-diferenças espacial; ProAcesso.

TRANSPORT AND ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF PROACesso IN MINAS GERAIS

The state of Minas Gerais has launched the ProAcesso program in order to expand the accessibility for 225 municipalities by means of paving rural roads. The relation between transport and economic growth has been largely investigated in the literature, but the empirical findings have proven to be controversial. This work is aimed at evaluating the impact of ProAcesso on economic growth in Minas Gerais. The findings indicate that ProAcesso did not contribute to economic growth. In line with “two way road argument”, this is because the positive and negative externalities promoted by the access to the transport network are canceled out.

Keywords: transportation infrastructure; economic growth; spatial difference-in-differences; ProAcesso.

JEL: C52; O18; R40.

1 INTRODUÇÃO

O Programa de Pavimentação de Ligações e Acessos aos Municípios (ProAcesso) foi um programa de melhoria da infraestrutura de transporte implantado em Minas Gerais, a partir de 2003, por meio da pavimentação de rodovias estaduais e

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art5>

2. O autor Lucas Siqueira de Castro agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), à Universidade Federal de Viçosa (UFV), à Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF) e à Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa. O autor Eduardo Almeida agradece à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e à UFJF pelo apoio financeiro para a realização desta pesquisa.

3. Professor adjunto do Departamento de Economia (Dece) da UFRRJ. *E-mail:* <lucanacastro@hotmail.com>.

4. Professor titular da Faculdade de Economia da UFJF. *E-mails:* <edualmei@gmail.com>; e <eduardo.almeida@ufjf.edu.br>.

5. Professor titular do Departamento de Economia Rural (DER) da UFV. *E-mail:* <jelima@ufv.br>.

municipais. O projeto teve como objetivo aumentar a acessibilidade dos municípios e, com isso, colaborar com o seu crescimento econômico. A motivação subjacente ao lançamento de um programa como o ProAcesso é que exista uma relação positiva entre infraestrutura de transportes e crescimento econômico. Entretanto, a identificação dessa relação causal é controversa e ambígua na literatura especializada.

A literatura internacional teve sua atenção despertada para o papel da infraestrutura no crescimento econômico com a crise da produtividade americana nos anos 1970 e 1980. A explicação de alguns autores para tal colapso repousou no decréscimo das despesas com infraestrutura (Aschauer, 1989; Munnell, 1992; Prud'homme, 1996). Por outro lado, outros autores descobriram evidências que mostravam que a influência da infraestrutura na produção é nula do ponto de vista estatístico (Holtz-Eakin, 1994; Kelejian e Robinson, 1997).

Do ponto de vista teórico, é esperado que a infraestrutura de transportes exerça influência no desempenho econômico sob diversas formas. Em primeiro lugar, a existência de infraestrutura de transportes reduz o custo dos insumos intermediários; assim, o custo de produção decresce e a tendência é que haja uma elevação da renda local (Krugman, 1991). Em segundo lugar, a adequada provisão de infraestrutura aumenta a produtividade do trabalho, elevando suas respectivas ofertas, e, conseqüentemente, criando condições potenciais para o aumento da produção (Fourie, 2006). Terceiro, a infraestrutura minimiza custos de transação ao possibilitar melhores acessos a produtos e tecnologias (World Bank, 2006). Quarto, a dotação de infraestrutura de transporte gera significativas externalidades espaciais, sobretudo na produtividade sistêmica: um maior número de rodovias ou rodovias com melhor asfalto aumenta a qualidade e a oferta dos serviços de transportes, facilitando a comunicação e a interação entre os indivíduos e fazendo com que o comércio de bens e serviços seja mais rentável (Banister e Berechman, 2001; Berechman, 2009; Martin, 2001). Quinto, Carmignani (2006) destaca que a provisão de transporte promove o aumento da conectividade física, desenvolvendo mercados regionais e fortalecendo fluxos informacionais por meio das fronteiras.

No entanto, nem sempre as externalidades espaciais promovidas pelas infraestruturas serão positivas, podendo gerar impactos nulos ou mesmo negativos sobre a renda. Nesse sentido, há o “argumento da estrada de via dupla” (em inglês, “*two way road argument*”). Este argumento reforça que projetos com função de ligar regiões periféricas a regiões centrais podem apresentar efeitos distributivos contrários aos desejados, quando se tem transferência de renda da periferia para o centro (United Kingdom, 1999; Preston e Holvad, 2005). Por fim, Agénor e Moreno-Dodson (2006) enfatizam que, no curto prazo, um aumento no estoque de capital público em infraestrutura pode ter um efeito adverso na atividade econômica, na medida em que haja um deslocamento dos investimentos privados. Este efeito pode traduzir-se em um efeito negativo sobre o crescimento se a queda na formação de capital privado perdurar no longo prazo.

A literatura tem apresentado estudos empíricos que tentaram mensurar o impacto do investimento público em infraestrutura de transportes no crescimento econômico. Para tanto, esses trabalhos adotaram diferentes abordagens econométricas como funções de produção, modelos de vetores autorregressivos (VAR), análise de convergência de renda etc. Mesmo com a adoção dessas diferentes técnicas, é possível perceber a dificuldade de se identificar a causalidade direcionada dos transportes para o crescimento econômico, sugerida pelos modelos teóricos. A explicação para tal dificuldade pode residir na presença de quatro problemas, a saber: i) dependência espacial; ii) ausência de controle para efeitos não observados; iii) simultaneidade; e iv) erro de medida na construção da variável de infraestrutura.

No quadro A.1 do apêndice A, é feito um resumo de trabalhos empíricos na literatura, em ordem de antecedência cronológica, sobre estudos que procuraram estabelecer a relação entre transportes e crescimento econômico. Observando o quadro, é possível descobrir alguns aspectos dessa literatura.

Percebe-se que a maioria dos trabalhos revisados não fez nenhum controle de efeitos fixos, de dependência espacial ou de simultaneidade (Deno, 1988; Aschauer, 1989; Munnell e Cook, 1990; Shah, 1992; Prud'homme, 1996; Ferreira, 1996; Malliagos, 1997; Ferreira e Malliagos, 1998; Sturm, Jacobs e Groote, 1999; Pereira e Roca-Sagales, 2003; Pereira e Andraz, 2007). Sete trabalhos realizaram controle de efeitos idiossincráticos não observados invariantes no tempo (Canning e Fay, 1993; Kelejian e Robinson, 1997; Rocha e Giuberti, 2007; Barreto, 2007; Amarante, 2011; Guimarães, 2012; Dias e Simões, 2012). Somente uma minoria de trabalhos efetuou algum controle espacial no estudo, mesmo que todos os estudos tenham usado dados espacialmente agregados (Kelejian e Robinson, 1997; Barreto, 2007; Guimarães, 2012).

Cabe ressaltar que apenas um único trabalho controlou, ao mesmo tempo, dependência espacial, efeitos fixos e simultaneidade: Kelejian e Robinson (1997). Os seus resultados mostraram que a produtividade da infraestrutura regional envolveu *spillovers* espaciais relativos às variáveis observáveis e aos termos de erro. Os autores também indicaram que estimativas dos coeficientes foram muito sensíveis às especificações dos modelos.

Somente um trabalho se propôs a avaliar o programa de transporte ProAcesso sobre os salários em Minas Gerais, adotando um quase-experimento baseado na abordagem das diferenças-em-diferenças convencional, sem controle de dependência espacial (Dias e Simões, 2012). Em que pese o seu relativo ineditismo, o trabalho de Dias e Simões (2012) apresenta problemas. Como não foi feita a correção espacial, o grupo de controle provavelmente foi contaminado com o transbordamento espacial do impacto do programa nos municípios não tratados. Além disso, à medida que os autores impuseram controles, como a presença de efeitos fixos nos municípios

e de choques macroeconômicos (por mesorregião e por ano), a magnitude dos coeficientes do ProAcesso foi reduzida, chegando até a ficar com sinal negativo. Estes resultados podem, ainda, estar associados à escolha inadequada do grupo de controle, que incluiu todos os municípios que não receberam o programa.

Este artigo tem o objetivo de avaliar o impacto do programa de transporte ProAcesso no crescimento econômico de Minas Gerais. Para isso, é feito um quase-experimento baseado no método de diferenças-em-diferenças. Como a unidade de observação são os municípios, muito provavelmente existe dependência espacial no fenômeno a ser estudado. Na presença de dependência espacial, o pressuposto de identificação de que o tratamento (ProAcesso) não impacta os municípios não tratados é violado, impedindo a captura do efeito médio do tratamento. Para contornar isso, é feita uma extensão espacial ao método de diferenças-em-diferenças.

Além desta introdução, o trabalho apresenta mais cinco seções. Na seção 2, são expostos alguns detalhes do programa ProAcesso. A terceira seção traça a estratégia empírica perseguida para avaliar o impacto do ProAcesso. A quarta seção apresenta e descreve os dados. A quinta seção discute os resultados obtidos e, por fim, a seção 6 destaca as conclusões de relevo.

2 O PROGRAMA DE PAVIMENTAÇÃO DE LIGAÇÕES E ACESSOS AOS MUNICÍPIOS (PROACesso)

Em 2011, a matriz de transportes de cargas, elaborada pela Agência Nacional de Transportes Terrestres (ANTT), revelou que 59% da carga total no Brasil era transportada por rodovias, 24% por ferrovias, 13% pelo modal aquaviário, 3,7% pelo dutoviário e apenas 0,3% pelo aeroviário (ANTT, [s.d.]). O reflexo disso é o elevado preço do frete e a perda de competitividade regional e internacional dos produtos brasileiros, desde os bens primários até os industrializados. Ineficiente para as longas distâncias, o modal rodoviário se torna eficiente para a curta distância, estabelecendo maior conectividade regional pela agilidade na entrega dos produtos “porta a porta”.

Entre os estados brasileiros, Minas Gerais é o que apresenta a maior malha rodoviária, contando com 269.473 quilômetros de rodovias (16% do total nacional), sendo que 7.689 quilômetros são de rodovias federais, 23.663 quilômetros de estaduais e 238.121 quilômetros de estradas municipais. Todavia, apenas as rodovias federais são totalmente pavimentadas. No que tange às rodovias estaduais, apenas 13.995 quilômetros (59%) são pavimentados, ao passo que as estradas municipais, em sua maioria, não contam com pavimentação (Minas Gerais, [s.d.]).

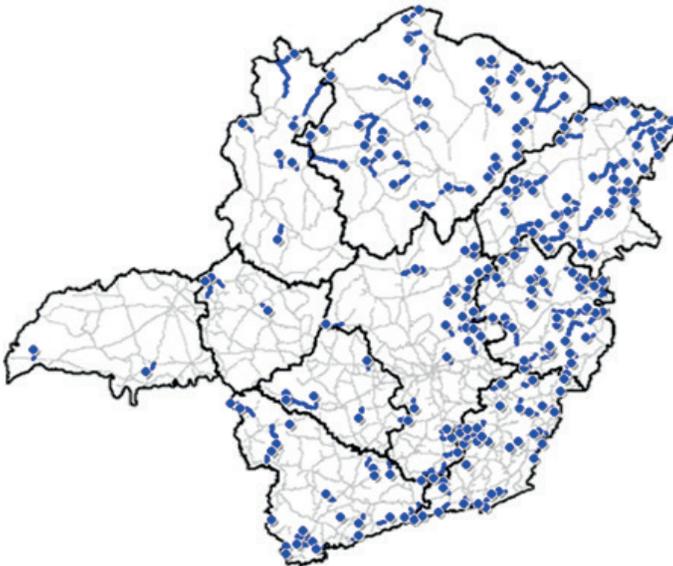
A construção da malha rodoviária de Minas Gerais, resultante de um processo histórico caracterizado pela concentração dos investimentos em áreas de maior dinamismo econômico, gerou desigualdades regionais em relação ao grau de

acessibilidade entre os municípios mineiros. Visando expandir a pavimentação das estradas no estado para reduzir essas desigualdades, o governo mineiro lançou, no início deste século, o ProAcesso, que foi um dos programas integrantes da Carteira de Projetos Estruturadores, administrado pelo próprio governo estadual de Minas Gerais, entre os anos de 2003 e 2010, com custo estimado de R\$ 3,5 bilhões (Minas Gerais, 2011). O programa visou expandir o grau de acessibilidade aos serviços sociais considerados básicos e aos mercados para 225 municípios mineiros, até então com suas principais vias de acesso à rede rodoviária regional ou “rodovias-tronco” não pavimentadas.

Segundo a Secretaria de Estado de Transportes e Obras Públicas de Minas Gerais (SETOP/MG) e o Departamento de Estradas de Rodagem do Estado de Minas Gerais (DER/MG), os critérios que definiram a participação dos municípios no ProAcesso foram a sua falta de acessibilidade e o baixo índice de desenvolvimento humano municipal – IDHM (Minas Gerais, 2007).

Durante os sete anos de vigência, o programa buscou contemplar intervenções de melhoria e pavimentação em acessos rodoviários mineiros, que somaram 5,6 mil quilômetros de extensão. Cesar (2010) relata que o tamanho médio dos trechos rodoviários agraciados pelo programa foi de 25 quilômetros, com o volume médio de tráfego de trezentos veículos ao dia.

FIGURA 1
Disposição geográfica dos municípios contemplados pelo ProAcesso – Minas Gerais



Conforme apresentado na figura 1, ao considerarmos municípios com menores níveis de desenvolvimento socioeconômico, os 225 municípios contemplados com o ProAcesso se distribuíram geograficamente por todo o estado, tendo uma maior concentração no norte e no nordeste mineiro. Nestas regiões, localizaram-se 60% dos municípios desprovidos da principal via de acesso pavimentada e 69% da extensão a pavimentar (Cesar, 2010).

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O experimento ideal seria poder comparar a média do crescimento econômico dos municípios que receberam o ProAcesso com a média de crescimento econômico desses mesmos municípios caso não tivessem recebido o benefício do programa. Evidentemente, esse segundo resultado não é observado. É preciso, então, construir um contrafactual para representar esse resultado. Um bom contrafactual seria aquele que eliminasse o viés de seleção, fazendo com que a média de crescimento econômico dos municípios do grupo de controle fosse equivalente ao segundo resultado não observado.

O problema na realização desse quase-experimento para avaliar o ProAcesso é justamente determinar o grupo de controle adequado para se fazer a comparação. Em outros termos, o grupo de controle precisa apresentar, em média, as mesmas características observadas e não observadas do grupo de tratados para, assim, poder ser considerado um bom contrafactual. A definição do grupo de controle é uma tarefa desafiadora para avaliar o ProAcesso, uma vez que o governo de Minas Gerais escolheu entre os municípios que receberiam o programa aqueles pouco populosos e com baixas taxas de índice de desenvolvimento humano (IDH) do estado. Além disso, o governo os escolheu, de forma gradual, ao longo do tempo, ou seja, alguns municípios foram selecionados a receber o ProAcesso antes do que outros.

Uma possibilidade seria usar todos os municípios mineiros que não receberam o ProAcesso como grupo de controle. Entretanto, como o ProAcesso foi implantado pelo governo de Minas Gerais em todos os municípios pobres e pouco populosos, os municípios restantes possuem características diferentes, não constituindo, assim, um bom grupo de comparação.

Além desse problema na definição do grupo de controle com os municípios mineiros que não receberam o ProAcesso, existe um outro desafio de identificação do efeito causal do tratamento. Trata-se da potencial violação do pressuposto *stable-unit-treatment-value assumption* (SUTVA),⁶ que assume que o tratamento oferecido em uma região afeta apenas esta e, com isso, não haveria influência do tratamento nas regiões não tratadas (grupo de controle). Não obstante, tal pressuposto dificilmente pode ser sustentado na presença de externalidades espaciais, proporcionadas pela rede

6. Para maiores detalhes a respeito do pressuposto SUTVA, ver Rubin (1977) e Delgado e Florax (2015).

de transportes. Convém lembrar que o ProAcesso teve o objetivo de ligar municípios com pouco acesso pela pavimentação de suas vias (estradas municipais ou vicinais) até rodovias estaduais e federais, gerando externalidades espaciais de rede de transporte. Desse modo, a existência dessas externalidades espaciais afeta a taxa de crescimento econômico, violando o pressuposto SUTVA, uma vez que possivelmente será estabelecido algum tipo de transbordamento espacial entre os municípios mineiros analisados.⁷ Este pressuposto de identificação é vital para conseguir captar o efeito causal do programa, uma vez que é possível que o grupo de controle tenha sido contaminado pelo efeito indireto de um município vizinho que tenha recebido o ProAcesso.

Um grupo de controle que pudesse resolver esses dois problemas simultaneamente seria um grupo composto por municípios pobres, pouco populosos e sem acesso pavimentado a rodovias, localizados nos estados vizinhos de Minas Gerais. Dessa forma, evitar-se-ia o potencial viés de seleção, uma vez que esses municípios dos estados vizinhos não foram alvo da escolha por parte do governo de Minas Gerais. Contudo, esses municípios não poderiam estar muito próximos da fronteira de Minas Gerais, para não serem também contaminados pela implementação do ProAcesso em municípios mineiros fronteiriços. Uma solução para que não houvesse a violação do pressuposto SUTVA seria criar uma faixa-tampão (*buffer*) externa em torno da fronteira de Minas Gerais. Essa faixa-tampão teria a finalidade de neutralizar a influência do ProAcesso implantado em um município mineiro próximo da fronteira no crescimento econômico de municípios não-tratados localizados nos estados vizinhos a Minas Gerais.⁸ Entretanto, não foi possível adotar esta alternativa, em virtude da falta de informações que comprovassem a ausência de acesso destes municípios mineiros às principais vias rodoviárias de seus respectivos estados vizinhos.

Alternativamente, observando o calendário de realização das obras do ProAcesso (Oliveira, 2010), até a data de 31 de maio de 2010, entre os 225 municípios contemplados pelo programa, apenas 152 apresentaram o término das obras, enquanto 73 ainda estavam com as obras em andamento (quadro A.2 do apêndice A). Como é sabido, o programa foi implantado pelo governo de Minas Gerais gradativamente ao longo dos anos, com conclusão das obras de pavimentação dos acessos rodoviários ocorrendo em distintos momentos para diferentes municípios.

Desta forma, por apresentarem características semelhantes, optou-se por formar o grupo de controle a partir dos municípios com obras em andamento, e, por sua vez, o grupo de tratamento foi composto por aqueles municípios com as obras finalizadas. Essa definição minimiza o potencial viés de seleção, pois o

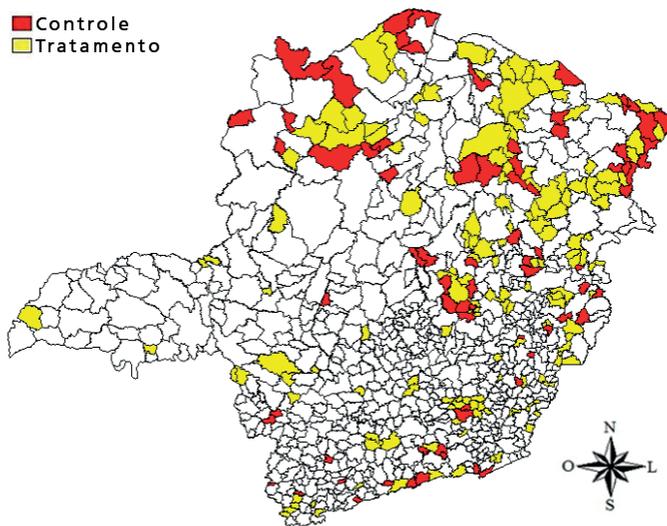
7. Para mais detalhes técnicos sobre a violação do pressuposto SUTVA e a justificativa para o desenvolvimento da abordagem das diferenças-em-diferenças espacial, ver Delgado e Florax (2015).

8 Essa faixa-tampão poderia ser definida *ad hoc* em 50 km em torno da fronteira de Minas Gerais. À guisa de avaliar-se a sensibilidade dessa definição, seria possível checar se os resultados continuariam robustos com uma faixa-tampão de 100 km, 150 km etc.

grupo de controle é, também, composto por municípios pobres e pouco populosos, porém, ainda sem acesso pavimentado à rede de transporte. No entanto, como o ProAcesso foi implementado gradualmente ao longo do tempo, alguns municípios foram selecionados antes do que outros. A dúvida aqui seria que algum critério econômico poderia explicar o porquê de um grupo de municípios ter sido escolhido antes dos outros. Para levar em conta isso, é preciso controlar para um conjunto de fatores observáveis baseados na literatura de crescimento econômico.⁹ Mesmo assim, é possível conjecturar a possibilidade de que a precedência na escolha de municípios é resultado de fatores não observados – variantes ou invariantes no tempo –, podendo afetar também o crescimento econômico. Assim, por um lado, é necessário adotar um método que controle os fatores não observados invariantes no tempo, conforme descrito a seguir. Por outro lado, é assumido o pressuposto de que os fatores não observados variantes no tempo, na verdade, não variaram o suficiente para ter efeito na seleção cronológica de quais municípios receberiam primeiro o ProAcesso, uma vez que a janela temporal do estudo é relativamente curta, envolvendo sete anos, no período de 2003 a 2010.

Adotando o calendário da realização das obras do ProAcesso como critério de definição, a disposição espacial dos grupos de tratamento e de controle encontra-se na figura 2.

FIGURA 2

Disposição espacial dos municípios dos grupos de controle e tratamento – Minas Gerais

Elaboração dos autores.

9. Esses fatores observáveis a serem controlados são apresentados na seção 4.

Conforme pode ser observado na figura 2, a maioria dos municípios que apresentava as obras em andamento (grupo de controle) é contígua aos municípios que já tinham completado as obras e implantado o ProAcesso. Em decorrência desse fato, o receio da eventual violação do pressuposto SUTVA é retomado e, conseqüentemente, uma possível contaminação do crescimento econômico dos municípios do grupo de controle pela implantação do ProAcesso em municípios próximos precisa ser levada em conta na estratégia empírica, usando a abordagem das diferenças-em-diferenças espacial, conforme descrito em Delgado e Florax (2015) e Chagas *et al.* (2016).

O método de diferenças-em-diferenças busca calcular uma dupla diferença da variável dependente entre os grupos de tratamento e controle para, pelo menos, dois períodos no tempo, antes e depois do tratamento. De acordo com Wooldridge (2010) e Cameron e Trivedi (2005), se existirem apenas dois períodos ($T=2$), o efeito médio do ProAcesso a ser mensurado, θ , pode ser obtido por meio da estimação da seguinte equação em primeiras diferenças (Δ):

$$\Delta PIB_i = \alpha + \theta \Delta DPA_i + \phi W \Delta DPA_i + \beta' \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i, \quad (1)$$

em que PIB é a variação do produto interno bruto (PIB) *per capita*; a variável DPA denota o ProAcesso, ao passo que $W \Delta DPA_i$ é a defasagem espacial do ProAcesso (em diferenças),¹⁰ capturando o impacto indireto do programa implantado nos municípios vizinhos. O símbolo β denota um vetor de coeficientes a ser estimado, enquanto X representa um vetor de variáveis explicativas. O subscrito i indica o município. Por sua vez, α , θ e ϕ são coeficientes escalares a serem estimados. Por fim, ε representa o termo de erro.¹¹

Em relação à equação (1), cabe destacar o papel da defasagem espacial do ProAcesso como a forma de se levar em conta na regressão a potencial violação do pressuposto SUTVA, fazendo com que a implantação do ProAcesso no município vizinho possa ter efeito indireto na variação do PIB *per capita* do município i .¹² Cabe notar, ainda, que, no processo de se extrair as primeiras diferenças, os fatores não observados invariantes no tempo são removidos.

10. A defasagem espacial de qualquer variável pode ser interpretada como sendo a média ponderada dessa variável observada nos vizinhos. A ponderação é dada pela matriz de pesos espaciais (W), que procura captar a configuração das interações espaciais. Para maiores detalhes a respeito dos vários modos de construção da matriz W , ver Anselin (1988).

11. Na literatura, esse modelo espacial adotado na equação (1) é denominado de SLX, acrônimo do termo em inglês *spatial lags of explanatory variables*. O modelo SLX é o mais flexível entre as especificações espaciais e o mais fácil de ter os seus resultados interpretados (Gibbons e Overman, 2012; Vega e Elhorst, 2015). O modelo SLX adotado aqui é na sua versão restrita, uma vez que somente é incluída a defasagem espacial da variável de interesse e não as defasagens espaciais de todas as variáveis explicativas.

12. Em modelos espaciais, os efeitos diretos são uma medida do quanto se altera a variável dependente em função de uma mudança na variável explicativa, incluídos os efeitos de *feedback*, ou seja, os efeitos que passam pelos municípios vizinhos de volta para o município que promoveu a mudança. Por sua vez, os efeitos indiretos medem a alteração na variável dependente decorrente da mudança nas variáveis explicativas dos municípios vizinhos. Assim, os efeitos indiretos indicam se existe ou não efeito de transbordamento espacial, sem a necessidade de olhar a estimativa do coeficiente associado à variável dependente espacialmente defasada, observando apenas o comportamento das variáveis explicativas de interesse. Por sua vez, os efeitos totais são a somatória desses dois efeitos (LeSage e Pace, 2009; Elhorst, 2011).

Convém revelar quais são os potenciais canais de transmissão do efeito causal do ProAcesso no crescimento econômico municipal. Primeiro, o montante de investimento feito pela pavimentação de vias de acesso aumentaria a produtividade sistêmica das atividades já realizadas, reduzindo os custos, *ceteris paribus*, e elevando os lucros das empresas. Segundo, o mesmo investimento seria responsável por atrair novas empresas dos mais variados setores, o que geraria novos empregos e, com isso, elevaria as taxas de crescimento.

Por outro lado, a pavimentação também poderia permitir a transferência de renda das regiões mais periféricas para as centrais, o que, de acordo com o *two way road argument*, traria efeitos distributivos contrários aos desejados. Empresas locais perderiam, por exemplo, competitividade em termos de custos com grandes empresas centrais, devido à redução do frete, dado o novo acesso ao município. A longo prazo, esta situação implicaria o fechamento de empresas e, conseqüentemente, geraria desemprego, desaquecendo a economia local.

Percebe-se que existem, potencialmente, duas forças contrárias em ação, explicando a relação entre a melhoria da rede de transporte e o crescimento econômico, fazendo com que a descoberta de qual delas prevalece na realidade seja decidida empiricamente.

4 DADOS

Foram coletadas informações dos municípios de Minas Gerais para os anos de 2000, anterior à criação do ProAcesso, e de 2010, onde se espera que o eventual efeito do programa tenha se manifestado e possa ser mensurado. A variável dependente é a variação do PIB total *per capita* municipal (PIB_{it}), medida como o logaritmo da razão entre os PIBs *per capita* municipais entre 2010 e 2000. As informações de PIB e de população são obtidas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para a construção da variável de interesse, *ProAcesso*, foi elaborada uma variável *dummy*, baseada nos dados disponibilizados pelo DER/MG. Assim, municípios que tinham as obras do ProAcesso concluídas, isto é, o grupo de tratamento, receberam o valor um. Por sua vez, os municípios cujas obras de pavimentação ainda estavam em andamento (grupo de controle) receberam o valor zero. Adicionalmente, foi usada em outras regressões, também, uma variável de intensidade (tamanho) do ProAcesso, expressa pela quantidade de quilômetros pavimentados. Nesse caso, a definição do grupo de tratamento e de controle foi a mesma.

Além da variável de interesse, a variável dependente também será explicada pelo nível de capital físico (K), nível de capital humano (H), medidas de qualidade de vida (IQV) e o Fundo de Participação dos Municípios (FPM).¹³ A escolha dessas

13. Tendo como referência a equação (1), o vetor X será composto por capital humano (H), capital físico (K), índice de qualidade de vida (IQV) e fundo de participação municipal (FPM).

variáveis explicativas é feita de acordo com a literatura de crescimento econômico. Estas variáveis também foram construídas na forma de taxas, ou seja, a razão entre seus respectivos valores de 2010 e 2000, logaritmizadas.¹⁴

A *proxy* utilizada para o capital físico foi a razão entre a quantidade de veículos automotores ligados à produção e a população, assim como em Soares (2015), e de maneira semelhante à Speight e Thompson (2006), que a utilizaram em uma análise sobre gastos com investimentos no Reino Unido. Mesmo não correspondendo a investimentos feitos diretamente pelos municípios, Soares (2015) apresenta evidências de uma forte associação linear entre o logaritmo do estoque de capital e da frota de veículos de 1950 a 2008 para o Brasil. Desta maneira, para este estudo, a variável foi construída com base na contagem feita pelo Departamento Nacional de Trânsito, referente ao número de veículos utilizados diretamente em processos produtivos, como caminhonetes, caminhões, caminhões-tratores e tratores de roda.¹⁵ Por conta da inclusão do capital físico no seu modelo, Solow (1956) mostra que o aumento da produtividade do trabalho, dado pelo acréscimo no fator capital, gera crescimento econômico. Logo, o sinal esperado do coeficiente desta variável é positivo.

Para o capital humano, seria possível utilizar algumas variáveis *proxy*, como matrículas no ensino fundamental, médio e ensino superior, índice de analfabetismo ou anos estudados (Souza, 1999). Em virtude da disponibilidade de dados em nível municipal, foi utilizada a proporção da população com, no mínimo, onze anos de estudos. A respeito dessa variável, Mincer (1958), Schultz (1964) e Becker (1964) consideram que a qualificação e o aperfeiçoamento da população, resultantes de investimentos em educação, elevam a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, aumentam os salários dos trabalhadores e os lucros dos empresários, o que dinamiza a economia. Assim como na relação entre capital físico e crescimento econômico, para o coeficiente do capital humano também se espera uma relação positiva.

Associados às medidas de capital humano estão os aspectos da qualidade de vida. Para esta variável, construiu-se o índice de qualidade de vida (IQV), tendo como base indicadores como o percentual da população que vive em domicílios com água encanada, coleta de lixo e energia elétrica, além da taxa de homicídios por 100 mil habitantes. Estas variáveis foram extraídas do Índice Mineiro de Responsabilidade Social (IMRS) e do Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil. Glaeser, Scheinkman e Shleifer (1995) reforçam que maiores níveis do IQV levam a maiores taxas de crescimento econômico, portanto, o sinal esperado para esta variável é positivo.¹⁶

14. A fórmula para a construção das variáveis dependente e explicativa, com exceção da *dummy* ProAcesso e da quantidade de quilômetros pavimentos, pode ser dada pela seguinte razão: $\log(\text{variável } 2010/\text{variável } 2000)$.

15. Disponível em: <<https://bit.ly/3odOD9E>>. Acesso em: 5 fev. 2016.

16. A elaboração do IQV apresentou três passos, de maneira similar ao que foi feito nos trabalhos de Soares *et al.* (1999), Lemos (2001), Cunha (2005) e Castro e Lima (2016).

Além das variáveis de controle aqui já descritas, optou-se também por empregar o FPM¹⁷ na análise do crescimento econômico dos municípios mineiros. Esta variável foi construída por meio da razão entre a verba total repassada ao município e sua população. Costa, Lima e Silva (2013) reforçam a importância do repasse do fundo, principalmente para municípios pequenos, que têm a economia atrelada às atividades das prefeituras e são dependentes deste tipo de transferência. Como o repasse deste fundo está associado a faixas populacionais, conforme aumenta a população, os municípios são realocados para novas cotas de distribuições de recursos, o que tende a gerar maiores taxas de crescimento econômico (Costa, Lima e Silva, 2013). Portanto, espera-se que o coeficiente do FPM apresente também sinal positivo.

Mais informações de todas as variáveis, como unidades de medida e fonte, estão inseridas no quadro 1.

QUADRO 1
Descrição das variáveis utilizadas

Variável	Tipo de variável	Descrição	Sinal esperado	Unidades de medida	Fonte
<i>DPA</i>	Interesse	<i>Dummy</i> ProAcesso	+	DPA = 1 para o grupo de tratamento e DPA = 0 para o grupo controle	Elaboração própria com base no DER/MG
<i>TPA</i>	Interesse	Tamanho do ProAcesso	+	Extensão, em quilômetros, de estrada pavimentada para o grupo de tratamento e TPA=0 para o grupo de controle	Elaboração própria com base no DER/MG
<i>PIB</i>	Dependente	Variação do PIB <i>per capita</i>		Log (PIB ₂₀₁₀ /PIB ₂₀₀₀)	IBGE
<i>K</i>	Controle	Capital Físico <i>per capita</i>	+	Quantidade de veículos automotores produtivos / População	DENATRAN
<i>H</i>	Controle	Capital Humano <i>per capita</i>	+	População com, no mínimo, o ensino médio completo (11 anos de estudo) / População	IBGE
<i>IQV</i>	Controle	IQV	+	Criado em função de indicadores como o percentual da população que vive em domicílios com água encanada, coleta de lixo e energia elétrica, além da taxa de homicídios (por cem mil habitantes).	Índice Mineiro de Responsabilidade Social 2013 e Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil
<i>FPM</i>	Controle	Fundo de Participação Municipal <i>per capita</i>	+	R\$ (preços constantes de 2000) / População	Secretaria do Tesouro Nacional e IBGE

Elaboração dos autores.

17. O FPM é uma transferência constitucional repassada aos estados brasileiros e ao Distrito Federal. Este fundo é composto de 22,5% da arrecadação dos impostos sobre a renda (IR) e sobre os produtos industrializados (IPI).

Antes de apresentar os resultados referentes aos efeitos do ProAcesso no crescimento econômico dos municípios mineiros, é feita uma análise descritiva das variáveis empregadas no trabalho. A partir da tabela 1 verifica-se que, a princípio, as médias das variáveis, comparando os grupos de tratamento e de controle, apresentam-se relativamente próximas.

A tabela 2, por sua vez, realiza um teste de diferenças de médias para essas variáveis. Considerando-se a hipótese nula da diferença entre médias ser igual a zero, apenas para o fundo de participação municipal esta hipótese é rejeitada. Pode-se concluir, então, que, em média, o grupo de controle apresenta características observáveis semelhantes ao grupo de municípios tratados, podendo ser considerado um bom contrafactual.

TABELA 1
Análise descritiva das variáveis utilizadas para o grupo de tratamento e de controle

Variável	Grupo	Observação	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>PIB</i>	Tratamento	152	0,1518	0,0858	-0,2207	0,4517
	Controle	73	0,1641	0,0887	-0,1288	0,4229
<i>K</i>	Tratamento	152	0,7272	0,2441	0,0005	1,7365
	Controle	73	0,7334	0,2190	0,2822	1,4844
<i>H</i>	Tratamento	152	0,3919	0,1728	0,0690	0,8613
	Controle	73	0,3678	0,1401	0,1390	0,6773
<i>IQV</i>	Tratamento	152	-0,0054	0,1193	-0,8740	0,6442
	Controle	73	-0,0240	0,1523	-0,8597	0,2629
<i>FPM</i>	Tratamento	152	0,5052	0,0541	0,2713	0,6302
	Controle	73	0,5245	0,0436	0,4227	0,6288

Elaboração dos autores.

Obs.: PIB – variação do PIB *per capita*; K – capital físico; H – capital humano; FPM – Fundo de Participação Municipal; IQV – Índice de Qualidade de Vida.

TABELA 2
Teste de diferenças de médias entre o grupo de tratamento e de controle

Variável	Diferença de médias	Erro-padrão	Intervalo de confiança		P-valor
<i>PIB</i>	-0,0123	0,0124	-0,0366	0,0120	0,3206
<i>CF</i>	-0,0062	0,0336	-0,0725	0,0601	0,8545
<i>CH</i>	0,0240	0,0232	-0,0217	0,0698	0,3017
<i>IQV</i>	0,0186	0,0186	-0,0181	0,0554	0,3186
<i>FPM</i>	-0,0192	0,0073	-0,0335	-0,0050	0,0085***

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados são apresentados e discutidos em duas subseções. A primeira subseção avalia o impacto do ProAcesso sobre o crescimento econômico dos municípios beneficiados pelo programa. Por sua vez, a segunda subseção traz testes de robustez com o intuito de checar os resultados obtidos.

5.1 Avaliação geral do ProAcesso sobre o crescimento econômico dos municípios mineiros

Inicialmente, estimou-se o modelo de diferenças-em-diferenças convencional por mínimos quadrados ordinários (MQO), sem controle espacial, considerando como variáveis de interesse a *dummy* ProAcesso (*DPA*) e a quantidade de quilômetros pavimentados (ou tamanho do ProAcesso – *TPA*). Os resultados estão reportados na segunda e quarta colunas da tabela 3, respectivamente (MQO1 e MQO2). Por estes modelos, percebe-se que os coeficientes das variáveis de interesse não foram significativos estatisticamente.

TABELA 3
Estimativas do modelo de diferenças-em-diferenças

Variável	MQO1	SLX1	MQO2	SLX2
Constante	-0,0504 (0,0608)	-0,0449 (0,0613)	-0,0782 (0,0610)	-0,0749 (0,0618)
<i>DPA</i>	-0,0069 (0,0122)	-0,0057 (0,0123)	-	-
<i>TPA</i>	-	-	0,0004 (0,0004)	0,0004 (0,0004)
Defasagem espacial de <i>DPA</i>	-	-0,0095 (0,0124)	-	-
Defasagem espacial de <i>TPA</i>	-	-	-	-0,0001 (0,0004)
Controles (<i>X</i>)	Sim	Sim	Sim	Sim
R^2	0,0835	0,0859	0,0861	0,0867
<i>N</i>	225	225	225	225

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses. As variáveis estão em diferenças.

2. Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

Os modelos espaciais DD-SLX são reportados na terceira e quinta colunas da tabela 3 (SLX1 e SLX2). Além do controle espacial, as estimações também contaram com a correção da heterocedasticidade pela matriz de variância e covariância robusta de White.

Os resultados mostraram que os coeficientes da *DPA* e da *TPA*, após a inserção do controle espacial, mantiveram-se estatisticamente não significativos. Uma das possíveis explicações para este resultado encontra-se na execução do programa ao longo do tempo. Neste cenário, as pavimentações realizadas ao final de 2010, por exemplo, ainda não tiveram tempo suficiente para apresentar quaisquer tipos de efeitos.

Outra explicação está vinculada às externalidades geradas, que, neste caso, foram nulas, pelo acesso à rede estadual de transporte, aos pequenos municípios mineiros participantes do ProAcesso (Preston, 2001; Banister e Berechman, 2001; Nijkamp, 2004; Berechman, 2009; Lakshmanan, 2011). A inclusão à rede de transporte de pequenos municípios, neste contexto, ao mesmo tempo em que facilitou o aumento do acesso a diferentes empresas que fornecem um mesmo tipo de produto ou serviço, com preços e custos menores, também despertou a competitividade das empresas locais. Os efeitos positivos e negativos percebidos pelas externalidades podem ter acabado se compensando uns aos outros, anulando o impacto dos investimentos em infraestrutura de transportes na variação do PIB *per capita* municipal. Esta explicação está em consonância com o argumento conhecido como *two way road argument* (Preston e Holvad, 2005; United Kingdom, 1999).

Apesar de modestos quando comparados às demais magnitudes dos coeficientes de investimento em infraestrutura de transportes na literatura, como nos trabalhos de Prud'homme (1996), Finn (1993) e Amarante (2011), os resultados aqui alcançados foram relevantes de duas maneiras distintas. Em primeiro lugar, os resultados refletiram como o aumento da acessibilidade aos pequenos municípios não foi significativa, em média, devido à absorção dos efeitos pela rede de transporte estadual. Em segundo lugar, reforçaram as conclusões de Kelejian e Robinson (1997), mostrando que o coeficiente de investimento em infraestrutura (transportes) pode não ser significativo, dado o aprimoramento da estratégia empírica empregada.

5.2 Testes de robustez¹⁸

Com o intuito de se testar a robustez dos resultados obtidos foram feitos dois tipos de teste. No primeiro teste, estimaram-se modelos SLX irrestritos, considerando agora as defasagens espaciais das demais variáveis explicativas, além da defasagem espacial do ProAcesso:

$$\Delta PIB_i = \alpha + \theta \Delta DPA_i + \phi W \Delta DPA_i + \beta' \Delta X_i + \tau' W \Delta X_i + \Delta \varepsilon_i, \quad (2)$$

em que $W \Delta X_i$ denota o vetor com as defasagens espaciais das variáveis explicativas (em primeiras diferenças),¹⁹ ao passo que τ é um vetor de coeficientes a ser estimado.

18. Assim como na análise de impacto do ProAcesso, para os testes de robustez foi empregado o procedimento de Stakhovych e Bijmolt (2009) para a escolha das matrizes de defasagens espaciais.

19. O vetor de defasagens espaciais das variáveis explicativas é composto pela defasagem espacial do capital físico ($W \Delta K_i$), pela defasagem espacial do capital humano ($W \Delta H_i$), pela defasagem espacial do IQV ($W \Delta IQV_i$) e pela defasagem espacial do FPM ($W \Delta FPM_i$).

Pela tabela 4, percebe-se que, mesmo com a inclusão das defasagens espaciais das demais variáveis explicativas, os coeficientes da *DPA* e da *TPA* continuam estatisticamente não significativos. Entretanto, a variável *WDPA* apresentou significância estatística em 10%. Neste caso, o fato de algum município do entorno também ter participado do ProAcesso reduz o crescimento econômico local.

TABELA 4
Estimações de modelos DD-SLX irrestritos

Variável	SLX3	SLX4
Constante	0,0670 (0,0844)	0,0539 (0,0866)
<i>DPA</i>	0,0033 (0,0119)	- -
<i>TPA</i>	- -	0,0004 (0,0004)
Defasagem espacial de <i>DPA</i>	-0,0210* (0,0121)	- -
Defasagem espacial de <i>TPA</i>	- -	-0,0006 (0,0004)
Controles (<i>X</i>)	Sim	Sim
Defasagens espaciais dos controles (<i>WX</i>)	Sim	Sim
<i>R</i> ²	0,1857	0,1874
<i>N</i>	225	225

Elaborado dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses. As variáveis estão em diferenças.

2. Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

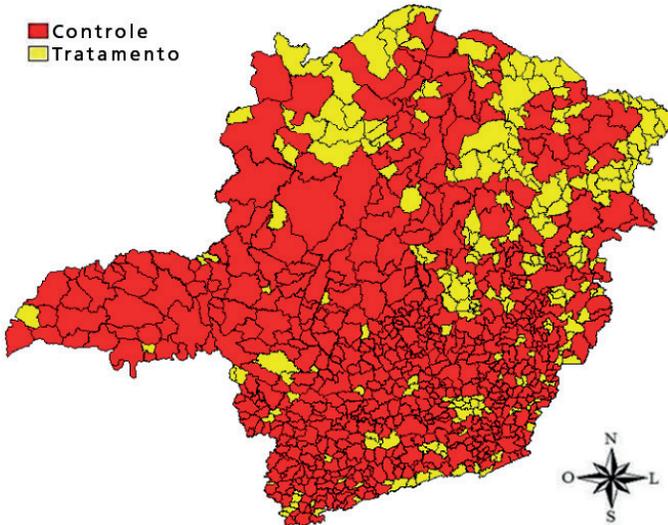
Por fim, no segundo teste de robustez, foram consideradas duas diferentes técnicas de pareamento, a saber, *kernel* e *n* vizinhos mais próximos.²⁰ A técnica de pareamento por *kernel* é tida como uma das mais recomendadas na literatura, uma vez que é construído um contrafactual para o grupo de tratamento em que há a ponderação de todas as observações do grupo de controle. O estimador de *kernel* também é responsável por apresentar a menor variância dos parâmetros, de maneira comparativa, entre os demais estimadores de pareamento (Becker e Ichino, 2002). Entretanto, o pareamento por *kernel* ainda deixa a possibilidade de haver contaminação de alguns municípios do grupo de controle pela implantação do ProAcesso em municípios próximos, podendo violar o pressuposto SUTVA. Por esse motivo, além da estimação do modelo DD pareado por MQO, foi

20. Para a realização dos pareamentos foram usadas características como tamanho da população e do IDH, referentes ao ano de 2000, da mesma forma como foram escolhidos os municípios participantes do grupo de tratamento pelo estado de Minas Gerais. Adicionalmente, optou-se por também incluir o PIB *per capita* para o ano de 2000.

necessário estimar o modelo espacial DD-SLX pareado tanto para a variável *dummy* de tratamento quanto para a variável-dose do tratamento (SLX5 e SLX6). O grupo de tratamento foi composto por 225 municípios e o grupo de controle, por sua vez, foi formado por 628 municípios (figura 3).

FIGURA 3

Disposição geográfica dos municípios dos grupos de controle e tratamento após o pareamento por *kernel* – Minas Gerais



Elaborado dos autores.

A tabela 5 mostra que, novamente, ambos os coeficientes das variáveis de interesse (DPA e TPA) continuaram sendo estatisticamente não significativos para os modelos DD-SLX com pareamento por *kernel*. Este resultado reforça que, mesmo considerando todos os municípios atendidos pelo ProAcesso no grupo de tratamento e realizando o pareamento por *kernel* para a formação do grupo de controle, a inserção dos municípios tratados à rede de transporte estadual fez com que os efeitos de externalidades positivas sejam contrabalanceados pelos efeitos de externalidades negativas, anulando-se.

TABELA 5

Estimações do modelo DD-SLX com pareamento por *kernel*

Variável	MQ03	SLX5	MQ04	SLX6
Constante	0,1396*** (0,0047)	0,1346*** (0,0058)	0,1399*** (0,0045)	0,1356*** (0,0052)
DPA	0,0162* (0,0091)	0,0096 (0,0102)	-	-

(Continua)

(Continuação)

Variável	MQ03	SLX5	MQ04	SLX6
<i>TPA</i>	-	-	0,0006**	0,0003
	-	-	(0,0003)	(0,0003)
Defasagem espacial de <i>DPA</i>	-	0,0037	-	-
	-	(0,0025)	-	-
Defasagem espacial de <i>TPA</i>	-	-	-	0,0001
	-	-	-	(0,0000)
R^2	0,0037	0,0062	0,0048	0,0079
N	853	853	853	853

Elaboração dos autores.

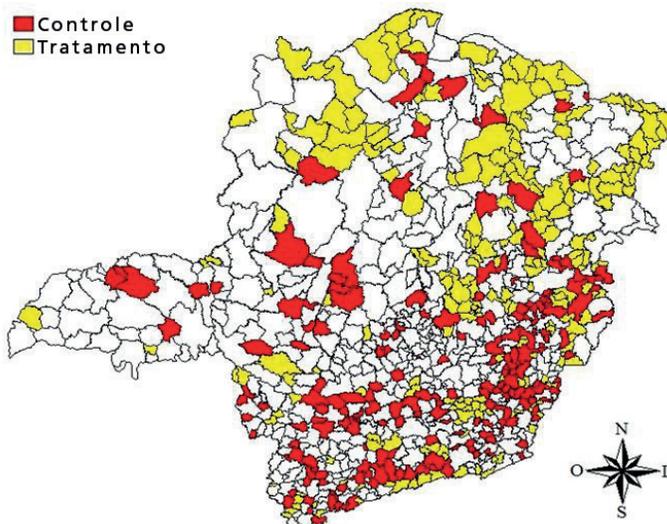
Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses. As variáveis estão em diferenças.

2. Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

A segunda técnica de pareamento adotada foi a de n vizinhos mais próximos. Desta maneira, o grupo de tratamento foi formado por 225 municípios (todos os participantes do ProAcesso) e o de controle por 192 municípios (figura 4). Note que, com essa técnica de pareamento, vários municípios do grupo de controle estão geograficamente próximos de municípios do grupo de tratamento, fazendo com que a ameaça de contaminação dos municípios de controle pelos municípios tratados seja mais elevada nesse caso.

FIGURA 4

Disposição geográfica dos municípios dos grupos de controle e tratamento após o pareamento por n vizinhos – Minas Gerais



Elaborado dos autores.

A estimação dos modelos de diferenças-em-diferenças por MQO mostrou que os coeficientes das variáveis de interesse *DPA* e *TPA* revelaram-se estatisticamente significativos. Mesmo após o controle da dependência espacial, por meio de modelos do tipo SLX, esses coeficientes continuaram estatisticamente significativos (tabela 6). Um possível motivo talvez seja que as externalidades espaciais de transporte levam à violação do pressuposto SUTVA, contaminando o grupo de controle, o que provoca prejuízos à identificação do efeito de tratamento.

TABELA 6
Estimações do modelo DD-SLX com o pareamento por *n* vizinhos mais próximos

Variável	MQO5	SLX7	MQO6	SLX8
Constante	0,0693*** (0,0056)	0,0711*** (0,0089)	0,0873*** (0,0051)	0,0785*** (0,0065)
<i>DPA</i>	0,0865*** (0,0077)	0,0864*** (0,0077)	- -	- -
<i>TPA</i>	- -	- -	0,0020*** (0,0002)	0,0020*** (0,0002)
Defasagem espacial do <i>DPA</i>	- -	-0,0011 (0,0043)	- -	- -
Defasagem espacial do <i>TPA</i>	- -	- -	- -	0,0003** (0,0002)
<i>R</i> ²	0,2344	0,2345	0,1625	0,1720
<i>N</i>	417	417	417	417

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses. As variáveis estão em diferenças.

2. Significância: *** 1%; ** 5%; e * 10%.

Levando em consideração a maneira como foram conduzidos os testes de robustez, os resultados obtidos mostram a importância da definição de um bom contrafactual ao grupo de tratamento em uma análise de impacto de uma política pública, principalmente na presença de uma dependência espacial que pode vir a contaminar o grupo de controle.

Com isso, percebe-se que existe sensibilidade dos resultados à forma como é definido o pareamento. Ao se usar o critério *n* vizinhos mais próximos, estima-se a influência mais localizada do ProAcesso, com a possibilidade de forte contaminação do grupo de controle pela implementação do programa no município vizinho, mostrando-se que este efeito do programa é positivo. Quando se adota o critério de *kernel* no pareamento, dando um peso a todos os municípios do grupo de controle, a fim de que captar a ideia de externalidades de rede de transporte e com uma contaminação mais fraca desse grupo de controle, o impacto do ProAcesso no crescimento econômico de Minas Gerais inexistente.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste artigo, buscou-se avaliar o impacto do ProAcesso sobre o crescimento econômico dos 225 municípios mineiros beneficiados. Os resultados obtidos mostraram que o impacto do ProAcesso sobre o crescimento econômico dos municípios mineiros pertencentes ao grupo de tratamento não foi estatisticamente significativo. Um dos possíveis motivos para este resultado pode estar vinculado à forma de implementação gradual do programa ao longo do tempo. Neste caso, as pavimentações feitas mais próximas ao ano de análise de 2010 ainda não tiveram tempo suficiente para surtir efeito. Considera-se, também, a possibilidade de que os efeitos de externalidades positivos e negativos existentes da inclusão dos municípios tratados na rede de transporte estadual acabam por compensar uns aos outros, anulando o impacto do ProAcesso na variação do PIB *per capita* destes municípios. Conforme Preston e Holvad (2005), este resultado está em consonância com o *two way road argument*. Este argumento salienta que projetos com a função de interligar regiões periféricas a regiões centrais podem apresentar efeitos distributivos contrários aos desejados pelo planejador central, quando há transferência de renda da periferia para o centro.

Os resultados dos modelos estimados mostram aos avaliadores de políticas públicas a importância da definição de um bom contrafactual ao grupo de tratamento, respaldado tanto teórica quanto empiricamente.

Com o intuito de validar os resultados encontrados neste artigo, também foram feitos testes de robustez para avaliar a sensibilidade do impacto do ProAcesso. Na presença da violação do pressuposto SUTVA, a adoção de modelos de diferenças-em-diferenças pareado não parece ser uma boa ideia por conta da contaminação do grupo de controle pelo tratamento concedido às regiões vizinhas. Com a técnica de pareamento *kernel*, ao se construir um contrafactual para o grupo de tratamento em que há a ponderação de todas as observações do grupo de controle, a contaminação deste grupo de controle é menor devido à diluição do contágio, uma vez que haverá outras regiões de controle que não serão contaminadas. Por sua vez, a técnica de pareamento de *n* vizinhos mais próximos mostra-se muito sensível à contaminação do grupo de controle pela política sendo avaliada, visto que, pela própria mecânica da técnica, ao procurar as regiões de controle mais próximas das regiões tratadas, faz com que estas regiões de controle fiquem mais sujeitas ao contágio em virtude da sua proximidade com aquelas últimas.

REFERÊNCIAS

AGÉNOR, P.-R.; MORENO-DODSON, B. **Public infrastructure and economic growth: new channels and policy implications**. Washington: World Bank, Nov. 2006. (Working Paper, n. 4064).

- AMARANTE, A. de. **Ensaio sobre economia regional e urbana**. 2011. 127 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.
- ANTT – AGÊNCIA NACIONAL DE TRANSPORTES TERRESTRES. **Dados abertos**. ANTT, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/3gdR6fK>>. Acesso em: 1 abr. 2015.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- ASCHAUER, D. A. Is public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, n. 2, p. 177-200, Mar. 1989.
- BANISTER, D.; BERECHMAN, Y. Transport investment and the promotion of economic growth. **Journal of Transport Geography**, v. 9, n. 3, p. 209-218, Sept. 2001.
- BARRETO, R. C. S. **Desenvolvimento regional e convergência de renda nos municípios do estado do Ceará**. 2007. 191 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2007.
- BECKER, G. S. **Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. 1st ed. New York: Columbia University Press, 1964.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. **The Stata Journal**, v. 2, n. 4, p. 358-377, Dec. 2002.
- BERECHMAN, J. **The evaluation of transportation investment projects**. New York: Routledge, 2009.
- CHAGAS, A. L. S.; AZZONI, C. R.; ALMEIDA, A. N. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases. **Regional Science and Urban Economics**, v. 59, p. 24-36, July 2016.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconomics: methods and applications**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2005.
- CANNING, D.; FAY, M. **The effect of transportation networks on economic growth**. New York: Columbia University, May 1993. (Discussion Paper, n. 653a).
- CARMIGNANI, F. The road to regional integration in Africa: macroeconomic convergence and performance in Comesa. **Journal of African Economies**, v. 15, n. 2, p. 212-250, June 2006.
- CASTRO, L. S.; LIMA, J. E. A soja e o estado do Mato Grosso: existe alguma relação entre o plantio da cultura e o desenvolvimento dos municípios? **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 2, p. 177-198, 2016.

CESAR, R. V. **Geografia de acessibilidade rodoviária em Minas Gerais**: avaliação de impactos espaciais do “ProAcesso”. 2010. 258 f. Tese (Doutorado) – Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

COSTA, R. F. R. da.; LIMA, F. S. de.; SILVA, D. O. da. Política fiscal local e crescimento econômico: um estudo em painel para os municípios nordestinos. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, n. 1, p. 93-111, 2013.

CRUZ, A. C. da. **Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e capital humano na renda *per capita* e na pobreza no Brasil**. 2010. 119 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

CUNHA, N. R. S. **A intensidade da exploração agropecuária na região dos cerrados e potencial de degradação ambiental**. 2005. 181 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Departamento de Economia Rural, Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada, Viçosa, 2005.

DELGADO, M. S.; FLORAX, R. J. G. M. Difference-in-differences techniques for spatial data: local autocorrelation and spatial interaction. **Economics Letters**, v. 137, p. 123-126, Dec. 2015.

DENO, K. T. The effect of public capital on U. S. manufacturing activity: 1970 to 1978. **Southern Economic Journal**, v. 55, n. 2, p. 400-411, Oct. 1988.

DIAS, L. R. de S.; SIMÕES, R. F. Infraestrutura de transportes e desenvolvimento econômico: um estudo do ProAcesso em Minas Gerais. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 15., 2012. Diamantina, Minas Gerais. **Anais...** Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2012.

ELHORST, J. P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. **Journal of Geographical Systems**, v. 14, p. 5-28, 2011.

ESTADO DE MINAS GERAIS. Secretaria de Estado de Transportes e Obras Públicas. **Plano estratégico de logística de transportes**. Belo Horizonte: SETOP, 2007.

ESTADO DE MINAS GERAIS. **Programas e ações do governo**: ProAcesso. Belo Horizonte, 2011. Disponível em: <<https://bit.ly/3KYrUbf>>. Acesso em: 28 set. 2014.

ESTADO DE MINAS GERAIS. **Rodovias**. Belo Horizonte, [s.d.]. Disponível em: <<https://bit.ly/3Hj8Cv1>>. Acesso em: 10 jun. 2015.

FERREIRA, P. C. Investimento em infraestrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 2, p. 231-252, ago. 1996.

FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos de infraestrutura no Brasil, 1950-1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 2, p. 315-338, ago. 1998.

FINN, M. G. Is all government capital productive? **Economic Quarterly**, v. 79, n. 4, p. 53-80, 1993.

FOURIE, J. Economic infrastructure: a review of definitions, theory and empirics. **South African Journal of Economics**, v. 74, n. 3, p. 530-556, Sept. 2006.

GLAESER, E. L.; SCHEINKMAN, J. A.; SHLEIFER, A. **Economic growth in a cross-section of cities**. Cambridge, U.S.: National Bureau of Economic Research, Feb. 1995. (Working Paper, n. 5013).

GIBBONS, S.; OVERMAN, H. G. Mostly pointless spatial econometrics? **Journal of Regional Science**, v. 52, n. 2, p. 172-191, May 2012.

GUIMARÃES, P. M. **Dois ensaios sobre a questão da convergência de renda no Brasil**. 2012. 60 f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2012.

HOLTZ-EAKIN, D. Public-sector capital and the productivity puzzle. **The Review of Economics and Statistics**, v. 76, n. 1, p. 12-21, 1994.

KELEJIAN, H. H.; ROBINSON, D. P. Infrastructure productivity estimation and its underlying econometric specifications: a sensitivity analysis. **Papers in Regional Science**, v. 76, n. 1, p. 115-131, 1997.

KRUGMAN, P. R. **Geography and trade**. Cambridge, United States: MIT Press, 1991.

LAKSHMANAN, T. R. The broader economic consequences of transport infrastructure investments. **Journal of Transport Geography**, v. 19, n. 1, p. 1-12, Jan. 2011.

LEMOES, J. J. S. Indicadores de degradação no Nordeste sub-úmido e semiárido. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 39., 2010, Recife, Pernambuco. **Anais...** Recife: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2001.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2009.

MALLIAGROS, T. G. **O impacto da infraestrutura sobre o crescimento da produtividade do setor privado e do produto brasileiro: análise empírica e evolução histórica**. 1997. Dissertação (Mestrado) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 1997.

MARTIN, W. The impact of institutional structures on transport infrastructure performance: a cross-national comparison on various indicators. **European Journal of Transport and Infrastructure Research**, v. 1, n. 2, p. 169-196, 2001.

- MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, Aug. 1958.
- MUNNELL, A. H. Why has productivity declined? Productivity and public investment. **New England Economic Review**, p. 3-22, 1992.
- MUNNELL, A. H.; COOK, L. How does public infrastructure affect regional economic performance? **New England Economic Review**, p. 11-33, 1990.
- NIJKAMP, P. **Transport system and policy**. Cheltenham: Edward Elgar, 2004.
- OLIVEIRA, D. C. de. **ProAcesso** – obras de pavimentação de rodovias como fator indutor de desenvolvimento econômico e social. 2010. 21 f. Monografia (Mestrado profissional) – Centro Universitário UMA, Belo Horizonte, 2010.
- PEREIRA, A. M.; ROCA-SAGALES, O. Spillover effects of public capital formation: evidence from the Spanish regions. **Journal of Urban Economics**, v. 53, n. 2, p. 238-256, Mar. 2003.
- PEREIRA, A. M.; ANDRAZ, J. M. Public investment in transportation infrastructures and industry performance in Portugal. **Journal of Economic Development**, v. 32, n. 1, p. 1-20, 2007.
- PRESTON, J. Integrating transport with socio-economic activity - a research agenda for the new millennium. **Journal of Transport Geography**, v. 9, n. 1, p. 13-24, Mar. 2001.
- PRESTON, J; HOLVAD, T. **Road transport and additional economic benefits: deliverable D1** – a review of the empirical evidence on the additional benefits of road investment. Oxford: Transport Studies Unit/University of Oxford, 2005.
- PRUD'HOMME, R. Assessing the role of infrastructure in France by means of regionally estimated production functions. *In*: BATTEN, D. F.; KARLSSON, C. (Ed.). **Infrastructure and the complexity of economic development**. Berlin: Springer, 1996.
- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 11, n. 4, p. 463-485, 2007.
- RUBIN, D. B. Assignment to a treatment group on the basis of a Covariate. **Journal of Educational Statistics**, v. 2, n. 1, p. 1-26, 1977.
- UNITED KINGDOM. **Transport and the economy: full report**. London: Standing Advisory Committee on Trunk Road Assessment, 1999.
- SCHULTZ, T. W. **O valor econômico da educação**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1964.

SHAH, A. Dynamics of public infrastructure, industrial productivity and profitability. **The Review of Economics and Statistics**, v. 74, n. 1, p. 28-36, 1992.

SOARES, A. C. L. G. *et al.* Índice de desenvolvimento municipal: hierarquização dos municípios do Ceará no ano de 1997. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n. 97, p. 71-89, 1999.

SOARES, T. C. **Uma proposta de avaliação da eficiência ambiental dos municípios brasileiros**. 2015. 166 f. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2015.

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

SOUZA, M. R. P. de. Análise da variável escolaridade como fator determinante do crescimento econômico. **Revista da FAE**, v. 2, n. 3, p. 47-56, set.-dez., 1999.

SPEIGHT, A. E. H.; THOMPSON, P. Is investment time irreversible? Some empirical evidence for disaggregated UK manufacturing data. **Applied Economics**, 38, n. 19, p. 2265-2275, 2006.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. A. Specification of spatial models: a simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science**, v. 88, n. 2, p. 389-408, June 2009.

STURM, J.-E.; JACOBS, J.; GROOTE, P. Output effects of infrastructure investment in the Netherlands, 1853-1913. **Journal of Macroeconomics**, v. 21, n. 2, p. 355-380, 1999.

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

WORLD BANK. **Infrastructure at the crossroads: lessons from 20 years of World Bank experience**. Washington: World Bank, 2006.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.

DUBÉ, J. *et al.* A spatial difference-in-differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. **Transportation Research Part B**, v. 64, p. 24-40, June 2014.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de método de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Ed. UFMG, 2007.

APÊNDICE A

QUADRO A.1 Resumo dos trabalhos empíricos revisados

Autor	Unidades geográficas	Período	Tipo de estimador	Controle espacial?	Controle de efeitos fixos?	Controle de simultaneidade?	Medida de infraestrutura	Resultados
Deno (1988)	Estados Unidos	1970-1978	MQO	Não	Não	Não	Desagregação dos investimentos em capital no setor público para transportes.	Políticas públicas aliadas à pauta de transportes atuam como ferramentas para o crescimento regional – elasticidade de 0,31 para estradas.
Aschauer (1989)	Estados Unidos	1949-1985	MQO	Não	Não	Não	Desagregação dos investimentos em capital no setor público para transportes.	Efeitos do capital público são positivos em relação à infraestrutura – elasticidade total de 0,24.
Munnell e Cook (1990)	Estados Unidos	1970-1986	MQO	Não	Não	Não	Desagregação dos investimentos em capital no setor público para transportes.	Efeitos do capital público são positivos em relação à infraestrutura – autoestradas, água e esgoto.
Shah (1992)	México	1970-1987	MQO	Não	Não	Não	Desagregação dos investimentos em capital no setor público para transportes.	Apesar de pequenos, os efeitos de investimento em infraestrutura observados foram positivos.
Prud'homme (1996)	França	1981-1988	MQO	Não	Não	Não	Desagregação dos investimentos em capital no setor público para transportes.	A elasticidade encontrada (0,08) indicou que o investimento em infraestrutura de transportes agiu de maneira positiva no crescimento econômico das regiões francesas.
Canning e Fay (1993)	96 países	1960-1985	MQO/MQ2E	Não	Sim	Sim	Quilômetros de estradas pavimentadas e ferrovias.	A infraestrutura de transportes apresentou taxas de retorno moderadas para países desenvolvidos e subdesenvolvidos, enquanto em países em desenvolvimento as taxas foram elevadas.
Firm (1993)	Estados Unidos	1950-1989	GMM	Não	Não	Sim	Cômputo dos gastos do governo em rodovias, ruas, pontes, túneis, viadutos, iluminação e associação e estruturas de controle de erosão.	Investimentos em transportes, sobretudo na construção de estradas, foram significativamente produtivos com elasticidade de 0,16.

(Continua)

(Continuação)

Autor	Unidades geográficas	Período	Tipo de estimador	Controle espacial?	Controle de efeitos fixos?	Controle de simultaneidade?	Medida de infraestrutura	Resultados
Ferreira (1996)	Brasil	1970-1993	Vetor de cointegração	Não	Não	Não	Séries de investimento e de medidas físicas do setor de transportes.	Detectaram que transportes e energia elétrica influenciam fortemente o PIB, por intermédio da elasticidade renda.
Malliaros (1997)	Brasil	1950-1995	Vetor de cointegração	Não	Não	Não	Séries de investimento e de medidas físicas do setor de transportes.	Detectaram que transportes e energia elétrica influenciam fortemente o PIB, por intermédio da elasticidade renda.
Kélejian e Robinson (1997)	Estados Unidos	1969-1986	Vários estimadores	Sim	Sim	Sim	Computada de diferentes maneiras.	Foi visto que a produtividade da infraestrutura regional envolveu <i>spillovers</i> espaciais relativos a variáveis observáveis e aos termos de erro. Também houve indicação de que estimativas dos coeficientes foram muito sensíveis às especificações dos modelos.
Ferreira e Malliaros (1998)	Brasil	1950-1995	Vetor de cointegração	Não	Não	Não	Séries de investimento e de medidas físicas do setor de transportes.	Detectaram que transportes e energia elétrica influenciam fortemente o PIB, por intermédio da elasticidade renda.
Sturm, Jacobs e Groote (1999)	Holanda	1853-1913	VAR	Não	Não	Não	Gastos com as ferrovias principais, as pequenas ferrovias, os bondes urbanos, os canais, rios navegáveis, portos, docas e as estradas pavimentadas.	Evidência de um impacto positivo no investimento em infraestrutura de transportes e o crescimento do PIB. Os efeitos encontrados, neste caso, foram de curto e médio prazos.
Pereira e Roca-Sagales (2003)	Espanha	1970-1995	VAR	Não	Não	Não	Montante destinado às estradas, portos, aeroportos e ferrovias.	Capital instalado na região de análise e fora da região foram relevantes, com destaque para a pauta de transportes.
Pereira e Andraz (2007)	Portugal	1976-1998	VAR	Não	Não	Não	Gastos em estradas nacionais, estradas municipais, portos, aeroportos e ferrovias.	Investimento público tem sido um instrumento relevante para melhorar o desempenho econômico português, no longo prazo.
Rocha e Giuberti (2007)	Estados brasileiros	1986-2002	Panel	Não	Sim	Sim	Gastos públicos com transportes/gastos totais.	Despesas com transporte apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significantes. Além disto, o valor do coeficiente para estados considerados menos desenvolvidos foi maior.

(Continua)

(Continuação)

Autor	Unidades geográficas	Período	Tipo de estimador	Controle espacial?	Controle de efeitos fixos?	Controle de simultaneidade?	Medida de infraestrutura	Resultados
Autor	Unidades geográficas	Período	Tipo de estimador	Controle espacial?	Controle de efeitos fixos?	Controle de simultaneidade?	Medida de infraestrutura	Resultados
Barreto (2007)	Ceará	1996-2003	Dados em painel espacial	Sim	Sim	Sim	Rede rodoviária pavimentada relativa à área do município.	O modelo econométrico de convergência condicional mostrou que o crescimento do PIB <i>per capita</i> foi afetado negativamente pelas variações de infraestrutura
Cruz (2010)	Brasil	1980-2008	Equações simultâneas (GMM)	Não	Não	Sim	Quilômetros pavimentados no Brasil.	Entre os vários componentes de infraestrutura, a qualidade das estradas afetou o rendimento <i>per capita</i> e a produtividade da economia (PIF), o que de forma indireta, leva a inclusão social
Amarante (2011)	Região Sul do Brasil	1970-2008	Dados em painel	Não	Sim	Sim	Idade das rodovias.	Taxas de crescimento adicionais do PIB e das atividades econômicas do grupo de adjacentes e do grupo de cortados pelas estradas interestaduais foram maiores que a média, quando comparadas aos municípios não tratados pelas rodovias federais, o que ressalta o papel positivo do investimento em infraestrutura de transportes
Guimarães (2012)	Abordagem multinível no Brasil	1999-2005	Modelos hierárquicos espaciais	Sim	Sim	Sim	Quilômetros de rodovias pavimentadas.	O estoque de infraestrutura (rodoviária) foi uma variável condicional relevante na equação de convergência.
Dias e Simões (2012)	Municípios de Minas Gerais	2002-2010	Diferenças em diferenças	Não	Sim	Sim	Municípios participantes do ProAcesso.	Detectaram que, pelos investimentos revertidos do ProAcesso, setores que vendem para outras localidades e compram insumos produzidos em outras localidades foram impactados positivamente, enquanto o setor de serviços foi impactado negativamente.

Elaboração dos autores.

Obs.: ProAcesso – Programa de Pavimentação de Ligações e Acessos aos Municípios; PIB – produto interno bruto.

QUADRO A.2
Situatão das obras do ProAcesso nos municípios mineiros (31 maio 2010)

Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situatão em 31 de maio de 2010	Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situatão em 31 de maio de 2010
Águas Formosas	MG105	20,0	Concluída	Campo Azul	Municipal	42,0	Em andamento
Alagoa	Municipal	36,5	Em andamento	Caparaó	Municipal	11,8	Concluída
Albertina	Municipal	12,6	Em andamento	Capela Nova	MG275	27,4	Concluída
Alto Rio Doce	MG132	22,9	Em andamento	Capitão Andrade	LMG766	25,9	Concluída
Alvarenga	Municipal	50,7	Em andamento	Carai	MGC342	26,3	Concluída
Alvorada Minas	Municipal	15,4	Concluída	Carrancas	MG451	25,9	Concluída
Angelândia	Municipal	26,0	Concluída	Catuti	Municipal	11,6	Concluída
Antônio Prado Minas	Municipal	13,0	Concluída	Cedro Abaeté	MGC352	34,1	Em andamento
Aracitaba	Acesso	8,0	Concluída	Chapada Gaúcha	LMG608	94,5	Em andamento
Aricanduva	Municipal	23,3	Concluída	Chapada Norte	BR367	20,0	DNIT
Bandeira	LMG630	21,7	Em andamento	Chiador	Municipal	16,7	Em andamento
Barão Monte Alto	Municipal	13,0	Concluída	Cipotânea	MG132	16,3	Em andamento
Belmiro Braga	Acesso	18,0	Concluída	Claraval	MG344	25,3	Concluída
Berilo	Municipal	16,3	Em andamento	Comercinho	LMG650	41,2	Em andamento
Berizal	LMG626 Municipal	65,2	Concluída	Conceição Ipanema	Municipal	10,0	Concluída
Bertópolis	LMG682	19,4	Em andamento	Conceição Mato Dentro	MG010	62,3	Concluída
Bias Fortes	MG135	50,6	Em andamento	Conceição Pedras	Municipal	13,6	Em andamento
Bocaina Minas	Municipal	23,0	Concluída	Córego Marinho	Municipal	30,0	Concluída
Bom Jesus Penha	BR265	27,4	Em andamento	Congonhas Norte	Municipal	43,4	Em andamento
Bom Repouso	LMG884	19,0	Concluída	Consolação	Municipal	18,8	Concluída
Bonito Minas	Municipal	34,3	Concluída	Cordislândia	MGC267	20,4	Em andamento
Botumirim	LMG655 Municipal	51,8	Em andamento	Coroaçi	MG314	18,4	Em andamento

(Continua)

(Continuação)

Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010	Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010
Brás Pires	MG124	21,9	Concluída	Córrego Novo	Municipal	12,5	Concluída
Braúnas	MG232	25,7	Concluída	Crisólita	MG105	30,0	Concluída
Cabeceira Grande	MG188 Municipal	57,5	Em andamento	Cristália	MG307	17,4	Concluída
Cachoeira Pajeú	LMG632	14,1	Concluída	Cruzeiro Fortaleza	LMG737	22,0	Concluída
Camacho	MG164	20,6	Concluída	Cuparaque	MG422 LMG774	19,4	Em andamento
Desterro Entre Rios	MG270	34,5	Concluída	Guaraciama	Municipal	21,0	Concluída
Desterro Melo	MGC265	30,0	Concluída	Ibitacatu	Municipal	16,0	Concluída
Divinésia	MG124	16,2	Concluída	Ibiraí	MG344	27,0	Concluída
Divisópolis	LMG610/614	41,0	Concluída	Icarai Minas	Municipal	32,3	Concluída
Dom Bosco	Municipal BR251	37,3	Concluída/DNIT	Imbé Minas	Municipal	22,0	Em andamento
Dom Joaquim	MG010/229	29,8	Em andamento	Indaialbra	Municipal LMG602	39,7	Concluída
Dom Vicoso	Municipal	20,0	Concluída	Ingaí	Municipal	5,1	Concluída
Dores Guanhães	MG232	15,0	Concluída	Itabirinha	MG417	27,3	Concluída
Dores Turvo	MG280	13,0	Concluída	Itacambira	MG308	59,3	Em andamento
Doresópolis	LMG824	23,0	Concluída	Itaipé	LMG694	21,1	Concluída
Douradoquara	MGC352	27,6	Concluída	Itambé Mato Dentro	Municipal	44,3	Em andamento
Durandé	MG108	8,9	Concluída	Itanhomi	LMG766	16,0	Concluída
Felício Santos	MG317	16,5	Concluída	Jadinto	MGC367	51,0	DNIT
Felisburgo	MG205 MG105	36,6	Em andamento	Jenipapo Minas	Municipal	13,6	Concluída
Formoso	MG400	122,9	Em andamento	Joanésia	MG232	13,7	Concluída
Francisco Badaró	LMG676/678	43,9	Concluída	Jordânia	LMG634	74,5	Concluída
Francisco Dumont	MG208	33,3	Concluída	José Gonçalves Minas	Municipal LMG677	42,9	Concluída
Franciscópolis	Municipal	18,3	Concluída	Josenópolis	Municipal	25,8	Em andamento
Frei Gaspar	MGC342	26,0	Concluída	Juvenília	MGC030	28,2	Em andamento

(Continua)

(Continuação)

Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010	Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010
Fiel Lagonegro	Municipal	10,2	Concluída	Ladainha	LMG710	28,6	Concluída
Fronreira Vales	MG105	26,7	Em andamento	Lagoa Grande	Municipal	29,0	Concluída
Fruita Leite	LMG626	19,5	Concluída	Lagoa Patos	LMG656	31,7	Em andamento
Gemeleiras	Municipal	41,2	Concluída	Lajinha	MG108	22,4	Concluída
Goiabeira	LMG774	25,5	Concluída	Lamim	Municipal	10,4	Concluída
Gonçalves	Municipal	12,7	Concluída	Leandro Ferreira	LMG801	17,1	Concluída
Grão Mogol	MG307 Acesso	52,5	Concluída	Leme Prado	Municipal LMG677	39,6	Concluída
Grupiara	LMG742	32,3	Concluída	Limeira Oeste	Ligação	33,9	Concluída
Luisburgo	Municipal	25,3	Concluída	Pai Pedro	Municipal	25,0	Em andamento
Luminárias	MGC354	36,6	Concluída	Palmópolis	Municipal	29,8	Em andamento
Machacalis	LMG682	25,4	Concluída	Passa Vinte	Municipal	25,0	Em andamento
Malacacheta	MG217	42,0	Concluída	Passabém	Municipal	7,6	Concluída
Mamonas	Municipal	5,8	Concluída	Patis	Municipal	16,0	Concluída
Marilac	MGC451	31,1	Concluída	Paulistas	MG117	26,6	Concluída
Marmelópolis	Municipal	19,0	Contratada	Pavão	MG409	29,8	Concluída
Mata Verde	Municipal	59,6	Em andamento	Pedra Bonita	Municipal	25,7	Concluída
Mesquita	MG232	20,7	Concluída	Pedra Dourada	Ligação	13,4	Concluída
Miravânia	Municipal	66,4	Em andamento	Pedro Teixeira	Municipal	14,3	Em andamento
Monjolos	MG220	13,6	Em andamento	Pescador	MG311	20,8	Concluída
Montalvânia	MGC135	65,1	DNIT	Piedade Gerais	Municipal	18,1	Concluída
Monte Formoso	Municipal	39,2	Concluída	Pingo-D'Água	Municipal	39,9	Em andamento
Montezuma	Municipal	32,3	Concluída	Pintópolis	MG402	47,9	Concluída
Morro Pilar	MG232	21,5	Contratada	Pirajuba	Ligação	27,0	Concluída
Munhoz	Municipal	21,0	Concluída	Pocrane	MG108	13,2	Concluída

(Continua)

(Continuação)

Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010	Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010
Nacip Raydan	LMG744	8,8	Concluída	Ponto Chique	Municipal	35,0	Em andamento
Natalândia	LMG662/664	47,3	Em andamento	Presidente Bernardes	Municipal	14,4	Concluída
Ninheira	Municipal	29,1	Em andamento	Presidente Kubitschek	Municipal	5,3	Concluída
Nova Belém	Municipal M/G311	28,5	Concluída	Riachinho	MG181	38,4	Concluída
Nova Módica	MG311	18,6	Concluída	Rio Espera	Municipal	7,0	Concluída
Novo Cruzeiro	LMG694	30,0	Concluída	Rio Pardo Minas	Municipal	45,7	Concluída
Novo Oriente Minas	MG409	47,7	Concluída	Rio Prado	MG205	22,9	Concluída
Novorizonte	Municipal	19,6	Concluída	Rio Preto	MG353	22,1	Concluída
Oratórios	LMG826	11,1	Concluída	Rio Vermelho	LMG752	26,3	Concluída
Ouro Verde Minas	MG342	18,2	Concluída	Rosário Limeira	Municipal	5,7	Concluída
Padre Carvalho	Municipal	16,3	Concluída	Rubim	MG406	36,5	Concluída
Salto Divisa	MG367	48,0	DNIT	São Roque Minas	MG341	62,8	Concluída
Santa Cruz Salinas	Municipal	11,9	Em andamento	São Sebastião Anta	Municipal	5,3	Concluída
Santa Fé Minas	Municipal	92,4	Em andamento	São Sebastião Maranhão	LMG720	30,4	Em andamento
Santa Helena Minas	Municipal	16,4	Em andamento	São Sebastião Rio Preto	Municipal	6,2	Concluída
Santa Maria Salto	LMG642	17,7	Concluída	São Sebastião Vargem Alegre	Municipal	5,8	Concluída
Santa Rita Ibitipoca	Municipal	18,3	Concluída	Sem-Peixe	Municipal	13,3	Concluída
Santa Rita Itueto	Municipal	28,0	Em andamento	Senador Amaral	Municipal	18,2	Concluída
Santa Rita Jacutinga	MG457	32,6	Em andamento	Senador Cortes	Acesso	9,9	Concluída
Santana Deserto	Municipal	24,4	Em andamento	Senador Firmino	MG124	14,6	Concluída
Santana Garambéu	Municipal	20,2	Em andamento	Senador Modestino Gonçalves	MG214	21,6	Concluída
Santana Montes	Acesso	17,7	Concluída	Senhora Oliveira	MG124	15,2	Concluída
Santana Riacho	Municipal	26,7	Em andamento	Sericita	Municipal	19,6	Em andamento

(Continua)

(Continuação)

Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010	Município beneficiado	Rodovia	Extensão (km)	Situação em 31 de maio de 2010
Santo Antônio Aventureiro	Municipal	10,0	Concluída	Serra Azul Minas	MG010	21,8	Concluída
Santo Antônio Itambé	MG010	18,5	Em andamento	Serranópolis Minas	Municipal	19,9	Concluída
Santo Antônio Jacinto	LMG646	58,6	Em andamento	Setubinha	MG211	44,0	Concluída
Santo Antônio Retiro	Municipal	36,0	Concluída	Taparuba	Municipal	6,0	Concluída
Santo Antônio Rio Abaixo	Municipal	15,8	Em andamento	Itaquaraçu Minas	Acesso	13,5	Concluída
Santo Hipólito	MG220	27,2	Em andamento	Tocos Moji	Municipal	14,8	Em andamento
São Domingos Dolores	Municipal	13,9	Concluída	Toledo	Municipal	16,3	Concluída
São Félix Minas	Municipal	11,6	Em andamento	Tumiritinga	Municipal	32,6	Concluída
São Geraldo Baixo	Municipal	27,6	Em andamento	Ubaí	MG202	47,0	Concluída
São Geraldo Piedade	LMG750	10,4	Concluída	Umburatiba	LMG686	27,5	Em andamento
São Gonçalo Rio Preto	MG214	11,0	Concluída	Uruana Minas	LMG638	35,9	Em andamento
São João Missões	MG135	25,0	DNIT	Uruçua	MG181 MG402	34,1	Concluída
São João Pacuí	Municipal	26,8	Concluída	Vargem Bonita	Acesso	9,3	Concluída
São João Paraíso	LMG602	35,7	Concluída	Vargem Grande Rio Pardo	Municipal	28,4	Concluída
São José Barra	Municipal	5,9	Concluída	Varzelândia	MG403	29,5	Concluída
São José Divino	MG311	14,9	Concluída	Veredinha	Municipal	8,8	Concluída
São José Mantimento	Municipal	7,7	Concluída	Vermelho Novo	Municipal	12,8	Em andamento
São José Safira	Municipal	25,6	Em andamento	Vieiras	Municipal	13,2	Concluída
São Pedro União	Municipal	23,1	Em andamento	Virgolândia	LMG744/MG314	21,8	Em andamento
São Romão	Ligação	34,7	Concluída				

Fonte: Oliveira (2010).

Elaboração dos autores.

Obs.: DNIT – Departamento Nacional de Infraestrutura de Transportes.

REFERÊNCIA

OLIVEIRA, D. C. de. **ProAcesso – obras de pavimentação de rodovias como fator indutor de desenvolvimento econômico e social**. 2010. 21 f. Monografia (Mestrado profissional) – Centro Universitário UMA, Belo Horizonte, 2010.

Originais submetidos em: jun. 2017.

Última versão recebida em: maio 2020.

Aprovada em: maio 2020.

INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E DESIGUALDADE DE RENDA INTRASECTORIAL NA INDÚSTRIA BRASILEIRA DE TRANSFORMAÇÃO^{1,2}

Cristiane Vanessa C. Borges³

Gilberto Joaquim Fraga⁴

O objetivo desta pesquisa é analisar a relação entre investimento estrangeiro direto (IED) e desigualdade de renda dos salários intrasetorial na indústria brasileira de transformação, por meio da análise de dezenove setores, no período de 2007 a 2014. Para alcançar o objetivo proposto, aplica-se o procedimento econométrico de dados em painel dinâmico. Os resultados estimados indicam que o IED é estatisticamente significativo e, na média, contribui para a redução da desigualdade da renda. Constata-se também um efeito não linear entre IED e desigualdade da renda. Quanto às variáveis de controle, o coeficiente da variável escolaridade sugere que os setores com maior nível de capital humano apresentam maior nível de remuneração. Dessa forma, as políticas de redução da desigualdade devem levar em consideração o influxo de IED como forma de atenuar a desigualdade de renda.

Palavras-chave: investimento estrangeiro; desigualdade; salário; indústria.

FOREIGN DIRECT INVESTMENT AND INTRA-SECTORAL INCOME INEQUALITY IN THE BRAZILIAN MANUFACTURING INDUSTRY

This paper aims to analyze the relationship between foreign direct investment (FDI) and intraindustrial inequality of wage income in the Brazilian manufacturing industry. We analyze 19 sectors in the period from 2007 through 2014, in order to reach the proposed objective the dynamic panel data econometric procedure is used. The estimated indicate that FDI is statistically significant and, on average, contributes to the reduction of income inequality. We also note the non-linear effect of FDI on the income inequality. Regarding the control, education variables showed a positive signs and were statistically significant, indicating that the sectors with the highest level of human capital have higher wage level. Thus, inequality reduction policies must consider the inflow of FDI in order to get a decrease in income inequality.

Keywords: foreign investment; inequality; wage; industry.

JEL: F21; O14; O15.

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n2art6>

2. Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de responsabilidade dos autores. Adicionalmente, a autora agradece à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) pela bolsa de mestrado durante o desenvolvimento da presente pesquisa (2017) no Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (PCE/UEM).

3. Analista da DB1 Global Software. *E-mail:* <cristiane.vanessa@hotmail.com>.

4. Professor associado do Departamento de Economia da UEM. *E-mail:* <gjfraga@uem.br>.

1 INTRODUÇÃO

Estudos sobre o impacto do investimento estrangeiro direto (IED) nas economias receptoras têm como foco a relação deste com o crescimento econômico, o nível de emprego, o desenvolvimento tecnológico e, em menor escala, com os efeitos sobre a desigualdade de renda. Nos últimos anos, o Brasil figurou entre os principais destinos do IED. Observa-se uma taxa anual de crescimento do IED no Brasil de 11% no período analisado nesta pesquisa (2007 a 2014). No entanto, vale ressaltar que esse crescimento apresenta uma distribuição setorial heterogênea (Ribeiro e Silva Filho, 2013). No caso da indústria de transformação, a participação do IED desses setores em relação ao total na economia oscilou entre 30% e 42,6% no período em consideração (gráfico A.1 do apêndice A). Mesmo considerando a queda registrada na quantidade de empregos na indústria de transformação no período analisado (tabela A.1 do apêndice A), ainda assim o IED no setor é um importante gerador de empregos como mostra Silva Filho (2015).

A literatura relacionada aponta que, em comparação às nacionais, as empresas de propriedade estrangeira pagam prêmio salarial e, na média, isso afeta a desigualdade da renda dos salários no país doméstico (Driffield e Girma, 2003; Arbache, 2004;⁵ Girma e Görg, 2007). Como estes são a principal fonte de renda para a maioria das pessoas, a sua desigualdade tem implicações para a distribuição de renda geral (Figini e Görg, 2011). Deve-se mencionar, ainda, que não há consenso sobre a direção do impacto do IED na desigualdade – se essa relação é neutra, positiva ou negativa. Enquanto alguns trabalhos sugerem que o IED pode reduzir a desigualdade salarial, outros apontam o efeito contrário (Herzer, Hühne e Nunnenkamp, 2014; Johansson e Liu, 2020).

Nesse cenário, este estudo tem como objetivo analisar a relação entre IED e desigualdade da renda⁶ dos salários intrasetorial na indústria brasileira de transformação, no período de 2007 a 2014. Subsidiariamente, baseia-se na estrutura teórica apresentada por Figini e Görg (2011), em que a desigualdade da renda salarial é analisada buscando verificar se o IED é neutro sobre a desigualdade, ou seja, se beneficia a todos da mesma forma em termos salariais. Ou, alternativamente, se o impacto é positivo ou negativo. Para tanto, são utilizados os procedimentos de dados em painel de efeitos fixos e dinâmicos. Após controlar diversas características dos setores, o painel dinâmico permite, por exemplo, controlar características fixas no tempo, além da potencial inércia na desigualdade de renda e endogeneidade.

5. Disponível em: <<https://bit.ly/3CTDCi7>>.

6. Embora existam outras definições para renda, o termo desigualdade neste artigo é entendido como desigualdade salarial calculada para a variável *rendimento do trabalho principal*. Variável extraída da PNAD, definida pelo IBGE como o salário somado ao bônus, gratificações e outros.

Pela importância do debate referente ao tema tanto no meio acadêmico como entre formuladores de políticas econômicas, esta pesquisa busca contribuir para a literatura, apresentando novas evidências empíricas sobre a relação entre IED e desigualdade de renda dos salários. O artigo avança ao fazer uma fusão dos indicadores de desigualdade construídos a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), com dados da pesquisa industrial anual e censo do capital estrangeiro. Considerando que os estudos aplicados ao Brasil focam o diferencial de salários, outra contribuição se dá ao controlar, por meio da especificação dinâmica, a inércia temporal – ou seja, os efeitos de outras políticas passadas que afetaram a desigualdade. Identificar claramente essa relação pode ser relevante para formulação de políticas públicas, especialmente as que visam reduzir essa desigualdade de renda.

Além desta introdução, este artigo está dividido em seis seções. A segunda apresenta uma revisão de literatura relacionada ao tema IED e desigualdade de renda; a terceira expõe o modelo teórico; a quarta seção faz uma apresentação descritiva dos dados; a quinta aborda os procedimentos empíricos da pesquisa; na sexta são apresentados os resultados; e por fim, são expostas as considerações finais.

2 LITERATURA RELACIONADA

Esta seção busca apresentar uma revisão de literatura relacionada ao tema, evidenciando a relação empírica entre IED e desigualdade de renda, seja no âmbito micro (setores/firmas) ou macro (estados/países). Nessa perspectiva, para analisar os impactos do IED sobre a renda, Driffield e Girma (2003) partiram de um painel de dados da indústria eletrônica no Reino Unido, no período de 1980 a 1992. As estimativas indicam que o impacto do IED é positivo sobre os salários e ocorre, em grande parte, devido à procura por mão de obra qualificada. Os autores destacam que o investimento estrangeiro gera um novo aumento na procura de mão de obra qualificada por parte das firmas domésticas locais e que, para manter os trabalhadores-chave, as empresas domésticas vão pagar salários mais elevados. A partir do mesmo grupo de países, Girma e Görg (2007) analisaram o período de 1980 a 1994 e argumentam que tanto os trabalhadores qualificados como os não qualificados, em média, experimentam um aumento salarial após aquisição de uma firma doméstica por uma firma estrangeira. Os autores afirmam que os efeitos do IED sobre os salários dependem, ainda, da origem do capital estrangeiro.

Lipsev e Sjöholm (2004) examinaram, para a Indonésia, no ano de 1996, se os salários pagos por fábricas de propriedade estrangeira eram superiores aos salários domésticos. Os resultados apontaram que empresas de capital estrangeiro pagam um salário mais alto por trabalhador, dado o nível educacional, mesmo se comparado ao pago pelas empresas domésticas similares que operam de forma semelhante em relação ao tamanho, produto e outras variáveis de controle.

Nessa mesma linha, Feliciano e Lipsey (2006) analisaram a existência do diferencial salarial nos setores e estados dos Estados Unidos. Os autores utilizaram o procedimento de dados em painel e controlaram para efeitos fixos. Os resultados mostraram que firmas de propriedade estrangeira pagam maiores salários. No entanto, esse resultado não se aplicava a todos os setores e pode diferir dependendo das variáveis de controle.

A partir de um modelo de dados em painel para os países da União Europeia, com base no período de 1995 a 2009, Asteriou, Dimelis e Moudatsou (2014) averiguaram que o estoque de influxo de IED afeta positivamente a desigualdade de renda como um todo. No entanto, os autores demonstram que os impactos são maiores nos países considerados novos membros do grupo. Já Herzer, Hühne e Nunnenkamp (2014) analisaram 23 países da América Latina e apresentaram evidências de um efeito significativo e positivo de longo prazo do estoque de IED sobre a desigualdade de renda. No entanto, salientaram que os resultados para a amostra de onze países latino-americanos se revelam sensíveis à exclusão do período relativo ao final da década de 1980. Os autores argumentam que o efeito do IED sobre a desigualdade de renda perde significância estatística quando o período de observação é 1990-2006, pontuando que outros efeitos, como o mau desempenho econômico, podem ter afetado a relação entre IED e desigualdade de renda, possivelmente resultando em estimações tendenciosas.

Utilizando dados organizados em painel em nível de estados dos Estados Unidos, Chintrakarn, Herzer e Nunnenkamp (2012) constataram que, em longo prazo, o IED exerce um efeito direto e negativo, contribuindo para a redução da desigualdade de renda no período analisado (1977-2001). No entanto, os autores ressaltaram a existência de uma considerável heterogeneidade nos efeitos entre os estados. Mesmo com os níveis de desigualdade caindo, isso não implicou sua redução em todos os estados dos Estados Unidos.

A partir de uma amostra de dezessete países em transição no período de 1990 a 2006, Franco e Gerussi (2013) analisaram a relação entre IED e desigualdade de renda utilizando o procedimento de dados em painel controlado para efeitos fixos e endogeneidade. Os resultados indicaram que não existem efeitos significativos do IED na desigualdade de renda. No entanto, os coeficientes estimados são sensíveis à presença da variável que representa escolaridade nos países, a qual pode apresentar impacto negativo sobre a desigualdade de renda, dependendo da especificação do modelo estimado. Já Mihaylova (2015) analisou a desigualdade de renda de dez países da Europa Central e Oriental, entre 1990 e 2012. Os resultados apontaram que o efeito do IED na desigualdade se altera dependendo do nível de educação e desenvolvimento econômico dos países receptores desse investimento.

No que se refere aos resultados ambíguos do sinal do IED, Mah (2013) apresenta evidências variadas do efeito das entradas de IED sobre a desigualdade de renda na China no período entre 1985 e 2007. Quando se controla a abertura comercial, a entrada de IED é revelada como não estatisticamente significativa, porém quando a tarifa comercial é usada como controle, a maior quantidade de entradas de IED revela um efeito negativo e significativo na desigualdade de renda.

McLaren e Yoo (2017) investigaram os efeitos do IED sobre a distribuição de renda e padrão de vida (domiciliar) no Vietnã. As estimativas considerando os anos de 1999 a 2009 indicam que um aumento do IED em uma província afeta negativamente o padrão de vida das famílias quando nenhum membro está empregado em empresa estrangeira. Por outro lado, o IED afeta positivamente a renda dos trabalhadores empregados em empresas estrangeiras. Os autores argumentam que medir o efeito do IED no bem-estar⁷ doméstico é difícil, o que pode representar uma dificuldade para compreender o IED como uma estratégia geral contra a pobreza.

Em sua investigação sobre o impacto do IED no Brasil, Arbache (2004) constatou a existência de um prêmio salarial pago pelas firmas multinacionais e, também, que as firmas estrangeiras, por deterem tecnologias mais avançadas, empregam trabalhadores mais instruídos e mais experientes. O autor argumenta sobre a existência de uma relação entre o IED e o capital humano, concluindo que as indústrias que experimentam maior IED tendem a uma melhora no nível de capital humano, embora em pequena escala.

Na mesma linha, Hiratuka e Fracalanza (2006), analisaram a existência ou não de práticas salariais diferenciadas entre empresas nacionais e estrangeiras para o caso brasileiro, no período de 1996 a 2002. Os autores evidenciaram que a média salarial das empresas estrangeiras é superior à média das empresas domésticas; no entanto, estaria associada a outras características não observáveis das firmas e não à origem do capital destas. Em termos de política, a partir dos resultados encontrados, os autores sugerem ser equivocado assumir que a atração de investimento direto poderia resultar em padrões mais elevados de remuneração para a economia brasileira.

Os estudos apresentados indicam a relevância do tema e de avanços na compreensão da relação entre IED e desigualdade, sendo esta referente à renda e/ou ao salário. A literatura indica efeito bidirecional do IED na desigualdade da renda (agregada ou de salário) nos países. Os resultados podem depender da amostra em consideração. Assim, justifica-se a necessidade de pesquisas aplicadas para um melhor entendimento dessa relação, em virtude do contexto brasileiro, dada a literatura aplicada ao Brasil que não considera o período de vigorosa entrada de IED. No quadro 1, apresenta-se uma síntese dos estudos apresentados nesta seção.

7. Os autores utilizam como *proxy* para bem-estar doméstico a medida da área da residência (m²), banheiro e presença de itens como televisão, rádio e outros itens relativos à qualidade de vida no domicílio.

QUADRO 1
Resumo das pesquisas empíricas apresentadas

Artigo	Variável dependente	Variáveis de controle	Método	Amostra	Efeitos do IED sobre: desigualdade/ salário
Limpsey e Sjöholm (2004)	Salários	Nível de escolaridade, capital estatal, <i>dummy</i> setor/local	MQO	Indonésia	Positivo
Girma e Görg (2007)	Prêmio salarial	Produção, tamanho (capital), qualificação, produtividade	Diferença-in-diferença	Reino Unido	Positivo
Chintrakarn, Herzer e Nunnenkamp (2012)	Desigualdade de renda nos estados dos EUA	Não	Painel (Cointegração)	EUA	Negativo
Driffield e Girma (2003)	Salário	<i>Lag</i> dependente, produtividade, capital, área assistida	Painel dinâmico (GMM)	Reino Unido	Positivo
Asteriou, Dimelis e Moudatsou (2014)	Desigualdade de renda	Nível de educação, gastos P&D, ICT, GDP, emprego, exportações em alta tecnologia, abertura, volume no mercado de ações	Dados em painel: FE, GMM	União Europeia	Positivo
Mahaylova (2015)	Desigualdade de renda	Educação, PIB <i>per capita</i> , inflação, gasto público em consumo, estrutura produtiva	Dados em painel	Europa Central e Oriental	Positivo/negativo
Herzer, Hühne e Nunnenkamp (2014)	Desigualdade de renda	Escolaridade, PIB <i>per capita</i> , crescimento PIB	Dados em painel	América Latina	Positivo/nenhum
Mah (2013)	Desigualdade de renda do salário	Abertura comercial, tarifa, gastos do governo	MQO dinâmico	China	Negativo/nenhum
Franco e Gerussi (2013)	Desigualdade de renda	Exportação/importação, educação, PIB <i>per capita</i> , estrutura (serviços), inflação	Painel (FE) e dinâmico (GMM)	Dezessete países	Negativo/não conclusivo
McLaren e Yoo (2017)	Padrão de vida	Níveis de escolaridade, empregos em firmas estrangeiras, urbano, tamanho do domicílio	MQO/IV	Vietnã	Positivo/negativo

(Continua)

(Continuação)

Artigo	Variável dependente	Variáveis de controle	Método	Amostra	Efeitos do IED sobre: desigualdade/ salário
Arbache (2004)	Prêmio salarial	Educação, experiência, permanência (meses), <i>dummies</i>	MQO, FE	Brasil	Positivo
Hiratuka e Fracalza (2006)	Salários	Produtividade, tamanho, rotatividade, escolaridade, origem do capital, idade empregado, permanência, <i>dummies</i>	Dados em painel, diferença-in-diferença	Brasil	Positivo

Elaboração dos autores.

Obs.: P&D – pesquisa e desenvolvimento; ICT – tecnologia da informação e comunicação; GDP – *gross domestic product*; PIB – produto interno bruto; MQO/IV – mínimos quadrados ordinários/variáveis instrumentais; GMM – método dos momentos generalizados; FE – efeitos fixos.

3 MODELO TEÓRICO

O modelo apresentado nesta seção é baseado na construção teórica apresentada por Figini e Görg (2011), que permite analisar se o IED tem algum efeito positivo ou negativo na desigualdade dos salários. Essa abordagem, com um processo de tecnologia de propósito geral (GPT),⁸ descreve o efeito da aprendizagem social sobre o crescimento econômico e o efeito das diferenças nos níveis de habilidades dos trabalhadores sobre a produção agregada e os salários na economia.

Neste modelo supõe-se que a quantidade de pesquisa em cada setor é dada por uma dotação fixa de trabalhador especializado em pesquisa. Assim, a dinâmica será resultado dos efeitos da aprendizagem social na taxa de recompensa para a eficiência. A produção agregada em qualquer ponto no tempo é produzida pelo trabalho de acordo com a tecnologia de retornos constantes. O modelo teórico apresentado por Figini e Görg (2011) tem a estrutura apresentada na equação (1):

$$Y = \left\{ \int_0^1 A_i^\alpha x_i^\alpha di \right\}^{1/\alpha}, \quad 0 \leq \alpha \leq 1, \quad (1)$$

em que Y é o produto agregado, e x_i é o único fator de produção usado para produzir o bem intermediário no setor i . A é um parâmetro tecnológico e representa a tecnologia de produção. Sendo $A = 1$ se a tecnologia antiga é utilizada e $A > 1$ se a nova tecnologia for usada, ou seja, o parâmetro de tecnologia A é aumentado por um fator constante δ no caso de nova tecnologia. No *status quo*, a economia

8. A sigla GPT trata-se da abreviação do modelo General Purpose Technology (Figini e Görg, 2011).

usa apenas a tecnologia antiga, enquanto as novas são introduzidas por meio da inovação em um GPT.

As etapas desse desenvolvimento consistem em: i) descoberta do GPT; ii) aquisição por parte da empresa de um modelo para basear a experimentação; e iii) descoberta da empresa sobre como implementar o GPT em seu setor específico. Assim, todos os setores estão em um dos três estados: os que ainda não adquiriram um modelo; aqueles que têm um modelo, mas ainda não descobriram como implementá-lo; e os que conseguiram fazer a transição para o novo GPT.

Nesse arcabouço, a probabilidade de sucesso da inovação depende da proporção de trabalhadores qualificados (que experimentam a nova tecnologia no setor de inovação) para trabalhadores não qualificados (que são assumidos para produzir usando a tecnologia antiga).

Com esse modelo, tem-se que, na primeira fase, a desigualdade salarial se manteria ainda baixa, pois as empresas precisam de mão de obra qualificada para realizar a pesquisa necessária à descoberta do modelo da nova GPT e ao experimento da nova tecnologia. Porém, visto que a mão de obra disponível ainda não está familiarizada com a nova tecnologia, o processo continua dependente da tecnologia antiga.

Também no início do processo, a quantidade de investimento em inovação ainda é muito pequena para absorver o fornecimento de mão de obra qualificada, que é principalmente empregada no setor de tecnologia antiga. Dessa forma, a procura de mão de obra qualificada é baixa, fazendo com que tanto o trabalho assalariado qualificado quanto o não qualificado recebam um salário próximo. Assim, a desigualdade salarial ainda se manteria baixa.

Na etapa seguinte, as empresas que implementam com sucesso a nova tecnologia exigem apenas mão de obra qualificada. Dado esse tempo de ajuste do processo, todas as empresas avançam para o estágio dois e usam a nova tecnologia para fins de produção. Então, é nesse processo de transição que a demanda por mão de obra qualificada aumenta, levando à segmentação do mercado de trabalho, passando a ser paga com um salário mais elevado, implicando o aumento da desigualdade salarial.

Ao término do período de ajuste, acontece a redução da desigualdade salarial, pois todas as empresas se movem para o estágio dois. Figini e Görg (2011) argumentam que a entrada do IED possibilita que primeiramente a multinacional introduza novas tecnologias no país, aumentando a desigualdade entre trabalhadores qualificados e não qualificados; e, num segundo momento, à medida que mais IED flui para a economia, as empresas domésticas seguem imitando as tecnologias de produção mais avançadas utilizadas nas multinacionais. Isso, portanto, reduz a diferença entre os salários pagos pelas empresas domésticas em relação às de capital estrangeiro. Assim, o impacto final do IED na desigualdade salarial é negativo.

4 APRESENTAÇÃO DESCRITIVA

4.1 Dados

Nesta pesquisa foi utilizada a Pesquisa Industrial Anual (PIA), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que apresenta um conjunto de informações econômicas para os diversos setores da indústria brasileira. Nesta base foram obtidos os dados para cálculo da produtividade e tamanho. Os dados sobre IED foram obtidos junto ao Censo de Capitais Estrangeiros realizado pelo Banco Central do Brasil (Bacen). Os índices de Gini e Theil e escolaridade foram calculados a partir da base de microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo IBGE. O coeficiente de exportação (importação) foi obtido junto à Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex). O período em análise compreende os anos de 2007 a 2014 devido à compatibilidade das informações disponíveis, pois algumas delas tiveram alterações metodológicas, como a adoção da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) 2.0.

Quanto aos setores, dos 23 grupos de atividades da indústria de transformação, a pesquisa contemplará dezenove, em virtude da necessidade de compatibilização e motivação para obtenção de um painel de dados balanceado (mesmo número de observações para setores e anos). Os setores são referentes à fabricação de: produtos alimentícios; bebidas; produtos do fumo; produtos têxteis; produtos de madeira; celulose, papel e produtos de papel; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; produtos farmoquímicos e farmacêuticos; produtos de borracha e de material plástico; produtos de minerais não-metálicos; metalurgia; produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos; equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; máquinas e equipamentos; veículos automotores, reboques e carrocerias; outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores; e produtos diversos.

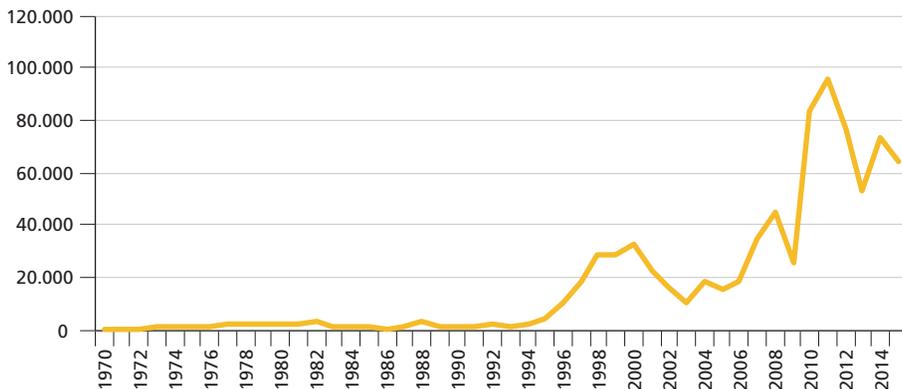
Considerando o número de observações disponíveis para os anos de 2007 a 2014, foram realizadas três filtragens nos microdados da PNAD (tabela A.1 do apêndice A) para que se mantivessem apenas as observações condizentes com o perfil do trabalhador de interesse da pesquisa – portanto, aquelas pessoas que atendessem à definição de População Economicamente Ativa (PEA). Desse perfil obtido após as delimitações explicitadas, excluíram-se da amostra todos os trabalhadores cujo grupamento da atividade principal não era a indústria de transformação, sendo selecionados os trabalhadores a partir do código de atividade do trabalho único ou principal do entrevistado.

4.2 IED e desigualdade de renda na indústria de transformação

Nesta seção apresenta-se a evolução do IED no Brasil e o comportamento do Índice de Gini para os principais setores receptores de IED. Ademais, busca-se verificar alguma correlação preliminar entre as duas variáveis.

Como pode ser observado no gráfico 1, que apresenta a evolução do investimento estrangeiro no Brasil desde os anos 1970, o país tem registrado um alto ingresso de IED nos últimos anos, e esses valores se mantiveram crescentes mesmo em períodos de crise.

GRÁFICO 1
IED no Brasil (1970-2014)
(Em US\$ 1 milhão)



Fonte: Unctad Statistics (2017). Disponível em: <<https://unctadstat.unctad.org>>. Acesso em: 11 jul. 2017.
Elaboração dos autores.

Em 1973, houve o primeiro registro de maior ingresso desses recursos no Brasil, o montante de US\$ 1,180 bilhão, chegando a aproximadamente US\$ 1,910 bilhão em 1980. A partir de 1994, com o plano real e, portanto, a economia brasileira apresentando maior estabilidade econômica, nota-se um maior crescimento da entrada desses recursos, alcançando em 1994 US\$ 2,149 bilhões. Com o nível de estabilidade econômica apresentado, a economia brasileira passou a ser cada vez mais o destino do IED, chegando ao ápice em 2011 de US\$ 96,152 bilhões.

Conforme apresentado no gráfico 1, nos anos de 2000, 2008, 2011 constam os picos em volume de IED no Brasil. Dessa forma, como este estudo abarca o período 2007 a 2014, contempla-se o período que registra o maior pico do influxo de IED (2011). Após esse ano verificou-se uma queda na entrada do IED no Brasil, embora mantida em patamares elevados para os padrões históricos.

No âmbito setorial, no período analisado, os setores da indústria de transformação que mais receberam IED foram os relacionados à fabricação de: metalurgia; produtos alimentícios; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; veículos automotores, reboques e carrocerias; bebidas; equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos.

Em 2007, os cinco maiores receptores de IED foram referentes à fabricação de: metalurgia; produtos alimentícios; coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis; produtos químicos; e veículos automotores, reboques e carrocerias. Juntos, esses cinco setores receberam 79,5% do IED destinado a esse ramo industrial. Em 2011, destes cinco setores, apenas o setor de fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias não se manteve entre os cinco maiores receptores do IED, substituído pelo setor de fabricação de bebidas, que juntos representaram 79,6% do total. Em 2014, entre os cinco maiores receptores mantiveram-se os setores de fabricação de: veículos automotores, reboques e carrocerias; metalurgia; produtos químicos; e produtos alimentícios. O setor que aumentou a sua participação foi o de Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos, recebendo juntos 68,4% do IED destinado à indústria de transformação.

Quanto ao índice de Gini, os resultados contabilizados para a população economicamente ativa e o rendimento do trabalho principal, mostram que a média de desigualdade na indústria de transformação para os anos de 2007, 2011 e 2014 foram 0,42, 0,39 e 0,38, respectivamente, portanto uma redução da desigualdade. Na tabela 1 constam os resultados do Índice de Gini como indicador de desigualdade de rendimentos e o IED recebido por cada setor, nos anos 2007, 2011 e 2014.

TABELA 1
Índice de Gini e IED¹ por setor da indústria de transformação

Setor	Divisões de atividades segundo sua fabricação	Gini			IED (US\$ 1 milhão)		
		2007	2011	2014	2007	2011	2014
10	Produtos alimentícios	0,37	0,36	0,34	1.751,71	3.063,58	1.547,15
11	Bebidas	0,43	0,38	0,31	68,56	4.265,02	19,45
12	Produtos do fumo	0,58	0,51	0,36	6,32	65,81	40,70
13	Produtos têxteis	0,40	0,32	0,32	90,01	42,35	131,23
16	Produtos de madeira	0,35	0,30	0,29	39,32	294,68	39,98
17	Celulose, papel e produtos de papel	0,42	0,37	0,41	476,91	387,21	520,12
19	Coque, produtos derivados do petróleo e biocombustíveis	0,47	0,41	0,43	1.643,59	1.800,62	625,44
20	Produtos químicos	0,48	0,47	0,52	1.378,29	2.225,97	2.176,45
21	Produtos farmoquímicos e farmacêuticos	0,52	0,52	0,47	160,36	302,51	861,73
22	Produtos de borracha e de material plástico	0,36	0,33	0,35	494,24	1.101,69	678,26
23	Produtos de minerais não-metálicos	0,38	0,34	0,31	454,20	1.551,25	212,27
24	Metalurgia	0,39	0,38	0,38	4.699,46	7.214,52	2.387,45
25	Produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	0,36	0,32	0,32	50,51	177,53	396,19
26	Equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	0,45	0,44	0,41	159,07	975,26	1.528,12

(Continua)

(Continuação)

Setor	Divisões de atividades segundo sua fabricação	Gini			IED (US\$ 1 milhão)		
		2007	2011	2014	2007	2011	2014
27	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	0,39	0,36	0,37	384,80	607,20	1.019,74
28	Máquinas e equipamentos	0,42	0,36	0,36	428,37	616,08	814,05
29	Veículos automotores, reboques e carrocerias	0,42	0,40	0,39	860,84	1.395,01	2.913,87
30	Outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	0,44	0,42	0,45	16,64	125,36	229,29
32	Produtos diversos	0,44	0,38	0,35	123,51	79,45	238,48
ρ (correlação IED x Gini)		-0,29	-0,03	0,55			

Fontes: PNAD/IBGE (2007; 2011; 2014), disponível em: <<https://bit.ly/3u6v7zQ>>; e Bacen (2017), disponível em: <<https://bit.ly/3g51uGA>>.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ IED ingresso por setor CNAE 2.0 do CEB/Bacen 2014.

Considerando a amostra de dados para os dezenove setores da indústria de transformação em relação à variável Gini e ao IED, foram selecionados para a tabela 1 apenas os dados referentes aos anos de 2007, 2011 e 2014, pois apresentam um “retrato” do início, meio e fim do período em análise.

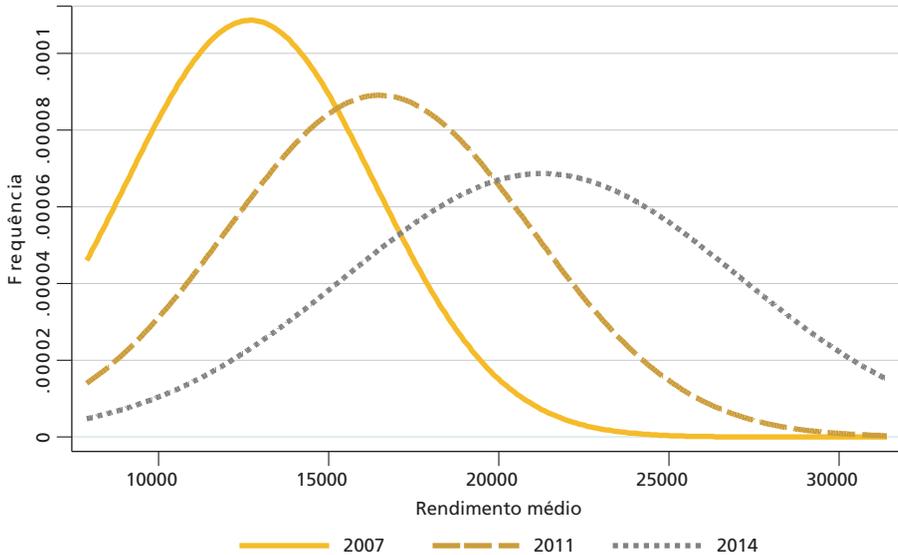
Constata-se, a partir dos dados da tabela 1, que somente os setores vinte e trinta – que correspondem às atividades de fabricação de produtos químicos e fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores – tiveram aumento da desigualdade de salários para o período analisado.

Em relação à entrada de IED, houve um aumento no número de setores da indústria de transformação que passaram a receber mais IED no ano de 2014. Constata-se que 10% dos setores tiveram aumento da entrada de IED e da desigualdade de salários simultaneamente, medido pelo Índice de Gini, quais foram: Fabricação de produtos químicos e Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores. Portanto, dos dezenove setores analisados apenas para estes dois notou-se uma relação simultânea de crescimento.

O gráfico 2 permite visualizar a dinâmica da distribuição dos rendimentos médios intra-industriais (anuais), apresentando os valores deflacionados (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA) para os anos 2007, 2011 e 2014. No gráfico 2 apresenta-se a distribuição da renda dentro da indústria de transformação.

GRÁFICO 2

Distribuição do rendimento médio anual na indústria de transformação



Fonte: PNAD (2007; 2011; 2014). Disponível em: <<https://bit.ly/3u6v7zQ>>.
Elaboração dos autores.

Conforme o gráfico 2, verifica-se que houve mudança na distribuição e no valor dos rendimentos para a indústria de transformação. Como mostram Menezes Filho, Campos e Komatsu (2014), este segmento econômico é um dos setores em que, nos anos 2000, a variação média dos salários foi superior à evolução da produtividade do trabalho. Ao observar o deslocamento das curvas percebe-se que há mais trabalhadores ganhando uma renda superior em 2014 em relação aos anos anteriores.

Para analisar a relação entre IED e desigualdade faz-se necessário o controle de outros efeitos, do qual algumas variáveis consistem em: escolaridade (*proxy* para qualificação), coeficiente de exportação, tamanho e produtividade. A variável receita total é a *proxy* para tamanho do setor. A produtividade é uma variável de controle importante (Hiratuka e Fracalanza, 2006), e a metodologia adotada para seu cálculo foi a mesma utilizada por Squeff e Negri (2014),⁹ calculada como a razão entre o valor adicionado e o pessoal ocupado, ambos os dados obtidos na PIA. A escolaridade está medida em anos de estudo, filtragem realizada para os microdados da PNAD, em que foram selecionados os anos de estudo do pessoal da amostra por setor de atividade e considera-se importante a variável de controle pela literatura (Figini e Görg, 2011).

9. $X_t^i = Y_t^i / L_t^i$, em que Y é o valor adicionado e L é o total de pessoal ocupado no setor i e ano t .

O panorama geral permite observar que, nos períodos em que se registrou aumento do IED, ocorreram também uma redução do índice de Gini dos setores, o que pode sugerir uma possível relação negativa entre estas variáveis, que será testada a seguir.

5 PROCEDIMENTO EMPÍRICO

5.1 Especificação empírica

A desigualdade salarial, variável dependente, será representada pelos Índices de Gini e Theil, calculados para o rendimento salarial dos trabalhadores dentro de cada setor da indústria de transformação.

Para analisar o impacto do IED sobre a desigualdade de renda (salarial), especificamente dentro dos setores da indústria de transformação brasileira, propõe-se uma especificação empírica com base no modelo de Figini e Görg (2011), conforme equação (2):

$$Desigualdade_{it} = \alpha + \beta_1 \ln IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + \mu_i + e_{it}, \quad (2)$$

em que *desigualdade* é a medida de desigualdade (Gini, Theil) no setor *i* no ano *t*; IED (em ln) é a variável que representa o influxo de investimento estrangeiro direto no setor *i* no ano *t*; *X* é um conjunto de variáveis de controle; μ_i representa efeitos fixos não observáveis dos setores; e e_{it} é o termo de erro.

Seguindo a literatura apresentada, dentre as variáveis de controle utilizadas para cada setor, está a *escolaridade média* dos trabalhadores, que, conforme Figini e Görg (2011), controla principalmente o lado da oferta do mercado de trabalho. Se a oferta de trabalho qualificado for restrita, maiores níveis de escolaridade geram maiores salários e, portanto, impacta a desigualdade de renda (do trabalho), esperando-se um sinal positivo do coeficiente desta variável. Ademais, o *coeficiente de exportação* representa integração internacional do setor. Conforme as teorias tradicionais de comércio internacional, por exemplo Heckscher-Ohlin, os países exportam bens que empregam relativamente o fator mais abundante; no caso de países em desenvolvimento, há a tendência para bens intensivos em trabalho pouco qualificado, logo, espera-se coeficiente com sinal negativo (Franco e Gerussi, 2013). A variável *produtividade* representa maior eficiência e espera-se que, em setores (empresas) mais produtivos, os salários sejam maiores. Por sua vez, o *tamanho* (valor total das vendas) visa captar o efeito escala nos setores. O modelo é estimado usando um painel balanceado.

No entanto, pode-se considerar que existe um processo de inércia (persistência) temporal na desigualdade de renda nos setores. Nesse caso, o passado de desigualdade tem um “peso” sobre a desigualdade no presente (Reuveny e Li, 2003; Rodriguez-Pose, 2012), que é representado pela presença da variável dependente defasada entre

as explicativas. Para a estimativa dinâmica (GMM-System) com um *Lag* da variável de desigualdade (Gini e Theil), entre as explicativas, apresenta-se a equação (3):

$$Desigualdade_{it} = \alpha + \delta Desigualdade_{it-1} + \beta_1 \ln IED_{it} + \beta_2 \sum X_{it} + \mu_i + e_{it}, \quad (3)$$

sendo $\delta < 1$. Justifica-se a preferência por esse método de estimação, dinâmico GMM, dado que, além de corrigir o viés dos efeitos fixos da equação (2), elimina a potencial endogeneidade a qual pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis independentes (Baltagi, Demetriades e Law, 2009). Nessa linha, Franco e Gerussi (2013, p. 1138) argumentam que o “método para lidar com o problema da endogeneidade do *lag* da variável dependente e das variáveis independentes é o método dos momentos generalizados (GMM), em particular o estimador GMM *system*”. Em alternativa ao índice de Gini, o índice de Theil foi utilizado para verificar quão robustos são os resultados com a medida utilizada.

As estimativas são validadas pelo teste de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o teste de validade dos instrumentos é o de Sargan e Hansen. Foram usados como instrumentos as variáveis: produtividade (*ln*) e *lag* das variáveis IED e escolaridade. Também, o *lag* das variáveis Gini e Theil são usados como instrumentos nas tabelas 3 e A.3 (apêndice A), respectivamente. Por fim, feita essa breve apresentação da especificação empírica a ser utilizada, na próxima seção apresenta-se o procedimento de dados em painel.

5.2 Procedimento de dados em painel

O procedimento de dados em painel reúne vantagens por considerar variabilidade entre as unidades (setores) e temporal. Considerando que as variáveis desta pesquisa podem apresentar potencial endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis independentes, e dada a inclusão do *lag* da variável dependente entre as explicativas (Baltagi, Demetriades e Law, 2009), entende-se que o estimador GMM se apresenta como um procedimento adequado a esta pesquisa.

Conforme Arellano e Bond (1991) argumentam, tem-se o modelo de dados em painel dinâmico dado pela equação (4):

$$y_{it} = y_{it-1} + x_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (4)$$

Para Baltagi (2005), ao estimar pelo método em diferença tem-se a equação (5):

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}). \quad (5)$$

Quando $t = 3$, o primeiro período em que observamos essa relação, tem-se:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}). \quad (6)$$

Assim, a equação (6) apresentada em Baltagi (2005) justifica a validade de y_{i1} como instrumento à medida que está fortemente correlacionado com $(y_{i2} - y_{i1})$, mas não correlacionado com $(v_{i3} - v_{i2})$.

Para checar o ajuste das estimativas, os testes de Sargan e de Hansen devem ser aplicados para verificar a validade dos instrumentos escolhidos. Quanto aos erros, η_{it} , a estimativa GMM-dif produz erros correlacionados de primeira ordem. Arellano e Bond (1991) apresentam um teste de hipótese em que não há correlação serial de segunda ordem dos distúrbios da equação de primeira diferença. Nesse teste não se rejeita a hipótese nula de correlação dos erros de primeira ordem (AR1), mas rejeita-se a correlação de ordem superior.

Blundell e Bond (1998) apresentam como sugestão estimar um sistema de equações utilizando GMM *system* (GMM-sys). Nesse sistema, utilizam-se tanto a equação em primeira diferença quanto a equação em nível com as primeiras diferenças das variáveis como potencial instrumento para essa equação.

Por fim, após essa breve apresentação do procedimento empírico a ser utilizado, na próxima seção apresentam-se os resultados.

6 ESTIMATIVAS E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados das estimativas baseadas das equações (2) e (3), em que se utiliza o procedimento econométrico de dados em painel estático e dinâmico. Realizadas as primeiras estimativas, foi aplicado o teste de Hausman para definir qual procedimento é mais adequado, e o valor encontrado para o teste Qui-quadrado (χ^2) é de 106,18 com uma probabilidade de $P(0,00)$ que aponta para o procedimento de efeitos fixos.

Inicialmente, foram estimadas regressões considerando efeitos fixos, e os resultados apresentados na tabela 2 demonstram que a variável IED não se apresenta como sendo estatisticamente significativa para afetar a desigualdade, tanto para o modelo em que a variável dependente é o Coeficiente de Gini, como quando utilizado o Índice de Theil. Esse resultado sugere um efeito neutro do IED sobre a desigualdade. Mesmo controlando os efeitos não observáveis, esses resultados podem refletir problemas de endogeneidade¹⁰ presentes nas estimativas.

Quanto às variáveis de controle, observa-se que apenas a produtividade é estatisticamente significativa e se apresenta com sinal negativo. De acordo com Card *et al.* (2016), Hu e Jefferson (2002) e Jeon, Park e Ghauri (2013), a entrada de investimentos estrangeiros pode resultar no aprimoramento da eficiência organizacional das empresas locais, por meio da aquisição de conhecimento de

10. Para checar se esse problema está presente, pode-se usar o teste endogeneidade de Wu-Hausman conforme o procedimento apresentado por Adkins e Hill (2011).

empresas estrangeiras. Além dos benefícios que podem ocorrer quando empresas estrangeiras de outros setores criam vínculos que incentivam os fornecedores locais a atualizar sua gestão e tecnologia, reforçar a concorrência – e, conseqüentemente, as tendências crescentes na dispersão da produtividade entre as empresas – reduz a desigualdade salarial entre os trabalhadores.

TABELA 2
Painel (*within*): IED e desigualdade de salários – variável dependente: Gini e Theil

Variáveis	Gini	Gini	Gini	Theil	Theil
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
IED (Ln)	-0.00279 (0.0030)	-0.00323 (0.0021)	-0.00680 (0.0132)	-0.00579 (0.0049)	-0.00778 (0.0296)
IED ² (Ln)			0.00009 (0.0004)		-0.00037 (0.0009)
Escolaridade	0.09720 (0.0937)	0.0722 (0.0889)	0.0735 (0.0892)	-0.0325 (0.3010)	-0.0375 (0.2990)
Produtividade (Ln)	-0.10923 (0,0203)	-0.1310* (0.0683)	-0.1320* (0.0692)	-0.3030** (0.1440)	-0.3000* (0.1460)
Coef exportação	-0.00001 (0.0007)	0.0000146 (0.0006)	-0.000004 (0.0006)	-0.000736 (0.0019)	-0.000665 (0.0019)
Coef importação		-0.00016 (0.00139)	-0.00015 (0.00139)	0.00013 (0.00298)	0.0001 (0.00293)
Tamanho (Ln)		0.0254 (0.0527)	0.0253 (0.0527)	0.118 (0.120)	0.119 (0.120)
Constante	0.710* (0.1881)	0.417 (0.601)	0.452 (0.622)	-0.266 (1.193)	-0.401 (1.140)
Efeitos fixos	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	0.261	0.267	0.267	0.202	0.202
Número de setores	19	19	19	19	19
Observações	152	152	152	152	152

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Significantes ao nível: *** 1%, ** 5%, * 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Para contornar os potenciais problemas dos resultados da tabela 2, por exemplo a endogeneidade que pode surgir da correlação dos efeitos específicos dos setores com as variáveis, foram realizadas estimativas dinâmicas (GMM-Sys) que levam em consideração o problema de endogeneidade (Dias, Dias e Lima, 2009) e inércia temporal da desigualdade. Assim, foi estimado um painel dinâmico (GMM-Sys) com um *Lag* da variável de desigualdade entre as explicativas. Os resultados são apresentados na tabela 3.

O coeficiente da variável dependente defasada Gini é significativo e com sinal esperado, nesse caso, sugerindo um processo de inércia temporal na desigualdade de renda nos setores, ou seja, o passado de desigualdade tem um “peso” sobre a desigualdade no presente (Rodríguez-Pose, 2012).

Na tabela 3, observa-se inicialmente (regressão 1) que quando controla o efeito da produtividade, o IED é estatisticamente significativo em nível (t), mas não é estatisticamente significativo com uma defasagem (t-1). Já na regressão (3), quando inclusa a variável IED quadrática, ambos são significativos, sendo a variável quadrática a apresentar coeficiente positivo em linha com a literatura (Franco e Gerussi, 2013). No entanto, a soma dos efeitos (nível e quadrático) é negativa, ou seja, impacta reduzindo a desigualdade da renda do salário. Ainda, quanto à estimativa quadrática do IED, a regressão (3) confirma a existência do efeito não linear da variável IED. As estimativas (2 e 4) mostram a estabilidade sinal do coeficiente da variável IED.

TABELA 3

Modelo dinâmico: IED e desigualdade de renda (rendimento do trabalho principal) – variável dependente: Gini

Variáveis	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gini _{t-1}	0.413*** (0.117)	0.415*** (0.147)	0.470*** (0.170)	0.393*** (0.109)
IED (Ln)	-0.0114** (0.00577)	-0.0115*** (0.00414)	-0.0729** (0.0305)	-0.0125*** (0.00438)
IED _{t-1} (Ln)	0.00268 (0.00489)	0.00289 (0.00629)		0.00271 (0.00583)
IED ² (Ln)			0.00168** (0.000798)	
Escolaridade (Ln)	0.433** (0.174)	0.421*** (0.144)	0.384*** (0.135)	0.386* (0.201)
Coefficiente das exportações	0.00391 (0.00278)	0.00383 (0.00317)	0.00303 (0.00330)	0.00390 (0.00294)
Produtividade (Ln)	-0.00214 (0.0431)			
Concentração ¹				0.0295 (0.0769)
Constant	-0.669* (0.365)	-0.653** (0.284)	0.0324 (0.367)	-0.550 (0.421)
AR2 (Arellano-Bond)	0,96	0,94	0,56	0,93
Sargan	0,15	0,18	0,20	0,14

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Hansen	0,90	0,88	0,97	0,86
Hansen-Dif	0,75	0,76	0,84	0,95
Setores	19	19	19	19
Observações	133	133	133	133

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Concentração: é uma *dummy* igual a 1 para os sete setores concentradores de IED (setor acima de 5% de *market share* e que juntos concentram mais de 70% do IED). Foram usados como instrumentos as variáveis: *lag* das variáveis Gini(t-3), IED, escolaridade e produtividade (ln).

Obs.: 1. Significantes ao nível: *** 1%, ** 5%, * 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Considerando que o efeito do aumento do IED na desigualdade está relacionado à sua capacidade de ser um canal de transferência de tecnologias que pode gerar demanda por mão de obra qualificada, deve-se considerar que, no caso de uma economia em desenvolvimento, como a situação brasileira, a capacidade de fornecer essa mão de obra mais qualificada é limitada. Dado o nível de capital humano disponível, ocorrerá um aumento dos salários dos trabalhadores qualificados, ou seja, desigualdade. No entanto, Pecora e Menezes-Filho (2014) mostram que esse diferencial se reduziu na primeira década dos anos 2000.

Conforme o modelo teórico, as empresas domésticas também irão aumentar os salários para garantir a mão de obra qualificada já contratada, assim, a empresa tem um período de aprendizagem da tecnologia transferida. Nesse período de transição, as empresas domésticas poderão apresentar uma melhor capacidade para adotar as novas tecnologias que são inseridas no país por meio do IED e, nesse cenário, a desigualdade de salário começará a cair. Esses resultados se apresentam de acordo com o modelo teórico e as evidências apresentadas por Figini e Görg (2011), bem como com a literatura empírica (Wu e Hsu, 2012; Franco e Gerussi, 2013).

Quanto às variáveis de controle, os coeficientes da variável *escolaridade* se apresentaram como estatisticamente significantes e com sinal positivo. Esses resultados demonstram estabilidade às diferentes especificações e sugerem que os setores, ao empregar trabalhadores com maior nível de qualificação a um salário médio mais alto, aumentam a desigualdade de renda (do salário) intra-setorial. Estes resultados são consistentes com a literatura empírica (Driffield e Girma 2003; Herzer, Hühne e Nunnenkamp 2014).

O coeficiente do indicador das exportações não é estatisticamente significativo mesmo com as mudanças nas especificações. Esses resultados estão em linha com outros estudos, por exemplo Franco e Gerussi (2013). A variável produtividade (estimativa 1) não se apresentou como estatisticamente significativa para afetar a

desigualdade. Esse resultado pode refletir o fato de que setores com maior presença de IED (multinacionais), em média, já remuneraram melhor. Por exemplo, o setor automotivo foi um dos grandes geradores de empregos relacionados a multinacionais, como mostram Ribeiro e Silva Filho (2013), e essas empresas possuem maior nível de remuneração, conforme Hiratuka e Fracalanza (2006).

Visando captar os efeitos da concentração do IED, construiu-se uma *dummy* que é igual a 1 para os sete setores que receberam a maior parte do ingresso de IED anualmente. Esses setores concentraram mais de 70% da entrada de IED na indústria de transformação no ano de 2014 e zero para os demais setores. Wei, Yao e Liu (2009) argumentam que a distribuição desigual do IED tem impacto positivo sobre a desigualdade regional de renda na China. O coeficiente estimado para essa *dummy* não se apresentou como sendo estatisticamente significativo. Dessa forma, a concentração do IED em alguns setores, na média, não afeta a desigualdade de renda intra-setorial na indústria brasileira de transformação. Outras potenciais variáveis omitidas têm o efeito mitigado pela especificação dinâmica, que inclui o *lag* da desigualdade entre as explicativas. Como expõe Reuveny e Li (2003), a inclusão desse *lag* da desigualdade ajuda controlar o potencial efeito de variáveis estruturais omitidas.

Os testes de especificação dos resultados, na tabela 3, mostram que as estimativas são válidas, dadas as estatísticas apresentadas pelos testes de autocorrelação de Arellano-Bond (AR2) e o de validade dos instrumentos de Sargan e Hansen.

Para checar e verificar a robustez das equações estimadas, constam, na tabela A.3 (apêndice A), os resultados de novas estimações substituindo a variável dependente Gini pelo índice de Theil como uma segunda medida de desigualdade. Assim, as regressões da tabela A.3 (apêndice A) replicam as estimativas das equações da tabela 3, alterando a variável dependente. Os resultados, em geral, apresentam coeficientes semelhantes em termos de sinal esperado e significância estatística quanto à variável de interesse que é o IED.

Em suma, os resultados das estimativas deste estudo sugerem que, na média, o IED tem uma relação negativa com a desigualdade da renda salarial intra-setor, apresentando um coeficiente negativo e estatisticamente significativo; no entanto, essa relação pode ser não linear. Controlando outros efeitos, variações positivas na entrada de IED podem colaborar para reduzir a desigualdade de salários considerando os setores da indústria de transformação. Estes resultados são consistentes com a estrutura teórica e apresentam novas evidências para a literatura nacional.

Adicionalmente, é importante ressaltar umas principais limitações deste estudo: esta pesquisa é baseada em dados dos setores da indústria. Para novas etapas na agenda de pesquisa, espera-se obter dados desagregados, preferencialmente em nível de firmas. Isso permitirá uma análise da dinâmica de transição, principalmente sobre IED, não só para a indústria como também para o setor de serviços.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa buscou-se analisar a relação entre IED e desigualdade salarial dentro de cada setor da indústria brasileira de transformação. A análise tem como base o modelo empírico apresentado por Figini e Görg (2011) e utiliza o procedimento de dados em painel estático e dinâmico para alcançar o objetivo. Além da inclusão da variável dependente defasada entre as explicativas, são controladas outras características dos setores como nível de escolaridade dos trabalhadores, produtividade, coeficiente de exportação, concentração e efeitos fixos. Foram analisados dezenove setores da indústria de transformação para o período de 2007 a 2014. Além do impacto direto do IED sobre a desigualdade, testou-se também se o IED apresenta efeitos não lineares sobre a desigualdade.

Este estudo contribui para a literatura nacional ao analisar empiricamente a relação entre influxo de IED e desigualdade de renda (do salário) dentro dos setores. Alternativamente às pesquisas existentes que, em geral, analisam o prêmio salarial, nesta investigação foram construídos índices de desigualdade de Gini e Theil a partir dos dados dos trabalhadores em cada setor (CNAE 2.0) da indústria em análise, além de controlar a persistência da desigualdade.

Inicialmente foram realizadas estimativas do modelo estático controlando as características dos setores e efeitos fixos. Os resultados encontrados (tabela 2) utilizando esse procedimento indicaram que o IED não é estatisticamente significativo, ou seja, é neutro em relação à desigualdade de renda. Como esses resultados podem sofrer com problemas de endogeneidade oriunda de alguma variável omitida, recalculou-se o modelo empírico pelo procedimento dinâmico (GMM) com a inclusão do *lag* da variável dependente entre as explicativas.

A partir das estimativas dinâmicas (tabela 3), pode-se observar que esse procedimento confirma a existência de inércia na desigualdade de renda nos setores, que representam políticas passadas que afetaram a desigualdade. Consta-se esse efeito por meio do coeficiente da variável dependente defasada medida pelos coeficientes de $Gini_{t-1}$ e $Theil_{t-1}$, que se mostraram estatisticamente significantes.

Com relação ao IED, pode-se observar que apresenta sinal negativo e é estatisticamente significativo em todas as estimativas após controlar para inércia da desigualdade, capital humano, produtividade, exportações e concentração. Esse resultado indica, portanto, que a entrada de IED pode colaborar para redução da desigualdade. Vale ressaltar que esse efeito é não linear conforme o termo quadrático que é estatisticamente significativo. Em relação às variáveis de controle, vale destacar os coeficientes para a variável escolaridade, que se apresentou como sendo estatisticamente significativo e com sinal positivo, indicando a existência de algum nível de prêmio salarial para qualificação e, conseqüentemente, efeitos positivos sobre desigualdade de renda (salarial) nos setores da indústria em análise. Ademais,

as estimativas são consistentes conforme o teste de autocorrelação, Arellano-Bond, de segunda ordem (AR2), e os testes Sargan e Hansen de validade dos instrumentos.

Em termos de políticas, os resultados alcançados nesta pesquisa indicam que, embora pequeno em termos econômicos, o impacto da entrada do IED não é neutro. Dessa forma, a formulação de políticas que visam à atração de IED são, também, políticas que auxiliam na atenuação da desigualdade de renda dos trabalhadores da indústria. Considerando os resultados agregados, estes são consistentes e poderão contribuir com as discussões sobre políticas de redução da desigualdade de renda. Ressaltando umas das principais limitações, que é análise em nível de setores, os estudos futuros deverão centrar esforços para obter análises a partir de microdados de firmas. Dessa forma será possível suscitar orientações mais específicas dentro dos setores.

REFERÊNCIAS

ADKINS, L. C.; HILL, R. C. (Org.). **Using stata for principles of econometrics**. 4th ed. New York: John Wiley & Sons, 2011. 611 p.

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

ASTERIOU, D.; DIMELIS, S.; MOUDATSOU, A. Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. **Economic modelling**, v. 36, p. 592-599, Jan. 2014.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 3rd ed. New York: John Wiley & Sons, 2005.

BALTAGI, B. H.; DEMETRIADES, P. O.; LAW, S. H. Financial development and openness: evidence from panel data. **Journal of Development Economics**, v. 89, n. 2, p. 285-296, July 2009.

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

CARD, D. *et al.* **Firms and labor market inequality: evidence and some theory**. Chicago: NBER, Nov. 2016. (Working Paper, n. 22850).

CHINTRAKARN, P.; HERZER, D.; NUNNENKAMP, P. FDI and income inequality: Evidence from a panel of US states. **Economic Inquiry**, v. 50, n. 3, p. 788-801, July 2012.

DIAS, J.; DIAS, M. H. A; LIMA, F. F. de. Os efeitos da política educacional no crescimento econômico: teoria e estimativas dinâmicas em painel de dados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 232-251, set. 2009.

DRIFFIELD, N.; GIRMA, S. Regional foreign direct investment and wage spillovers: plant level evidence from the UK electronics industry. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 65, n. 4, p. 453-474, 2003.

FELICIANO, Z. M.; LIPSEY, R. E. Foreign ownership, wages, and wage changes in US industries, 1987-1992. **Contemporary Economic Policy**, v. 24, n. 1, p. 74-91, 2006.

FIGINI, P.; GÖRG, H. Does foreign direct investment affect wage inequality? An empirical investigation. **The World Economy**, v. 34, n. 9, p. 1455-1475, 2011.

FRANCO, C.; GERUSSI, E. Trade, Foreign Direct Investments (FDI) and income inequality: empirical evidence from transition countries. **The Journal of International Trade & Economic Development**, v. 22, n. 8, p. 1131-1160, Sep. 2013.

GIRMA, S.; GÖRG, H. Evaluating the foreign ownership wage premium using a difference-in-differences matching approach. **Journal of International Economics**, v. 72, n. 1, p. 97-112, 2007.

HERZER, D.; HÜHNE, P.; NUNNENKAMP, P. FDI and income inequality: evidence from Latin American economies. **Review of Development Economics**, v. 18, n. 4, p. 778-793, Oct. 2014.

HIRATUKA, C.; FRACALANZA, P. S. Diferenciais de salário entre empresas domésticas e estrangeiras na indústria brasileira. *In*: DE NEGRI, J. A.; DE NEGRI, F.; COELHO, D. (Org.). **Tecnologia, exportação e emprego**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2006, v. 1, p. 289-313.

HU, A. G. Z.; JEFFERSON, G. H. FDI impact and spillover: evidence from China's electronic and textile industries. **The World Economy**, v. 25, n. 8, p. 1063-1076, Dec. 2002.

JEON, Y.; PARK, B. I.; GHAURI, P. N. Foreign direct investment spillover effects in China: are they different across industries with different technological levels? **China Economic Review**, v. 26, p. 105-117, 2013.

JOHANSSON, A. C.; LIU, D. Foreign direct investment and inequality: evidence from China's policy change. **The World Economy**, v. 43, n. 6, p. 1647-1664, Nov 2020.

LIPSEY, R. E.; SJÖHOLM, F. Foreign direct investment, education and wages in Indonesian manufacturing. **Journal of Development Economics**, v. 73, n. 1, p. 415-422, 2004.

MAH, J. S. Globalization, decentralization and income inequality: the case of China. **Economic Modelling**, v. 31, p. 653-658, Mar. 2013.

MCLAREN, J.; YOO, M. FDI and inequality in Vietnam: an approach with census data. **Journal of Asian Economics**, v. 48, p. 134-147, 2017.

MENEZES FILHO, N.; CAMPOS, G.; KOMATSU, B. **A evolução da produtividade no Brasil**. São Paulo: Insper, ago. 2014. (CPP Policy Paper, n. 12).

MIHAYLOVA, S. Foreign direct investment and income inequality in Central and Eastern Europe. **Theoretical & Applied Economics**, v. 22, n. 2, p. 23-42, 2015.

PECORA, A. R.; MENEZES FILHO, N. O papel da oferta e da demanda por qualificação na evolução do diferencial de salários por nível educacional no Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 205-240, jun. 2014.

REUVENY, R.; LI, Q. Economic openness, democracy, and income inequality: an empirical analysis. **Comparative Political Studies**, v. 36, n. 5, p. 575-601, June 2003.

RIBEIRO, E. J. J.; SILVA FILHO, E. B. da. Investimento externo direto no Brasil no período 2003-2012: aspectos regionais e setoriais. **Boletim de Economia e Política Internacional**, Rio de Janeiro, n. 14, p. 29-46, maio-ago. 2013.

RODRÍGUEZ-POSE, A. Trade and regional inequality. **Economic Geography**, v. 88, n. 2, p. 109-136, 2012.

SILVA FILHO, E. B. da. Trajetória recente do investimento estrangeiro e em carteira no Brasil: 2003-2014. **Boletim de Economia e Política Internacional**, Rio de Janeiro, n. 19, p. 5-20, jan.-abr. 2015.

SQUEFF, G. C.; DE NEGRI, F. Produtividade do trabalho e mudança estrutural no Brasil nos anos 2000. *In*: DE NEGRI, F; CAVALCANTE, L. R. (Org.). **Produtividade no Brasil: desempenho e determinantes**. Brasília: ABDI; Ipea, 2014. v. 1, p. 249-280.

WEI, K.; YAO, S.; LIU, A. Foreign Direct Investment and regional inequality in China, **Review of Development Economics**, v. 13, n. 4, p. 778-791, Oct. 2009.

WU, J.-Y.; HSU, C.-C. Foreign direct investment and income inequality: does the relationship vary with absorptive capacity? **Economic Modelling**, v. 29, n. 6, p. 2183-2189, Nov. 2012

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

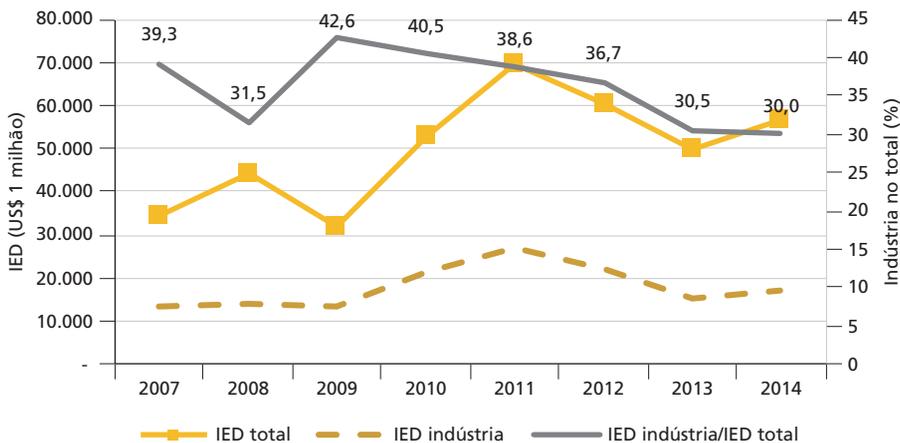
FEENSTRA, R. C.; HANSON, G. H. Foreign direct investment and relative wages: evidence from Mexico's maquiladoras. **Journal of International Economics**, v. 42, n. 3, p. 371-393, May 1997.

MALCHOW-MØLLER, N.; MARKUSEN, J. R.; SCHJERNING, B. Foreign firms, domestic wages. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 115, n. 2, p. 292-325, Apr. 2013.

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

Investimento estrangeiro direto: total do Brasil e indústria de transformação (2007-2014)



Fonte: Bacen (2017).
Elaboração dos autores.

TABELA A.1

PNAD: dados da amostra filtrada para a indústria de transformação

Ano	Observações (1 mil)	População inicial estimada (1 milhão)	Primeira filtragem	Segunda filtragem	Terceira filtragem	População final estimada (1 milhão)
			PEA (1 mil)	Empregado ¹ (1 mil)	Trabalhadores ² da indústria de transformação (1 mil)	
2007	399.964	190.1	163.954	94.523	18.032	9.475,546
2008	391.868	192.1	164.924	97.187	17.993	9.761,368
2009	399.387	194.1	168.401	98.305	17.434	9.355,761
2011	358.919	195.2	149.16	90.756	14.791	8.870,219
2012	362.451	196.9	154.122	95.13	15.726	9.441,585
2013	362.554	201.5	152.353	94.602	14.88	9.089,255
2014	362.627	203.2	156.806	96.872	14.665	9.002,254

Fonte: Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Posição do trabalho principal na semana de referência.

² De 10 anos ou mais de idade na semana de referência.

TABELA A.2
Estatística descritiva (2007-2014)

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Gini	152	0,397	0,060	0,271	0,579
Theil	152	0,328	0,104	0,129	0,813
IED (ln)	152	19,710	1,647	12,413	22,699
Produtividade (ln)	152	4,447	0,625	3,310	6,126
Escolaridade	152	10,535	1,137	7,176	13,036
Coef. exportações	152	15,661	11,727	1,000	59,000
Concentração	152	0,368	0,484	0,000	1,000

Elaboração dos autores.
Obs.: Dezenove setores.

TABELA A.3
Modelo dinâmico: IED e desigualdade de renda (rendimento do trabalho principal) –
variável dependente: Theil

Variável	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Theil _{t-1}	0.344** (0.143)	0.345** (0.154)	0.474*** (0.123)	0.323*** (0.118)
IED (Ln)	-0.0217 (0.0151)	-0.0220* (0.0115)	-0.182* (0.108)	-0.0236** (0.0113)
IED _{t-1} (Ln)	1.60e-05 (0.0123)	0.000492 (0.0145)		0.000341 (0.0141)
IED ² (Ln)			0.00433* (0.00265)	
Escolaridade (Ln)	1.092** (0.458)	1.061*** (0.339)	0.993*** (0.317)	0.965** (0.395)
Coeficiente das exportações	0.00780 (0.0058)	0.00763 (0.00656)		0.00801 (0.00597)
Produtividade	-0.00594 (0.1050)			
Concentração ¹				0.0573 (0.106)
Constant	-2.029** (0.937)	-1.984*** (0.672)	-0.292 (1.092)	-1.741** (0.743)

(Continua)

(Continuação)

Variável	GMM-SYS			
	(1)	(2)	(3)	(4)
AR2	0,275	0,42	0,27	0,37
Sargan	0,568	0,62	0,19	0,58
Hansen	0,868	0,89	0,82	0,93
Hansen-Dif	0,701	0,74	0,64	0,98
Setores	19	19	19	19
Observações	133	133	133	133

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Concentração: é uma *dummy* igual a 1 para os sete setores concentradores de IED (setor acima de 5% de *market share* e que juntos concentram mais de 70% do IED). Foram usados como instrumentos as variáveis: *lag* das variáveis $Theil_{t-3}$, IED, escolaridade e produtividade (*ln*).

Obs.: 1. Significantes ao nível: *** 1%, ** 5%, * 10%.

2. Erros-padrão robustos em parênteses.

Originais submetidos em: jul. 2018.

Última versão recebida em: jul. 2020.

Aprovada em: out. 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

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza

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.*

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



9 770100 055040

Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA



PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL