

E C O N O M I A A P L I C A D A

BRAZILIAN IOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. $23 - n^{\circ} 2$

Abril – Junho 2019

ARTIGOS

Infraestrutura pública e crescimento dos municípios brasileiros: análise espacial entre 1970 e 2010

Graziella Magalhães Candido de Castro, Rudinei Toneto Jr.

Labor market impacts of employment quotas for the disabled in Brazil

Alexandre Gori Maia, Vinicius Gaspar Garcia

Determinantes do nascimento de empresas no Rio Grande do Sul: um modelo de dados em painel espacial, 2007-2013 Carlos Hernán Rodas Céspedes, Adelar Fochezatto

Desenvolvimento do sistema financeiro e exportações brasileiras: uma análise para o período de 1995 a 2014 Fernanda Aparecida Silva, Leonardo Bornacki de Mattos

The wage penalty of smoking in Brazil: evidence from the Special Survey on Tobacco Addiction

Marcelo Justus, Elder G. Sant'Anna, Eloá S. Davanzo, Gustavo C. Moreira

Efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos via mediação das condições socioeconômicas

Mateus Mota dos Santos, Francisca Zilania Mariano, Edward Martins Costa

Crescimento econômico e emissões de ${\rm CO}_2$ no BRICS: uma análise de cointegração em painel

Alisson Silva de Castro, Janaina da Silva Alves, Daniel Caixeta Andrade

PAPERS

Public infrastructure and growth of Brazilian municipalities: spatial analysis between 1970 and 2010

Graziella Magalhães Candido de Castro, Rudinei Toneto Jr.

Os impactos da Lei de Cotas para pessoas com deficiência no mercado de trabalho no Brasil

Alexandre Gori Maia, Vinicius Gaspar Garcia

Determinants of the Birth of Companies in Rio Grande do Sul: A Spatial Panel Data Model, 2007-2013

Carlos Hernán Rodas Céspedes, Adelar Fochezatto

Development of the financial system and brazilian exports: an analysis from 1995 to 2014

Fernanda Aparecida Silva, Leonardo Bornacki de Mattos

The wage penalty of smoking in Brazil: Evidence from the Special Survey on Tobacco Addiction

Marcelo Justus, Elder G. Sant'Anna, Eloá S. Davanzo, Gustavo C. Moreira

Effects of Parental Education on Children's School Performance through the Mediation of Socioeconomic Conditions

Mateus Mota dos Santos, Francisca Zilania Mariano, Edward Martins Costa

Economic Growth and ${\rm CO}_2$ emissions in BRICS: a panel cointegration analysis

Alisson Silva de Castro, Janaina da Silva Alves, Daniel Caixeta Andrade



APOIO:







ECONOMIA APLICADA

Vol. 23 – nº 2 Abril – Junho 2019

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Angelo Costa Gurgel Eliezer Martins Diniz

Edson Zambon Monte

Eliezer Martins Diniz Lízia de Figueirêdo Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALO/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RI

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre PerronBoston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRI

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas University of London Antônio Barros de Castro

UFRI

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman Princeton University Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRI

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson Yale University Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP Russell E. Smith Washburn University

Tomás Málaga FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



A Revista ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo. Os conceitos emitidos são de responsabilidade exclusiva do(s) autor(es). A simples remessa do trabalho implica que o(s) autor(es) concordam que, em caso de aceitação para publicação, a ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS) passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa. Revista financiada com recursos do Programa de Apoio a Publicações Científicas do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, entidade governamental brasileira promotora do desenvolvimento científico e tecnológico. Essa revista está sendo indexada por Journal of Economic Literature, versões *eletronic on line* e CD-ROM e no portal Revistas USP.

Secretaria e Divulgação: Marlene Dietrich Capa: Christof Gunkel Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramação: Caio Henrique Montoro de Lucca

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP. CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407 E-mail:revecap@usp.br

Site: http://www.usp.br/revecap

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP.

Economia Aplicada / Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo – v. 1, n. 1 – Ribeirão Preto: FEA-RP, 1997-

Trimestral

Publicado anteriormente sob responsabilidade de FEA/USP, FIPE e FEA-RP ISSN 1980-5330

1. Economia I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto. Departamento de Economia.

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. $23 - n^{\circ} 2$

Abril – Junho 2019

ARTIGOS

- Infraestrutura pública e crescimento dos municípios brasileiros: análise espacial entre 1970 e 2010
 - Graziella Magalhães Candido de Castro, Rudinei Toneto Jr.
- Labor market impacts of employment quotas for the disabled in Brazil

Alexandre Gori Maia, Vinicius Gaspar Garcia

- Determinantes do Nascimento de Empresas no Rio Grande do Sul:
 Um Modelo de Dados em Painel Espacial, 2007-2013
 Carlos Hernán Rodas Céspedes, Adelar Fochezatto
- Desenvolvimento do sistema financeiro e exportações brasileiras: uma análise para o período de 1995 a 2014 Fernanda Aparecida Silva , Leonardo Bornacki de Mattos
- The wage penalty of smoking in Brazil: Evidence from the Special Survey on Tobacco Addiction

Marcelo Justus , Elder G. Sant'Anna , Eloá S. Davanzo , Gustavo C. Moreira

Efeitos da Educação dos Pais sobre o Rendimento Escolar dos Filhos via Mediação das Condições Socioeconômicas

Mateus Mota dos Santos , Francisca Zilania Mariano , Edward Martins Costa

Crescimento econômico e emissões de ${\rm CO_2}$ no BRICS: uma análise de cointegração em painel

Alisson Silva de Castro , Janaina da Silva Alves , Daniel Caixeta Andrade

INFRAESTRUTURA PÚBLICA E CRESCIMENTO DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: ANÁLISE ESPACIAL ENTRE 1970 E 2010

Graziella Magalhães Candido de Castro * Rudinei Toneto Jr. †

Resumo

Este artigo estuda a relação empírica entre infraestrutura pública e crescimento econômico dos municípios brasileiros entre 1970 e 2010. Para isto, generaliza-se o modelo de crescimento econômico regional desenvolvido por Glaeser et al. (1995) incorporando o capital público na função de produção das firmas. Para estimação, opta-se por um método econométrico capaz de acomodar heterogeneidade e dependência espacial entre os municípios. Os resultados sugerem que o acesso à energia elétrica e ao abastecimento de água afetam positivamente o crescimento do salário per capita. Considerando crescimento populacional, encontra-se efeitos positivos do acesso à energia elétrica e à coleta de esgoto.

Palavras-chave: crescimento econômico regional, infraestrutura, econometria espacial

Abstract

We study the relationship between public infrastructure and economic growth of Brazilian municipalities between 1970 and 2010. We generalize the regional economic growth model developed by Glaeser et al. (1995) incorporating public capital in the production function of firms. As municipalities are assumed to be subjected to various forms of spatial interaction, we use an econometric method capable of accommodating heterogeneity and spatial dependence between municipalities. The results suggest that access to electricity contributes positively to regional economic growth, access to sewage collection has positive effects on population growth and access to water supplies has positive impacts on *per capita* wage growth.

Keywords: regional economic growth, infrastructure, spatial econometrics

JEL classification: O18, R11, R15, R53, R58.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea115755

^{*} Universidade Federal de Viçosa. E-mail: graziella.magalhaes@ufv.br

[†] Universidade de São Paulo. E-mail: rtoneto@fearp.usp.br

1 Introdução

Este artigo pretende estudar a relação empírica entre a infraestrutura pública e o crescimento econômico dos municípios brasileiros entre 1970 e 2010. Entende-se como infraestrutura o conjunto de instalações e equipamentos de uma economia que permitem a produção e o fluxo de bens e serviços. Dentre as principais características desse tipo de capital estão a reduzida mobilidade, altos custos irrecuperáveis, baixa relação produto-capital e elevada escala produtiva (Mussolini & Teles 2010). Ademais, como costumam apresentar externalidades positivas e altos retornos sociais, em geral, os investimentos em infraestrutura são feitos majoritariamente pelo setor público.

O interesse nos efeitos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico tem sido alvo de extensa pesquisa teórica e empírica. Grande parte da literatura teórica considera o estoque de infraestrutura pública como um insumo adicional e complementar na função de produção agregada da economia. O aumento do estoque em infraestrutura afetaria o produto tanto diretamente, como por meio do efeito "crownding-in" sobre os demais insumos (Arrow & Kurz 1970). Ao aumentar a produtividade marginal dos outros fatores de produção, a infraestrutura pública estimula um aumento no investimento privado e no produto.

Deve-se notar, porém, que a arrecadação de impostos necessária para financiar os investimentos em infraestrutura pode desincentivar investimentos privados, compensando os efeitos de *crownding-in* sobre a produtividade dos fatores de produção. Barro (1990) explora essa dualidade da participação do governo na economia a partir de um modelo de crescimento econômico endógeno. De acordo com o autor, para maximizar o crescimento econômico, o governo deveria gastar até equalizar a fração do gasto público produtivo em relação ao PIB à elasticidade do produto com relação ao gasto público. Futagami (1993) estendem o modelo de Barro (1990) incorporando o estoque de capital público. Apesar das dinâmicas de transição se tornarem mais complexas, os resultados com relação ao crescimento econômico não se alteram.

Além das relações descritas anteriormente, a literatura sugere ainda outros possíveis efeitos da infraestrutura sobre o crescimento. Hulten & Schwab (2000), Bougheas (2000) e Agénor (2013) sugerem que a infraestrutura é um determinante da produtividade total dos fatores (PTF) e, portanto, possui efeitos sobre o crescimento do produto. Turnovsky (1996) e Agénor (2011) ressaltam o efeito da infraestrutura sobre a acumulação de outros insumos. Assim, a fração do investimento em infraestrutura que maximiza o crescimento econômico não é dada apenas pela elasticidade do produto em relação a infraestrutura, mas deve considerar seu efeito sobre a acumulação dos fatores de produção privados.

A literatura empírica corrobora os resultados teóricos ao indicar efeitos positivos da infraestrutura sobre o nível e a taxa de crescimento do produto e da produtividade. Aschauer (1989) sugere que o aumento de 1% no estoque do "núcleo" do capital público aumentaria em 0,24% a PTF¹. Munnell (1990) mostra que o aumento de 1% no estoque de capital público aumentaria em 0,34% o produto².

 $^{^1{}m O}$ núcleo é composto por ruas, estradas, aeroportos, instalações de gás e elétricas, transporte coletivo, sistema de águas e esgoto.

²O forte efeito do capital público alocado em infraestrutura encontrado pelos autores gerou

Como salientado por Calderón & Servén (2014), ainda há pouco consenso sobre a magnitude desses efeitos. O maior consenso está entre os artigos que utilizam indicadores físicos da infraestrutura como variável explicativa. Trabalhos mais recentes abrangendo vários setores de infraestrutura encontraram resultados positivos e significativos da infraestrutura sobre o produto e produtividade (ver Canning (1999), Calderón & Servén (2003)). Com relação aos efeitos de longo-prazo, Sánchez Robles (1998) e Calderón & Servén (2004, 2010) encontraram que estes indicadores são positivamente relacionados com o crescimento do PIB per capita de países industrializados e em desenvolvimento.

Para o caso brasileiro, embora os estudos variem bastante quanto a metodologia e a abordagem econométrica, os trabalhos indicam majoritariamente que o impacto produtivo da infraestrutura pública no Brasil é relevante (ver Ferreira (1996), Ferreira & Malliagros (1998), Ferreira & Araújo (2006), Mussolini & Teles (2010), Cruz (2010), entre outros). Ferreira & Araújo (2006) expõem que um aumento de 10% no estoque de infraestrutura pública geraria um aumento de 3,3% do PIB per capita brasileiro no longo-prazo. Ferreira & Malliagros (1998) e Mussolini & Teles (2010) encontraram uma relação de longo-prazo positiva entre a infraestrutura e a PTF. De acordo com Mussolini & Teles (2010), um aumento de 10% na relação capital público-privado aumenta em 24% a PTF no longo prazo. Além disso, os autores mostram que aumentos na infraestrutura, para um dado estoque de capital privado, causam no sentido de Granger a PTF.

Apesar de os estudos nacionais indicarem efeitos positivos entre a infraestrutura e a atividade econômica, em nível regional os estudos não encontraram evidências empíricas sistemáticas. Os artigos sugerem que o efeito da infraestrutura sobre o desenvolvimento regional brasileiro é ambíguo e, em alguns casos, é encontrado efeito adverso.

Andrade & Serra (1999) sugerem que o efeito da infraestrutura sobre o crescimento das cidades médias brasileiras apresentou reversão de sinal ao longo do período analisado (1970 a 1990). Azzoni et al. (2000) investigaram os efeitos do acesso à coleta de esgoto, à eletricidade e à coleta de lixo sobre o crescimento da renda dos estados brasileiros ao longo do período de 1981 a 1996. Nos modelos estimados, a única variável de infraestrutura que se mostrou significativa foi a coleta de lixo, e em todos os casos, seu coeficiente estimado foi positivo. Chagas & Toneto Júnior (2003) sugerem que, a princípio, a infraestrutura previamente existente desempenhou um papel negativo sobre a taxa de crescimento dos municípios brasileiros. No entanto, há um ponto de mínimo, a partir do qual ocorre uma inversão e a infraestrutura passa a ter um impacto positivo sobre o crescimento.

Esses resultados divergem daqueles encontrados nos estudos nacionais e nos estudos regionais realizados em outros países. Dada essa discrepância, este artigo busca aprofundar a análise da relação empírica entre a dotação de infraestrutura e o crescimento dos municípios brasileiros. Para isto, generalizase o modelo teórico de crescimento econômico regional desenvolvido por Glaeser et al. (1995), incorporando o capital público na função de produção das

diversas críticas com relação à abordagem econométrica. Em linhas gerais, os estudos empíricos evoluíram na perspectiva de superar os problemas econométricos que envolvem a estimação da relação causal entre infraestrutura e produto ou crescimento. As três principais preocupações da literatura empírica sobre os impactos da infraestrutura são: medida, identificação e heterogeneidade (ver Calderón & Servén (2014)).

firmas. Para estimar o modelo teórico reconhece-se que os municípios estão sujeitos a diversas formas de interação espacial. Assim, optou-se por um método econométrico capaz de acomodar tanto a heterogeneidade quanto a dependência espacial entre os municípios.

O artigo está dividido em três seções, além da introdução e das considerações finais. Na próxima é desenvolvido o modelo teórico. A seção seguinte apresenta a metodologia econométrica utilizada e, por fim, são apresentados e debatidos os resultados.

2 Modelo

O modelo desenvolvido nesta seção para analisar a relação entre a infraestrutura pública e o crescimento local é uma extensão do modelo de Glaeser et al. (1995). Incorpora-se ao modelo a presença de um governo local, cuja única função é o provimento de infraestrutura (capital) pública. Esta extensão permite que a infraestrutura pública afete a produção local diretamente, bem como afete as decisões de investimento privado das firmas instaladas em determinada região.

Borts (1960) e Borts & Stein (1964) foram um dos primeiros modelos de crescimento regional a considerar o livre movimento dos fatores de produção entre regiões. De acordo com os autores, o capital se deslocaria para regiões com menor relação capital-trabalho e o trabalho migraria para as regiões nas quais essa relação é maior. Assim, a remuneração de cada fator de produção tenderia a se igualar regionalmente. Todavia, diversos autores perceberam que havia diferenciais de longo prazo dos salários reais entre as regiões, sem nenhuma tendência de equalização.

Com o intuito de estudar a disparidade dos salários regionalmente, Rosen (1979) e Roback (1982) desenvolveram um modelo teórico no qual a livre mobilidade dos fatores criaria um equilíbrio espacial estático. No entanto, esse equilíbrio dependeria da equalização dos níveis de utilidade no espaço. A migração populacional seria a principal responsável por conduzir ao equilíbrio espacial. A principal conclusão empírica dos autores é que os diferenciais regionais nos salários podem ser amplamente explicados pelos atributos locais (nível de qualidade de vida).

Glaeser et al. (1995) desenvolveram um modelo com o objetivo de verificar as forças econômicas responsáveis por explicar o crescimento das cidades. Para tanto, os autores adaptaram o modelo de Barro & Sala-i-Martin (1992) ao âmbito regional, adotando as hipóteses de Rosen (1979) e Roback (1982)³.

De acordo com Glaeser et al. (1995) (p. 118), "as cidades são economias completamente abertas, sem barreiras, com livre mobilidade de capital, trabalho e ideias". Portanto, "diferenças na taxa de crescimento não podem ser justificadas pela taxa de poupança ou dotação exógena de mão de obra" (Glaeser et al. (1995), p. 119). "As cidades irão diferir apenas pelo seu nível de produtividade e qualidade de vida" (Glaeser et al. (1995), p. 119). A principal hipótese assumida pelos autores consiste na consideração de que a renda elevada de determinada cidade possa ser compensada pela baixa qualidade de vida associada a ela, como criminalidade, engarrafamentos, entre outros.

³O estudo de Barro e Sala-&-Martin buscava verificar se existiam forças automáticas que contribuíam para a convergência da renda entre as nações e se países pobres tendiam a crescer mais rápido que países ricos.

Portanto, a livre mobilidade não conduzirá à equalização dos salários entre as regiões, mas conduzirá a um equilíbrio espacial no qual os níveis de utilidade são igualados.

A extensão do modelo de Glaeser et al. (1995) será apresentada a seguir. O modelo supõe que as firmas produzem um único e similar produto final, utilizando para isso a mesma função de produção. A oferta de trabalho total é fixa, portanto a única forma de uma região empregar mais trabalho será por meio da migração de mão de obra de outras regiões. O mercado é regido por concorrência perfeita e não existe custo de transporte entre as regiões. Assim, o preço dos produtos é regionalmente uniforme.

O produto agregado da cidade i no período t é uma função dos fatores de produção existentes na cidade:

$$Y_{i,t} = (A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha} K_{i,t}^{\alpha} G_{i,t}^{\beta}$$
(1)

em que, $A_{i,t}$ representa o nível de produtividade da cidade i no período t, L_{it} denota a quantidade de mão de obra disponível na cidade i no instante t, K_{it} é o estoque de capital privado existente na cidade i no período t, G_{it} é o estoque de capital público disponível na cidade i no instante t^4 .

O único papel do governo nessa economia é prover a infraestrutura pública necessária para a produção local. Para isso, ele tributa a remuneração do capital privado. Admite-se que, em todos os períodos, o governo mantenha seu orçamento equilibrado, portanto ele investe toda a sua receita tributária em capital público, $I_{i,t}^k(T) = \tau_{i,t}r_{i,t}K_T$, em que $T = t - \Delta$, $\Delta > 0$. O estoque de capital público da cidade i no período t, $G_{i,t}$, é fruto da acumulação dos fluxos de investimentos públicos em capital, $I_{i,t}^k$, excluída a depreciação do capital⁵.

$$G_{i,t}(T) = \int_0^\infty (I_{i,t}^K(T) - \delta G_{i,t}(T))dT \tag{2}$$

Sob o regime de concorrência perfeita, o objetivo das firmas da cidade *i* será a maximização de seu fluxo de lucros intertemporal, o que equivale a maximizar o lucro presente:

$$\max_{K,L} \pi_{i,t} = \left[f(A_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}, G_{i,t}) - w_{i,t} L_{i,t} - (r_{i,t}(1 - \tau_{i,t}) + \delta) K_{i,t} \right]$$
(3)

Das condições de primeira ordem do problema firmas, conclui-se que os fatores de produção recebem como remuneração a sua produtividade marginal, após o pagamento dos impostos:

$$w_{i,t} = (1 - \alpha) A_{i,t}^{1-\alpha} L_{i,t}^{-\alpha} K_{i,t}^{\alpha} G_{i,t}^{\beta}$$
(4)

$$r_{i,t} = \frac{(1-\alpha)(A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha}K_{i,t}^{\alpha-1}G_{i,t}^{\beta} - \delta}{(1-\tau_{i,t})}$$
(5)

⁴Supõe-se que todo o capital público seja composto de bens de infraestrutura.

⁵Considera-se que o capital público não receba nenhuma compensação, a não ser a receita auferida pelo pagamento dos impostos por parte das firmas, $\tau_{i,t}r_{i,t}K_{i,t}$.

Perante a decisão do local de moradia, além da remuneração do trabalho em cada região, os indivíduos levam em consideração a qualidade de vida regional. Supõe-se que o índice de qualidade de vida regional, $V_{i,t}$, dependa do tamanho populacional, $L_{i,t}$, e dos fatores que afetam a qualidade de vida local, $Q_{i,t}$. Assim como Glaeser et al. (1995), assume-se que o índice de qualidade de vida da cidade i decresce com o tamanho de sua população. A variável $Q_{i,t}$ captura um grande conjunto de fatores que afetam a qualidade de vida nos municípios, como: criminalidade, custo de vida, poluição, congestionamento de trânsito, entre outros.

$$V_{i,t} = Q_{i,t}(L_{i,t})^{-\sigma} \tag{6}$$

A utilidade total do migrante potencial para a cidade *i* relaciona o salário recebido pelos trabalhadores nessa cidade com o seu índice de qualidade de vida:

$$U_{i,t} = w_{i,t} V_{i,t} \tag{7}$$

A livre mobilidade do trabalho conduzirá ao equilíbrio espacial, no qual o nível de utilidade de todas as regiões se igualará ao nível de utilidade da região média, U_t . De acordo com a Equação (7), as variáveis que afetam a remuneração do trabalho - PTF, trabalho, capital privado e capital público afetam o nível de utilidade dos moradores da cidade i. Assim, ao longo do tempo, os fatores responsáveis pela variação da utilidade da cidade i são a variação da produtividade, a taxa de crescimento do capital privado, da força de trabalho, do capital público e da qualidade de vida.

$$\begin{split} ln\bigg(\frac{U_{t+1}}{U_t}\bigg) &= (1-\alpha)ln\bigg(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\bigg) + \alpha ln\bigg(\frac{K_{i,t+1}}{K_{i,t}}\bigg) + \beta ln\bigg(\frac{G_{i,t+1}}{G_{i,t}}\bigg) \\ &+ ln\bigg(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\bigg) - (\sigma + \alpha)ln\bigg(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\bigg) \end{split}$$

As variações na produtividade, no capital privado, no capital público e na qualidade de vida são influenciadas pelas características específicas de cada região e são descritas pelas equações abaixo:

$$ln\left(\frac{A_{i,t+1}}{A_{i,t}}\right) = \vec{a'}_{i,t}\vec{\gamma}_A + \varepsilon_{i,t+1}$$
(8)

$$ln\left(\frac{K_{i,t+1}}{K_{i,t}}\right) = \vec{k'}_{i,t}\vec{\gamma}_K + \xi_{i,t+1}$$
 (9)

$$ln\left(\frac{G_{i,t+1}}{G_{i,t}}\right) = \vec{g'}_{i,t}\vec{\gamma}_G + \varsigma_{i,t+1}$$
(10)

$$ln\left(\frac{Q_{i,t+1}}{Q_{i,t}}\right) = \vec{q'}_{i,t}\vec{\gamma}_Q + \zeta_{i,t+1}$$

$$\tag{11}$$

Em que $\vec{a}_{i,t}$, $\vec{k}_{i,t}$, $\vec{g}_{i,t}$, $\vec{q}_{i,t}$ são os vetores de variáveis características da cidade i no instante t, que influenciam, respectivamente, o crescimento do nível de produtividade, do estoque de capital privado, do estoque de capital público e da qualidade de vida na região i.

$$ln\left(\frac{U_{i,t+1}}{U_{i,t}}\right) = (1 - \alpha)[\vec{a'}_{i,t}\vec{\gamma}_A + \varepsilon_{i,t+1}] + \alpha[\vec{k'}_{i,t}\vec{\gamma}_K + \xi_{i,t+1}] + \beta[\vec{g'}_{i,t}\vec{\gamma}_G + \zeta_{i,t+1}] + [\vec{q'}_{i,t}\vec{\gamma}_Q + \zeta_{i,t+1}] - (\sigma + \alpha)ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right)$$
(12)

"O crescimento da mão de obra é a maneira mais direta de capturar o quanto os municípios estão crescendo e tornando-se atrativos para a moradia e mercado de trabalho" (Glaeser et al. (1995), p. 121). Dessa forma, resolvendo a Equação (12) para a variação da mão de obra, tem-se:

$$ln\left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}}\right) = \begin{bmatrix} \vec{a}_{i,t} \\ \vec{k}_{i,t} \\ \vec{q}_{i,t} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} \vec{\mu} \\ \vec{\chi} \\ \vec{\eta} \\ \vec{\theta} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} + \omega_{i,t+1}$$

$$(13)$$

Em que:

$$\begin{split} \vec{\mu} &= \frac{(1-\alpha)\vec{\gamma_A}}{(\sigma+\alpha)} \;,\; \vec{\chi} = \frac{\alpha\vec{\gamma_K}}{(\sigma+\alpha)} \;,\; \vec{\eta} = \frac{\beta\vec{\gamma_G}}{(\sigma+\alpha)} \;,\; \vec{\theta} = \frac{\vec{\gamma_Q}}{(\sigma+\alpha)} \\ &e\; \omega_{i,t+1} = \frac{(1-\alpha)}{(\sigma+\alpha)}\varepsilon_{i,t+1} + \frac{\alpha}{(\sigma+\alpha)}\xi_{i,t+1} + \frac{\beta\varsigma_{i,t+1}}{(\sigma+\alpha)} \\ &+ \frac{\zeta_{i,t+1}}{(\sigma+\alpha)} - \frac{1}{(\sigma+\alpha)}ln(\frac{U_{t+1}}{U_t}) \end{split}$$

A Equação (13) descreve como as variáveis características de cada região afetam o crescimento da mão de obra por meio de seus efeitos sobre o crescimento da produtividade, do capital privado, do capital público e da qualidade de vida. Portanto, os vetores $\vec{\mu}$, $\vec{\chi}$, $\vec{\eta}$ e $\vec{\theta}$ mensuram o efeito indireto das características regionais sobre o crescimento da mão de obra. O termo de erro composto e não correlacionado com as variáveis características da cidade i no período t é dado por $\omega_{i,t+1}$.

Conforme já discutido, o crescimento populacional é a melhor medida para analisar o crescimento regional. A variação da renda também pode ser utilizada como medida do crescimento local, mas esta sofre a influência da qualidade de vida local. O crescimento da renda na cidade *i* neste artigo será representado pela taxa de crescimento dos salários. Uma vez que há a dificuldade em verificar o local de origem da renda do capital, a renda do trabalho torna-se a variável mais adequada para medir a dinâmica da renda dos municípios.

$$ln\left(\frac{w_{it,+1}}{w_{i,t}}\right) = \alpha ln\left(\frac{K_{it,+1}}{K_{i,t}}\right) + (1-\alpha)ln\left(\frac{A_{it,+1}}{A_{i,t}}\right) - \alpha ln\left(\frac{L_{it,+1}}{L_{i,t}}\right) + \beta ln\left(\frac{G_{it,+1}}{G_{i,t}}\right)$$

$$(14)$$

Inserindo (8), (9), (10) e (11) em (14) obtém-se:

$$ln\left(\frac{w_{i,t+1}}{w_{i,t}}\right) = \begin{bmatrix} \vec{k}_{i,t} \\ \vec{q}_{i,t} \\ \vec{q}_{i,t} \end{bmatrix}' \cdot \begin{bmatrix} \vec{\delta} \\ \vec{\lambda} \\ \vec{\psi} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \end{bmatrix} + \nu_{i,t+1}$$

$$(15)$$

Em que:

$$\vec{\delta} = \frac{(\sigma\alpha)\vec{\gamma_K}}{(\alpha+\sigma)}, \ \vec{\lambda} = \frac{[\sigma(1-\alpha)]\vec{\gamma_A}}{(\alpha+\sigma)}, \ \vec{\varphi} = \frac{(\sigma\beta)\vec{\gamma_G}}{(\alpha+\sigma)}, \ \vec{\psi} = -\frac{\alpha\vec{\gamma_Q}}{(\alpha+\sigma)}$$

$$e \ \nu_{i,t+1} = \alpha\xi_{i,t+1} + (1-\alpha)\varepsilon_{i,t+1} + \beta\varsigma_{i,t+1} - \alpha\omega_{i,t+1}$$

O efeito das variáveis características de cada região sobre o crescimento dos salários pode ser verificado por meio da equação (15). Os vetores de coeficientes $\vec{\delta}$, $\vec{\lambda}$, $\vec{\phi}$ e $\vec{\psi}$ mensuram o efeito indireto das variáveis características locais sobre o crescimento dos salários, por meio de seus efeitos sobre crescimento da produtividade, do capital privado, do capital público e da qualidade de vida. O termo de erro composto e não correlacionado com as variáveis características da cidade *i* no período t + 1 é dado por $v_{i,t+1}$.

As Equações (13) e (15) relacionam o crescimento populacional e da renda com das características de infraestrutura existente nos municípios. Dessa forma, estas equações são as especificações que serão estimadas por meio da metodologia de econometria espacial.

3 Metodologia

Os municípios brasileiros são suscetíveis a diversas formas de interação, portanto é de se esperar que existam efeitos espaciais entre eles. Por essa razão, faz-se necessário a utilização de métodos econométricos que incorporem a influência da configuração espacial, a fim de estimar apropriadamente o impacto das variáveis independentes sobre as variáveis de interesse das regiões. Os efeitos espaciais podem ser separados em dois tipos: dependência espacial e heterogeneidade espacial.

A dependência espacial ocorre em virtude da influência simultânea e multidirecional que as regiões exercem umas sobre as outras. O segundo tipo denominado heterogeneidade espacial, é consequência da ampla evidência da ausência de estabilidade estrutural dos dados espaciais. Isto significa diferentes respostas para distintas regiões, resultando em formas funcionais e parâmetros variantes no espaço.

Neste artigo optou-se pela estimação do modelo de dados espaciais em painel, uma vez que este é capaz de controlar os dois tipos de efeitos espaciais. Os

modelos de painel de dados espaciais permitem a existência de diversas formas de dependência espacial entre as regiões. Além disso, o modelo permite também a heterogeneidade espacial, por meio da inclusão de uma variável idiossincrática específica de cada região e invariante no tempo⁶. A forma geral do modelo de dados espaciais em painel é dada pela Equação (16)⁷:

$$y_t = \alpha i_n + \mu + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t$$
 (16)

Em que $\mu=(\mu_1,...,\mu_N)'$ é o vetor composto pelas variáveis idiossincráticas específicas de cada região e invariante no tempo, que afetam a variável dependente, mas são de difícil observação; $y_t=(y_{1t},...,y_{nt})'$ é o vetor das variáveis dependentes; W_1y_t denota o efeito da interação da variável dependente de uma região com a de seus vizinhos; $X_t=(X_{1t}',...,X_{nt}')'$ é a matriz composta pelos vetores empilhados das variáveis explicativas exógenas de cada região; $W_1X_t=(W_1X_{1t}',...,W_1X_{nt}')'$ representa as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente; $\xi_t=(\xi_{1t},...,\xi_{nt})'$ é o vetor empilhado do termo de erro autocorrelacionado espacialmente; $W_2\xi_t$ representa a defasagem espacial do termo de erro; $\varepsilon_t=(\varepsilon_{1t},...,\varepsilon_{nt})'$ é o vetor empilhado dos termos de erro aleatórios independentes e identicamente distribuídos com média zero e variância; σ^2I_n , ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; e, λ é conhecido como parâmetro de erro autorregressivo espacial. O intercepto α só poderá ser estimado sob a condição de que $\sum_i \mu_i = 0$.

Assim como no modelo de painel convencional, no de dados espaciais em painel também existem duas formas de especificação da variável idiossincrática de cada região. Dessa forma, o modelo de dados espaciais em painel possui duas variantes: o modelo de efeitos fixos e o de efeitos aleatórios. Entretanto, quando se trabalha com toda a população de regiões, o modelo de efeitos aleatórios não é apropriado (Beenstock, Felsenstein, 2006 apud Almeida (2012). Portanto, neste artigo será abordado apenas o modelo de efeitos fixos, uma vez que a base de dados utilizada é composta por toda população de regiões.

O modelo de efeito fixo considera que a variável idiossincrática de cada região é não observável, invariante no tempo e potencialmente correlacionada com as variáveis explicativas⁸. Essa formulação permite que as diferenças não observáveis entre as unidades de interesse sejam capturadas pelos diferentes termos constantes.

Para tratar da endogeneidade entre investimentos em infraestrutura e crescimento, a estratégia de identificação utilizada foi considerar o estoque de infraestrutura instalada no ano inicial para explicar a taxa de crescimento nos próximos dez anos. Assim, busca-se minimizar a questão da causalidade reversa ao considerar como variável explicativa a infraestrutura defasada temporalmente. Não é de se esperar que a taxa de crescimento futura da renda ou da população afete o estoque de infraestrutura previamente instalado. Além

⁶O modelo convencional de dados em painel também é capaz de acomodar a heterogeneidade espacial. Entretanto, o mesmo necessita de adaptação para considerar a existência da dependência espacial entre as observações.

⁷Na equação (16), os dados estão empilhados por unidade em corte transversal.

⁸Assim, $E(\mu_i/x_{it})$ pode ser qualquer função de x_{it} .

disso, não se deve esperar que fatores não observados que afetam o crescimento dos próximos dez anos também afetem os componentes da infraestrutura já instalados.

Os modelos de efeito fixo com diferentes formas de dependência espacial serão apresentados abaixo.

i. Modelo de efeito fixo com defasagem espacial (SAR)

O modelo de efeito fixo com defasagem espacial da variável dependente assume a seguinte forma:

$$y_t = \mu_t + \rho W y_t + X_t \beta + \xi_t \tag{17}$$

Enquanto em uma regressão linear os parâmetros estimados são interpretados como a derivada parcial da variável dependente com relação a uma variável explicativa, em um modelo com dependência espacial da variável dependente, a interpretação dos coeficientes estimados é mais complexa, uma vez que há *spillovers* regionais. Conforme Lesage & Pace (2009), uma mudança em uma variável explicativa de uma região tem efeitos diretos sobre a variável dependente da própria região e potencialmente afeta a variável dependente das outras regiões indiretamente. Assim, modelos que possuem defasagem espacial da variável dependente requerem uma interpretação especial dos parâmetros. O efeito marginal total é a soma dos efeitos marginais diretos e indiretos proporcionados por essas mudanças e pela realimentação que ocorre através das regiões. Como derivado em Lesage & Pace (2009), para um modelo SAR, o efeito marginal total de uma variável explicativa k (X_k) sobre a variável dependente y é $(1-\rho)^{-1}\beta^9$.

Neste artigo, foi utilizado o procedimento de estimação por máxima verossimilhança do modelo de efeitos fixos com defasagem espacial da variável dependente desenvolvido por Elhorst (2003, 2010). A função log-verossimilhança, assumindo que os efeitos espaciais são fixos e que há autocorrelação espacial da variável dependente, assume a seguinte forma:

$$logL(\mu, \rho, \beta, \sigma^{2}) = \frac{-NT}{2} log(2\pi\sigma^{2}) + Tlog|I_{N} - \rho W|$$

$$-\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta - \mu_{i} \right)^{2}$$
(18)

O estimador do efeito espacial não observável, $\hat{\mu}_i$, pode ser encontrado a partir da maximização da função log-verossimilhança com respeito à μ_i :

$$\hat{\mu}_{i} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it} - \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} - x_{it} \beta \right), i = 1, ..., N$$
(19)

Substituindo a solução de μ_i na função log-verossimilhança, obtém-se a função de log-verossimilhança concentrada com respeito à β , ρ e σ^2 :

 $^{^9}$ Ver Lesage & Pace (2009) e Almeida (2012) para maiores detalhes sobre o método de cálculo dos efeitos marginais diretos e indiretos.

$$logL = \frac{-NT}{2}log(2\pi\sigma^{2}) + Tlog|I_{N} - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^{2}}$$

$$\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(y_{it}^{*} - \rho \left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} \right]^{*} - x_{it}^{*} \beta \right)^{2}$$
(20)

Em que as variáveis com asterisco representam o desvio das variáveis originais de suas médias temporais ("demeaned")¹⁰:

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} y_{it}$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} x_{it}$$

$$\left[\sum_{j=1}^{N} w_{it} y_{jt} \right]^* = \sum_{j=1}^{N} w_{it} y_{jt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \sum_{j=1}^{N} w_{it} y_{jt}$$

Lee & Yu (2010) provaram que a abordagem desenvolvida por Elhorst (2003, 2010) fornece estimativas inconsistentes do parâmetro de variância se N for grande e T pequeno. Os autores propuseram o seguinte procedimento de correção do viés da variância obtida pela estimação desenvolvida acima.

$$\hat{\sigma}_{CV}^2 = \frac{T}{T-1}\hat{\sigma}^2 \tag{21}$$

ii. Modelo de efeito fixo com erro autorregressivo espacial (SEM)

O modelo tradicional de efeitos fixos estendido para incorporar a autocorrelação espacial do termo de erro pode ser especificado como:

$$y_t = \mu + X_t \beta + \xi_t$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \varepsilon_t$$
(22)

A função de log-verossimilhança desse modelo é dada por:

$$logL(\beta, \lambda, \sigma^{2}) = \frac{-NT}{2}log(2\pi\sigma^{2}) + Tlog|I_{N} - \lambda W|$$

$$-\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left\{ y_{it}^{*} - \lambda \left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij} y_{jt} \right]^{*} - \left(x_{it}^{*} - \lambda \left[\sum_{j=1}^{N} w_{ij} x_{jt} \right]^{*} \right) \beta \right\}$$
(23)

 $^{^{10}\}mathrm{A}$ abordagem descrita equivale ao procedimento de eliminação do efeito espacial fixo antes da estimação por meio da utilização do operador de desvio da média no tempo (Q = $I_{NT} - \frac{1}{T}i_Ti_T \otimes I_N$). Esse procedimento possui a vantagem de evitar o problema do parâmetro incidental, e somente poderá ser utilizado se a matriz Q puder ser substituída por sua inversa generalizada. A estimação desse modelo também é realizada por máxima verossimilhança em virtude da endogeneidade remanescente da variável dependente defasada espacialmente. Q^+ é chamada de inversa generalizada (Moore-Penrose) de Q se ela satisfizer as seguintes condições:

^{1.} $Q \times Q^+ \times Q = Q$

^{2.} $Q^+ \times Q \times Q^+ = Q^+$ 3. $(Q^+Q)' = Q^+Q$

^{4.} $(QQ^+)' = QQ^+$

Dado λ , o estimador de máxima verossimilhança de β e σ^2 pode ser resolvido por meio das condições de primeira ordem:

$$\hat{\beta} = ([X^* - \lambda (I_T \otimes W)X^*]'[X^* - \lambda (I_T \otimes W)X^*])^{-1} [X^* - \lambda (I_T \otimes W)X^*]'[Y^* - \lambda (I_T \otimes W)Y^*]$$
(24)

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{\epsilon(\lambda)'\epsilon(\lambda)}{NT} \tag{25}$$

Em que $\varepsilon(\lambda) = Y^* - \lambda(I_T \otimes W)Y^* - [X^* - \lambda(I_T \otimes W)X^*]\beta$.

A função log-verossimilhança concentrada em λ é descrita pela Equação (26), dado β e σ^2 . A condição de primeira ordem com relação a λ fornece o estimador desse parâmetro.

$$log L(\lambda) = \frac{-NT}{2} log[\epsilon(\lambda)'\epsilon(\lambda)] + Tlog|I_N - \lambda W|$$
 (26)

Para estimar ambos os parâmetros, pode-se utilizar um procedimento iterativo, no qual o conjunto de parâmetros β e σ^2 e o parâmetro λ são estimados alternativamente até a convergência ocorrer.

4 Base de Dados

A base de dados utilizada neste artigo foi extraída dos Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991, 2000 e 2010, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Durante estas quatro décadas houve um forte processo de emancipação dos distritos, desmembrando-se de um ou mais municípios. A Tabela 1 mostra a quantidade de municípios por região geográfica ao longo do tempo.

A criação de novos municípios gera uma complexa dificuldade aos estudos com dados longitudinais em nível municipal. Em geral, existem algumas formas amplamente utilizadas na literatura para lidar com esse problema: i) considerar apenas os municípios existentes no período inicial, desconsiderandose aqueles que se originaram a partir destes; ii) acompanhar apenas os municípios que não sofreram perda territorial ao longo do tempo do estudo; iii) agregar os municípios por área mínima de comparação (AMC), de forma que as áreas sejam as mesmas ao longo do tempo. A metodologia de AMC foi adotada neste artigo para contornar o problema das emancipações. A opção pela utilização de AMC deve-se ao fato de ser a forma mais utilizada na literatura, tornando os resultados deste estudo mais comparáveis.

Como proxies para a variável de infraestrutura instalada foram utilizados o percentual de domicílios com acesso aos serviços básicos de infraestrutura. Mais especificamente, calculou-se o percentual de domicílios com acesso a abastecimento de água pela rede geral de distribuição, a coleta de esgoto pela rede geral e a energia elétrica fornecida pela companhia distribuidora em cada AMC.

Conforme discutido na seção anterior, as variáveis dependentes do modelo são o crescimento populacional e o crescimento do salário real ao longo do tempo. A variação populacional foi calculada a partir da quantidade de

Ano / Região	1970	1980	1991	2000	2010	AMC 1970 -2010
Brasil	3.952	3.991	4.491	5.507	5.565	3.652
Região Norte	195	203	298	449	449	143
Região Nordeste	1.376	1.375	1.509	1.787	1.794	1.298
Região Sudeste	1.410	1.410	1.432	1.666	1.668	1.401
Região Sul	717	719	873	1.159	1.188	588
Região Centro-Oeste	254	284	379	446	466	222

Tabela 1: Distribuição dos municípios brasileiros e AMC por região geográfica

Fonte: IBGE.

Nota: Os municípios que pertenciam ao estado de Goiás, em 1970 e 1980, e passaram a pertencer a Tocantins, a partir de 1988, estão contabilizados nessa tabela como pertencendo a Região Norte em todos os períodos.

pessoas residentes em cada AMC para cada um dos censos utilizados. Para a mensuração do crescimento do salário per capita foram utilizados os rendimentos das pessoas que possuíam vínculo empregatício com ou sem carteira assinada em sua ocupação principal. Esta opção deve-se ao fato de o trabalhador ser mais propício a trabalhar no local em que reside, do que os lucros serem oriundos do local de residência do detentor do capital.

O acesso aos serviços de infraestrutura destacados tende a afetar positivamente a produtividade e o produto municipal por diversos canais. Em primeiro lugar, deve-se notar que a oferta desses serviços é condição prévia para o desenvolvimento de diversas atividades econômicas. Disponibilidade de água potável, coleta e tratamento de esgoto e acesso a energia elétrica são indispensáveis para diversas atividades industriais, comerciais e de prestação de serviços. Assim, o investimento em vários setores e a possibilidade de uma maior densidade econômica depende do acesso a esses serviços. Com isso, a definição do local dos investimentos pelas empresas passa pela avaliação da qualidade da infraestrutura disponível.

Além desses efeitos diretos pode-se mencionar outros canais pelos quais a infraestrutura afeta o desempenho econômico. Os serviços de saneamento básico (água e esgoto), por exemplo, geram elevadas externalidades sobre a saúde e o meio ambiente. Quanto maior o acesso a esses serviços, menor tende a ser a incidência de doenças com impactos sobre a produtividade e a geração de renda. Inicialmente pode-se falar da possibilidade de menores despesas com saúde em função do menor volume de internações e gastos com medicamentos, além da menor taxa de mortalidade. Um efeito indireto fortemente destacado pela melhoria das condições de saúde é a melhora dos indicadores educacionais: mais frequência, menos evasão, melhor desempenho escolar, maiores taxas de aprovação, entre outros. Esses efeitos tendem a ampliar o capital humano e a produtividade local. Em termos de geração de renda, pode-se destacar os menores índices de absenteísmo que possibilitam um maior número de horas trabalhadas. E quanto ao meio ambiente, além de impedir os impactos nocivos decorrentes da deterioração ambiental - contaminação dos solos, qualidade dos rios etc. -, viabiliza e estimula um conjunto de atividades econômicas, tais como o turismo, a pesca, entre outras.

O acesso a energia elétrica também afeta a produtividade por diversos mecanismos. Além de alguns canais semelhantes ao caso do saneamento pode-se

acrescentar a viabilização de acesso a eletrodomésticos, equipamentos eletrônicos e outros itens que facilitam a comunicação e a informação, além de profundos ganhos econômicos, como a redução de tempo em serviços domésticos, redução de perdas materiais, entre outros. Percebe-se que os itens selecionados como *proxy* para infraestrutura podem levar a ganhos significativos de produto e produtividade, por diferentes mecanismos. Deve haver uma relação positiva e significativa entre o acesso a esses serviços e o crescimento econômico municipal, seja em termos populacionais ou de produtividade (salário *per capita*).

A análise dos dados permite verificar que a evolução dos componentes de infraestrutura ao longo do período em estudo foi heterogênea, como pode ser observado na Figura 1. Mesmo os índices de abastecimento de água e coleta de esgoto, que possuíam patamares muito baixos em 1970, apresentaram trajetórias de expansão distintas. O índice de abastecimento de água apresentou taxas de crescimento crescentes até o início da década 1990 (censo de 1991). Entretanto, a partir do censo do ano de 2000, o aumento da cobertura de abastecimento de água pela rede geral passou a crescer a taxas muito inferiores.

Das variáveis de acesso a infraestrutura utilizadas nesse artigo, a coleta de esgoto é a que possui menor indicador de acesso. Em 2010, apenas 54% dos domicílios brasileiros possuíam acesso a coleta de esgoto. Com relação à evolução do acesso a coleta de esgoto ao longo do período analisado, percebese que houve forte crescimento apenas no censo do ano de 1980, passando a crescer a taxas inferiores desde então.

Desde o início do período analisado, o acesso à energia elétrica foi o componente de infraestrutura com maior cobertura, mas apresentou taxas decrescentes de expansão ao longo do período analisado. O motivo para esse crescimento lento deve-se ao fato de que 85% dos domicílios brasileiros já possuíam acesso à energia elétrica em 1991.

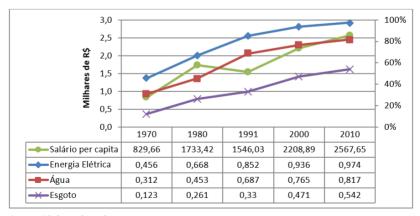


Figura 1: Evolução do acesso à infraestrutura

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com relação ao perfil regional, ao longo das quatro décadas analisadas, todas as unidades da Federação apresentaram ampliação da cobertura de abastecimento de água, coleta de esgoto e energia elétrica. A evolução espacial das proxies da infraestrutura sugere que o eixo do crescimento do acesso à infraestrutura foi das regiões Sudeste e Sul para as regiões do Centro-Oeste, Norte e Nordeste (Apêndice A).

O aumento da cobertura estadual de abastecimento de água e energia elétrica foi acompanhado, em um primeiro estágio, por um aumento das disparidades de acesso entre os municípios. Essa disparidade se reduziu ao longo do tempo, indicando que o crescimento do acesso a esses componentes de infraestrutura atingiu certa maturidade e as desigualdades entre os municípios diminuíram.

Com relação à coleta de esgoto, esse foi o componente da infraestrutura que menos evoluiu no período analisado. Em 2010, nove estados, localizados principalmente nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, encontravam-se abaixo dos 20% dos domicílios com acesso à coleta de esgoto. O desvio-padrão do acesso à coleta de esgoto entre os municípios se elevou consideravelmente durante todo o período, indicando um crescimento desigual.

5 Testes de Diagnóstico

5.1 Teste de Autocorrelação Espacial

O teste *I* de Moran verifica se as observações são espacialmente aleatórias, isto é, se os valores de uma variável em uma região não dependem dos valores desta variável nas regiões vizinhas. Para isso, calcula-se o coeficiente de correlação espacial, para verificar se os dados estão ordenados de acordo com alguma sequência espacial.

Para todas as variáveis estudadas neste artigo, pode-se rejeitar, ao nível de significância de 5%, a hipótese de que os dados apresentam aleatoriedade espacial¹¹. Segundo o teste *I* de Moran, há uma indicação de autocorrelação positiva das variáveis. Assim, altos (baixos) valores da variável de interesse são circundados por altos (baixos) valores das variáveis de interesse de seus vizinhos.

5.2 Testes de Especificação

Teste de Modelos de Dados em Painel

O teste *F* pode ser usado para verificar se o efeito fixo de cada município é estatisticamente igual a zero. Dessa forma, ele foi utilizado com o objetivo de verificar se o modelo *Pooled* descreve melhor os dados do que o modelo de efeitos fixos. Os resultados permitem rejeitar, a 1% de significância, a hipótese nula de que os efeitos idiossincráticos de cada região são nulos. Portanto, o teste *F* indica que o modelo de efeitos fixos deve ser utilizado, quando comparado com o *Pooled*.

Testes de Especificação da Dependência Espacial

Como os dados não são aleatórios espacialmente, torna-se necessário verificar o tipo de interação espacial que os dados apresentam.

Teste Multiplicador de Lagrange (LM)

O Teste LM é utilizado para verificar se os modelos de defasagem espacial da variável dependente (SAR) ou de erro espacial (SEM) são mais apropriados

 $^{^{11}}$ Todos os Is calculados foram superiores aos Is esperados, cujo valor é -0,00027.

para descrever os dados do que um modelo sem interação espacial. Entretanto, o Teste LM não apresenta muito poder, conduzindo a rejeição da hipótese nula com muita frequência. Para contornar o problema foi desenvolvido o Teste LM robusto, que incorpora um fator de correção que considera a má especificação do modelo (FLORAX et al., 2003 apud Almeida (2012)).

Como apresentado na Tabela 2, os resultados dos testes permitem rejeitar, a 1% de significância, a hipótese de que um modelo sem dependência espacial é mais apropriado que um modelo SAR ou SEM. O teste LM robusto permite rejeitar, a 5% de significância, as hipóteses de ausência de dependência espacial da variável dependente e do termo de erro. Além disso, os resultados dos testes sugerem que o modelo de dependência espacial do termo de erro (SEM) é o mais apropriado quando a variável dependente é o crescimento do salário *per capita*. No entanto, quando a variável dependente é a taxa de crescimento populacional, o modelo mais apropriado é o de dependência espacial da variável dependente (SAR).

Variável Dependente Crescimento do Crescimento Salário per capita **Populacional** Modelo EFEITO FIXO **EFEITO FIXO** LM no Spatial lag 441,28 1350,17 (0.000)(0.000)LM no Spatial Error 21553,05 1348,22 (0,000)(0,000)53,24 Robust LM no Satial lag 5,10 (0,013)(0.024)Robust LM no Spatial Error 21111,76 3,15 (0.000)(0.076)

Tabela 2: Teste de especificação da dependência espacial

Fonte: Elaborado pelos autores.

Fatores de Inflação da Variância

A presença de multicolinearidade entre as variáveis pode conduzir a estimativas imprecisas em virtude da grande variância. Assim, a razão t tende a ser estatisticamente insignificante e podem ocorrer reversões de sinais.

A análise preliminar da correlação entre as variáveis indica uma forte correlação entre o acesso ao abastecimento de água e à energia elétrica, superior a 0,8. Um teste bastante sugerido na literatura para verificar se há o problema da multicolinearidade entre as variáveis é o de fatores de inflação da variância (VIF). O VIF é uma medida do grau em que cada variável independente é explicada pelas demais variáveis explicativas. Rogerson (2001) e Gareth (2013) sugerem que valores do VIF maiores que 5 indicam um potencial problema de multicolinearidade¹². Conforme apresentado na Tabela 3, os resultados do teste VIF sugerem que a variável água e energia elétrica são fortemente colineares.

Muitos são os métodos sugeridos para resolver o problema da multicolinearidade. Neste artigo, optou-se pelo método da exclusão de uma ou mais variáveis independentes altamente correlacionadas com a variável colinear. Uma

¹²Conforme ressaltado por Hair JR (2005) (p.167), "cada pesquisador deve determinar o grau de colinearidade aceitável, pois a maioria dos padrões ou valores recomendados ainda permite uma colinearidade substancial."

Variável	VIF	1/VIF
Água	6,43	0,1554
Esgoto	2,02	0,4952
Energia Elétrica	5,37	0,1862
Taxa de Urbanização	3,46	0,2889
Educação	3,37	0,2966
População Inicial	1,20	0,8321
Salário per capita Inicial	1,02	0,9826

Tabela 3: Teste de fatores de inflação da variância

Fonte: Elaborada pelos autores.

vez que as variáveis água e energia elétrica são fortemente correlacionadas, estas foram estimadas separadamente.

6 Resultados

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os resultados obtidos considerando o crescimento populacional e o crescimento do salário *per capita* como variável para mensuração do crescimento econômico regional.

Antes de apresentar os resultados, é necessário discutir as variáveis que foram utilizadas como controle na estimação. Os resultados encontrados por Glaeser et al. (1995) sugerem que o nível de educação inicial das cidades é o principal determinante do crescimento econômico. Portanto, optou-se por utilizar uma variável educacional para controlar os efeitos dos diferentes níveis de educação sobre o crescimento econômico regional. A variável educacional utilizada neste artigo foi o percentual de pessoas com ensino médio completo, superior completo e incompleto, especialização, mestrado e doutorado, doravante denominada de variável "educação" 13.

De acordo com Andrade & Serra (1999), é importante considerar a taxa de urbanização como variável de controle na estimação. Conforme mostrado pelos autores, no período de 1970 a 1990, o crescimento da população ocupada e do rendimento total foi diferente entre os subgrupos das cidades brasileiras mais urbanizadas e as menos urbanizadas. Ademais, é provável que a urbanização do munícipio possua efeitos sobre crescimento econômico e sobre o estoque de infraestrutura instalada.

6.1 Crescimento Populacional

De acordo com os testes realizados na seção anterior, verificou-se que quando a variável dependente é o crescimento populacional, o modelo que melhor descreve os dados é o SAR. Este modelo incorpora a dependência espacial do crescimento populacional. Além disso, o teste de fatores de inflação de

¹³Essa proxy é similar a utilizada por Andrade & Serra (1999) e Chagas & Toneto Júnior (2003). Dessa forma, é possível uma maior comparabilidade entre os estudos sobre crescimento regional no Brasil. Além disso, há uma impossibilidade técnica para calcular os anos de estudo da população. Nos censos de 1970 e 1980 não há informação sobre anos de estudos das pessoas. Como o regime educacional no Brasil passou por diversas reformas entre os anos 1970 a 2010, não é possível calcular os anos de estudos das pessoas.

variância detectou que as variáveis água e energia elétrica são multicolineares. Portanto, os modelos foram estimados com essas variáveis separadamente.

Como pode ser observado na Tabela 4, há reversão do sinal dos efeitos direto, indireto e total do acesso ao abastecimento de água ao longo dos modelos, quando variáveis de controle são inseridas na estimação. Portanto, não é possível concluir nada a respeito do efeito do acesso ao abastecimento de água sobre a taxa de crescimento populacional.

O impacto do acesso à energia elétrica sobre a taxa de crescimento populacional só é significativo no modelo (4), no qual nenhuma variável de controle foi inserida. Os resultados indicam que um aumento no acesso à energia elétrica contribui positivamente para o crescimento populacional da própria região.

Todas as outras variáveis se mantiveram estáveis ao longo dos modelos. Em especial, pode-se concluir que a ampliação da cobertura da rede de coleta de esgoto possui efeitos positivos sobre o crescimento populacional no intervalo de 0,008 a 0,04. Grande parte do efeito positivo dá-se dentro da própria região, uma vez que o efeito médio direto se encontra no intervalo de 0,03 a 0,07, enquanto o efeito médio indireto é de 0,01. Os resultados mostram também que as variáveis de controle urbanização e educação possuem impactos positivos sobre o crescimento populacional das regiões. Além disso, pode-se concluir que quanto maior a região, menor será o seu crescimento populacional e o das regiões vizinhas.

6.2 Crescimento do Salário Real per capita

Quando a variável utilizada para mensurar o crescimento econômico regional é o crescimento do salário *per capita*, o modelo SEM foi o que melhor se adequou aos dados. Os resultados estimados segundo esse método apresentaram grande estabilidade ao longo dos modelos estimados.

Os resultados sugerem que o acesso ao abastecimento de água apresenta impactos positivos sobre o crescimento do salário *per capita* regional. Esse resultado se mantém ao longo dos modelos, ao contrário do resultado ambíguo estimado quando a variável dependente é o crescimento populacional. Os resultados evidenciam também o forte efeito significativo e positivo do acesso à energia elétrica sobre o crescimento salarial, no intervalo de 0,65 a 0,68.

O acesso à coleta de esgoto mostrou-se, na maioria dos modelos, não significativo. Apenas quando a variável educação é utilizada como variável de controle, o acesso à coleta de esgoto torna-se significativo e negativo. Portanto, de acordo com os resultados, uma ampliação da cobertura da rede de esgoto possui efeitos adversos sobre o crescimento do salário *per capita*.

Deve-se ressaltar que a utilização da variação salário possui a desvantagem de captar variações na qualidade de vida regional. Firmas localizadas em regiões com baixa qualidade de vida tendem a oferecer salários maiores aos seus empregados como forma de compensação, incentivando assim a migração para essas regiões. Conforme já discutido, o acesso à coleta de esgoto possui grandes efeitos em termos de qualidade de vida, por exemplo, a redução de doença. Portanto, é de se esperar que firmas localizadas em regiões com alta cobertura de coleta de esgoto ofertem salários menores aos seus empregados. Nesse sentido, um aumento da cobertura de acesso à coleta de esgoto tenderia a reduzir o salário per capita, como sugere os nossos resultados.

Infraestrutura Pública e Crescimento

Tabela 4: Resultados do impacto da infraestrutura sobre o crescimento populacional

Modelo SAR							
Variável / Modelo		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Água		0,12***	-0,0013	-0,02***			
Esgoto		(21,189) 0,06***	(-0,157) 0,03***	(-2,764) 0,0116	0,07***	0,03***	0,0102
Energia Elétrica		(7,9999)	(4,2406)	(1,4605)	(9,2092) 0,1***	(4,3043) -0,0005	(1,2837) -0,0109
Taxa de Urbanizaç	ão		0,26***	0,24***	(22,879)	(-0,08) 0,26***	(-1,58) 0,23***
Educação			(19,86)	(18,29) 0,26***		(17,95)	(16,04) 0,24***
<i>ln</i> da População In	icial	-0,39***	-0,39***	(6,6058) -0,39***	-0,38***	-0,39***	(6,2116) -0,39***
W*dep.var.		(-85,94) 0,19***	(-91,79) 0,19***	(-87,24) 0,19***	(-91,12) 0,19***	(-93,49) 0,19***	(-92,37) 0,19***
	Efeito Direto	(17,20) 0,12***	(26,59) -0.0015	(17,45) -0,03***	(26,51)	(26,58)	(26,51)
	Elello Difeto	(20,66)	(-0,177)	(-2,88)			
Á	Efeito Indireto	0,03***	-0.0003	-0,01***			
Água		(11,70)	(-0.181)	(-2,811)			
	Efeito Total	0,14***	-0,0018	-0,03***			
		(19,84)	(-0.178)	(-2,877)			
	Efeito Direto	0,06***	0,03***	0,012	0,07***	0,03***	0,0102
		(8,0922)	(4,1022)	(1,5212)	(9,5147)	(4,368)	(1,2729)
Esgoto	Efeito Indireto	0,01***	0,01***	0,0027	0,01***	0,01***	0,0023
· ·	nc	(7,3008)	(4,0006)	(1,5124)	(8,6707)	(4,2224)	(1,2696)
	Efeito Total	0,07***	0,04***	0,0146	0,08***	0,04***	0,0126
	Efeito Direto	(8,1124)	(4,0941)	(1,5214)	(9,4741) 0.1***	(4,3545)	(1,2728)
	Eleito Direto	ĺ			(24,33)	-0,0005 (-0,07)	-0,0107 (-1,55)
Energia Elétrica	Efeito Indireto				0.02***	-0,0001	-0.0024
	Licito Illulieto				(16,56)	(-0,07)	(-1,55)
	Efeito Total				0,12*** (24,04)	-0,0006 (-0,07)	-0,0131 (-1,55)

Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 4: Resultados do impacto da infraestrutura sobre o crescimento populacional (continuação)

Modelo SAR							
Variável / Modelo		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Efeito Direto		0, 26*** (19,99)	0,24*** (18,07)		0,26*** (18,05)	0,24*** (15,44)
Taxa de Urbanização	Efeito Indireto		0,06***	0,05*** (11,54)		0,06*** (13,47)	0,05***
	Efeito Total		0,32***	0, 29***		0,31*** (17,72)	0, 29*** (15,33)
	Efeito Direto		, ,	0,27*** (6,6601)		,	0,24*** (6,0471)
Educação	Efeito Indireto			0,06*** (6,0041)			0,05*** (5,7766)
	Efeito Total			0,32***			0,29*** (6,0301)
	Efeito Direto	-0,39*** (-85,29)	-0,39*** (-90,32)	-0, 4*** (-87,63)	-0,38*** (-91,33)	-0,39*** (-93,41)	-0, 4*** (-89,96)
ln da População Inicial	Efeito Indireto	-0,09*** (-14,75)	-0,09*** (-20,30)	-0,09*** (-15,26)	-0,09*** (-20,25)	-0,09*** (-19,68)	-0,09*** (-20,11)
	Efeito Total	-0,48*** (-63,50)	-0,48*** (-64,85)	-0,48*** (-67,81)	-0,47*** (-66,09)	-0, 48*** (-64,97)	-0,49*** (-64,94)
σ^2		0,0125	0,012	0,012	0,0124	0,012	0,012
R ² LogL		0,7547 13079,7	0,7633 13338,2	0,7642 13367,2	0,7563 13126,4	0,7633 13338,2	0,7641 13363,9

Fonte: Elaborada pelos autores.

Pode-se concluir também, por meio dos resultados apresentados na Tabela 5, que há convergência condicional da renda. Ademais, os resultados mostram que a taxa de urbanização e nível educacional contribuem positivamente para o crescimento do salário per capita regional.

7 Conclusão

Grande parte da literatura econômica considera a infraestrutura pública benéfica para o crescimento econômico regional. Estudos realizados para outras economias encontraram fortes indícios dos efeitos positivos da infraestrutura sobre o desenvolvimento local. Entretanto, para o caso brasileiro, os estudos feitos até então, não apresentavam efeitos positivos sistemáticos da infraestrutura pública sobre o crescimento econômico dos municípios. Neste contexto, este artigo propôs a utilização de uma nova metodologia para estimar os efeitos dos componentes da infraestrutura sobre o crescimento econômico local. A vantagem dessa nova metodologia está no reconhecimento dos efeitos espaciais entre as regiões.

Os resultados encontrados sugerem que há um forte efeito do acesso à energia sobre o crescimento econômico das regiões brasileiras. Este resultado está de acordo com o esperado, uma vez que esse componente da infraestrutura é pré-condição para a atividade produtiva.

Os efeitos das variáveis de acesso a coleta de esgoto e a abastecimento de água são mais contraditórios. Com relação à variável de acesso a abastecimento de água, não é possível extrair conclusão a respeito de seus efeitos sobre o crescimento populacional, uma vez que os resultados não são estáveis ao longo dos modelos e apresentam reversão do sinal estimado. No entanto, seus efeitos sobre o crescimento dos salários são significativos, a 1%, estáveis e positivos.

Com relação à variável de acesso a coleta de esgoto, também há reversão de sinal quando é alterada a variável dependente utilizada como forma de mensuração do crescimento econômico regional. O crescimento populacional é a mensuração mais direta para o crescimento local, uma vez que captura o quanto os municípios estão se tornando atrativos para os habitantes e para o mercado de trabalho. Já o crescimento da renda, apesar de ser uma mensuração da variação da produtividade, possui a desvantagem de capturar também os declínios de qualidade de vida. Nesse sentido, pode-se afirmar apenas que, de acordo com os resultados encontrados, o aumento da cobertura da coleta de esgoto possui impactos positivos sobre o crescimento populacional e impactos negativos sobre o crescimento do salário per capita. Entretanto, há indícios de que a redução salarial em decorrência da maior cobertura da coleta de esgoto esteja associada à elevação na qualidade de vida regional e não a seus impactos sobre o crescimento econômico.

Referências Bibliográficas

Agénor, P. R. (2011), 'Schooling and public capital in a model of endogenous growth', Economica 78(309), 108-132.

Agénor, P. R. (2013), Public capital, growth and welfare, 1ª edição, Princeton: Princeton University Press.

Tabela 5: Resultados do impacto da infraestrutura sobre o crescimento do salário per capita

Modelo SEM						
Variável / Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Água	0,311*** (13,0662)	0,216*** (7,7695)	0,206*** (7,3556)			
Esgoto	-0.0174 (-0.9843)	-0.0183 (-1.031)	-0,0339* (-1,8385)	0,0115 (0,7294)	0,0031 (0,1908)	- 0,0345** (-2,0096)
Energia Elétrica				0,682*** (28,366)	0,658*** (25,5165)	0,671*** (26,0074)
Taxa de Urbanização		0,174*** (6,6717)	0,158*** (6,0033)		0,062*** (2,6414)	0,0193 (0,7889)
Educação			0,381*** (2,9862)			0,785*** (6,2646)
In do Salário per capita Inicial	-0,26*** (-45,53)	-0,28*** (-48,91)	-0,28*** (-48,01)	-0,342*** (-54,22)	-0,348*** (-51,93)	-0,357*** (-52,59)
W*erro	0,2268*** (15,6329)	0,2478 (0)	0,2398 (0)	0,2148*** (15,4359)	0,2248*** (15,5455)	0,216*** (15,1199)
σ^2	0,1194	0,1187	0,1187	0,1131	0,1129	0,1126
\mathbb{R}^2	0,6461	0,6456	0,6467	0,666	0,6656	0,6679
LogL	-3441,57	-3412,9	-3407,6	-3037,04	-3032,28	-3005,88

Fonte: Elaborada pelos autores.

Almeida, E. (2012), Econometria espacial aplicada, 1ª edição, Editora Alínea, Campinas.

Andrade, T. A. & Serra, R. V. (1999), 'Crescimento econômico nas cidades brasileiras', Nova Economia 9(1).

Arrow, K. & Kurz, M. (1970), Public investment, the rate of return and optimal fiscal policy, The Johns Hopkins University, Baltimore.

Aschauer, D. (1989), 'Is public expenditure productive', Journal of Monetary Economics 23, 177-200.

Azzoni, C. R., Menezes-Filho, N. A., Menezes, T. A. & Silveira Neto, R. (2000), Geografia e convergência da renda entre os estados brasileiros. in: Ipea, Desigualdade e pobreza no Brasil, Ipea, Rio de Janeiro.

Barro, R. J. (1990), 'Government spending in a simple model of exogenous growth', Journal of Political Economy 98(5), 103-125.

Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (1992), 'Convergence', Journal of Political Economy 100(2), 223-251.

Borts, G. H. (1960), 'The equalization of returns and regional growth', The American Economic Review 50(3), 319-347.

Borts, G. & Stein, J. L. (1964), Economic growth in a free market, Columbia University Press, New York.

Bougheas, S. (2000), 'Infrastructure, specialization and economic growth', Canadian Journal of Economics 33(2), 506-522.

Calderón, C. & Servén, L. (2003), The output Cost of Latin America's infrastructure gap, DC World Bank, Washington.

Calderón, C. & Servén, L. (2004), 'The effects of infrastructure development on growth and income distribution', The World Bank Policy Research Working Paper (3400).

Calderón, C. & Servén, L. (2010), 'Infrastructure and economic development in Sub-Saharan Africa', Journal of African Economies 19, 13-87.

Calderón, C. & Servén, L. (2014), 'Infrastructure, growth and inequality: an overview', The World Bank Policy Research Working Paper (7034).

Canning, D. (1999), 'The contribution of infrastructure to aggregate output', The World Bank Policy Research Working Paper (2246).

Chagas, A. & Toneto Júnior, R. (2003), 'Fatores determinantes do crescimento local - evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991', Pesquisa e Planejamento Econômico 33(2).

Cruz, A. C. (2010), 'Os efeitos dos gastos públicos em infraestrutura e em capital humano no crescimento econômico e na redução da pobreza no Brasil', Revista EconomiA 11(4), 163–185.

Elhorst, J. P. (2003), 'Specification and estimation of spatial panel data models', International Regional Science Review 26(3), 244-268.

Elhorst, J. P. (2010), Spatial panel data models, Springer, Heidelberg.

Ferreira, P. C. (1996), 'Investimento em infraestrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **26**(2), 231–252.

Ferreira, P. C. & Araújo, C. H. V. (2006), 'On the economic and fiscal effects of infrastructure investment in Brazil', *Working Paper Ensaios Econômicos da EPGE* (613).

Ferreira, P. C. & Malliagros, T. (1998), 'Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil (1950/1995)', *Pesquisa e Planejamento Econômico* **28**(2), 315-338.

Futagami, K. (1993), 'Dynamic analysis of an endogenous growth model with public capital', *Scandinavian Journal of Economics* **95**, 607–625.

Gareth, J. (2013), An introduction to statistical learning, Springer, New York.

Glaeser, E., Scheinkman, J. & Shleifer, A. (1995), 'Economic growth in a *cross-section* of cities', *Journal of Monetary Economics* **36**(117-143).

Hair JR, J. F. (2005), *Análise multivariada de dados, 5^a edição*, Bookman, Porto Alegre.

Hulten, C. & Schwab, R. (2000), Does infrastructure investment increase the productivity of manufacturing industry in the U.S.?, MIT Press, Cambridge.

Lee, L. F. & Yu, J. (2010), 'Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects', *Journal of Econometrics* **154**(2), 165–185.

Lesage, J. & Pace, R. (2009), Introduction of spatial econometrics, CRC Press, Boca Raton.

Munnell, A. (1990), 'How does public infrastructure affect regional economic performance?', *New England Economic Review* **69-103**.

Mussolini, C. C. & Teles, V. K. (2010), 'Infraestrutura e produtividade no Brasil', *Revista Economia Política* **30**(4), 645–662.

Roback, J. (1982), 'Wages, rents, and the quality of life', *Journal of Political Economy* **90**(6), 1257–1278.

Rogerson, P. (2001), Statistical methods for geography, Sage.

Rosen, S. (1979), Wages-based indexes of urban quality of life, John Hopkings University Press, Baltimore.

Sánchez Robles, B. (1998), 'Infrastructure investment and growth: some empirical evidence', *Contemporary Economic Policy* **16**(98-108).

Turnovsky, S. (1996), 'Fiscal policy, adjustment costs, and endogenous growth', Oxford Economic Papers 48, 361–381.

Apêndice

Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991, 2000 E 2010. Instituto Brasileiro de Economia e Estatística.

Figura 2: Percentual de domicílios com acesso ao abastecimento de água pela rede geral por Unidade da Federação

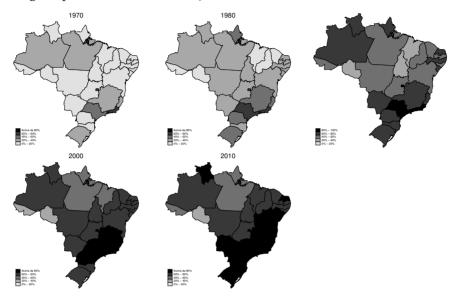


Figura 3: Desvio-padrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso ao abastecimento de água pela rede geral por Unidade da Federação

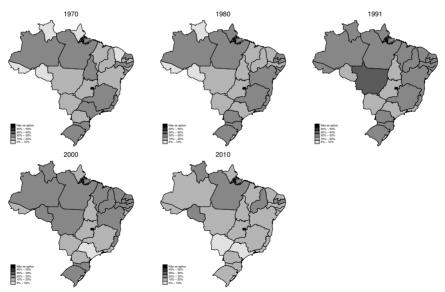


Figura 4: Percentual de domicílios com acesso à coleta de esgoto pela rede geral por Unidade da Federação

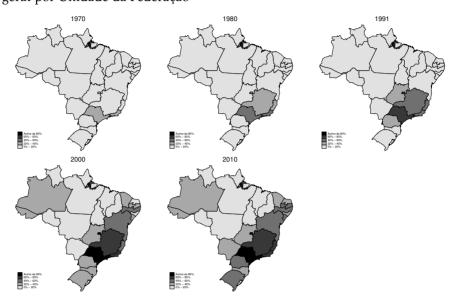
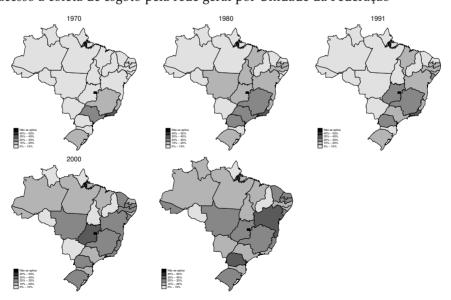


Figura 5: Desvio-aadrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso à coleta de esgoto pela rede geral por Unidade da Federação



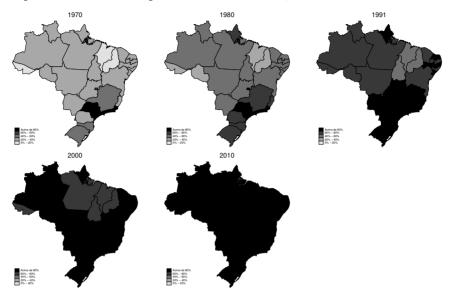
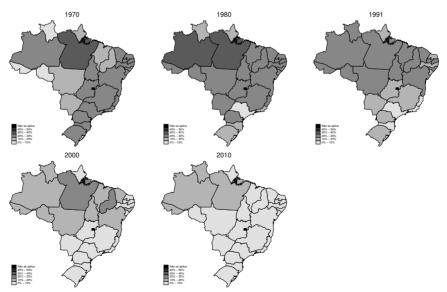


Figura 6: Percentual de domicílios com acesso à energia elétrica fornecida pela companhia distribuidora por Unidade da Federação

Figura 7: Desvio-padrão do percentual de domicílios ao nível municipal com acesso à energia elétrica fornecida pela companhia distribuidora por Unidade da Federação



LABOR MARKET IMPACTS OF EMPLOYMENT QUOTAS FOR THE DISABLED IN BRAZIL

Alexandre Gori Maia * Vinicius Gaspar Garcia †

Abstract

The occupational achievements of people with disabilities and those with less severe functional limitations are analyzed before and after the implementation of employment quotas. The differentials are decomposed into (i) productive or socioeconomic factors; and (ii) unobservable factors such as discrimination and other social constraints. The unobservable difficulties, which play an important role in determining differences in employment rates, reduced substantially, especially for people with more severe limitations. However, while these workers continue to obtain low paid jobs, those most qualified with less severe limitations attained the better occupational positions, and hence, higher wages.

Keywords: disability, discrimination, minorities, decomposition method, selectivity bias.

Resumo

A inserção ocupacional das pessoas com deficiências e com limitações funcionais menos severas são analisados antes e após a implementação da Lei das Cotas. Os diferenciais são decompostos em (i) fatores produtivos ou socioeconômicos; e (ii) fatores não observáveis, como discriminação e dificuldades sociais. Os fatores não observáveis, que desempenham um papel importante na determinação das diferenças nas taxas de emprego, reduziram substancialmente, especialmente para aqueles com limitações mais severas. Entretanto, enquanto esses trabalhadores continuam obtendo empregos de baixa remuneração, os ocupados com limitações menos severas e mais qualificados atingiram as melhores posições ocupacionais e salários mais elevados.

Palavras-chave: deficiência, discriminação, minorias, método de decomposição, viés de seleção.

JEL classification: J14, J31, J48, J71, C52.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea141318

^{*} Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Brazil. E-mail: gori@unicamp.br

[†] Faculdades de Campinas (Facamp), Brazil. E-mail: vggarcia30@gmail.com.

1 Introduction

People with disabilities are markedly characterized by their low level of socioeconomic attainment and labor participation when compared to other social groups (see Haveman & Wolfe (1990); Garcia & Maia (2014); McNeil (2000); Yelin & Katz (1994)). Among the determinants of these unfavorable conditions are health problems that limit labor productivity and occupational attainment, as well as social prejudice and employers' discrimination (Beegle & Stock 2003).

Among the recent political achievements of this social group, employment quotas have been adopted in several countries to guarantee a percentage of jobs in public and private companies for persons with disabilities. Supporters of such public policies targeted at people with disabilities advocate that it makes the labor market more inclusive and is able to promote convergence in the distribution of skills between social minorities and majorities (Welch 1976). First, by requiring the employer to adapt the workplace and ensure equality of opportunity in the access to work, reducing segregation between people with and without disabilities (Ravaud et al. 1992). Second, by mitigating the unreasonable effect of social discrimination, promoting greater income equality among workers with similar productivity levels.

On the other hand, critics of this labor protection policy argue that it tends to involve high costs to employers and society, with negative impacts on overall employment generation (Olson 1997). In the case of quotas for people with disabilities, there would also be difficulties to ensure equal treatment for all levels of disability (Hasegawa 2007). For example, people with moderate disabilities could benefit more at the expense of those with more severe levels of disabilities and in more vulnerable conditions.

This study analyzes the differentials of employment rate and average wages in Brazil between 2000 and 2010, a period in which employment quotas for people with disabilities were effectively enforced in Brazil. Analyses are based on pooled sample data from the Brazilian Demographic Census. The paper adopts a classification for people with disabilities which determines more accurately the impacts of employment quotas on a group of people with higher levels of physical, sensorial, or cognitive limitations (severely disabled persons), distinguishing them from a group with milder limitations (mildly disabled persons).

Two strategies are used to evaluate the impacts of employment quotas on the groups of severely disabled, mildly disabled, and nondisabled persons: without and with sample selection correction. Firstly, based on Blinder (1973) and Oaxaca (1973), the study decomposes the impacts of employment quotas on both the labor force participation and on the wage distribution into: i) impact of observable factors (socioeconomic characteristics); ii) impact of unobservable factors (discrimination and social constraints, for example). Results emphasize how the implementation of employment quotas is related to a deep reduction in the differences of employment rates due to unobservable factors and to the reduction in the differences of average wages due to unobservable factors. Secondly, the study controls the presence of sample selection bias in the groups of waged workers using the decomposition method proposed by Neunan and Neuman & Oaxaca (2004a). Results highlight how the selectivity bias tends to be higher among groups with less severe (or lack of) disabilities and hence, reducing real differences between disabled and nondi-

sabled waged workers.

The decomposition is applied running separate equations for each group of disability and each year (similar to, for example, Kidd et al. (2000); Madden (2004); Malo & Pagán (2012)). Differences due to observable and unobservable factors are then compared between the two census years. This empirical strategy has its advantages and limitations. One main advantage is that it allows us to estimate changes in the share of the wage and employment differences attributed to productivity-related and unobservable differences. Since employment quotas are expected to reduce mainly the latter component, which is often interpreted as indicative of discrimination, we can have straightforward evidences of their potential impacts on disabled population. On the other hand, one main limitation is that, unlike other minority groups, persons with disabilities hold health impairments that may severely limit their productivity in some types of work, and these limitations are hardly unrayeled by empirical exercises. In contrast to a true experimental (or quasi-experimental) design, the treatment and control groups in this study are independent samples which reasonably differ in their composition in each period. In this regard, the selectivity corrected decomposition proposed by Neunan and Neuman & Oaxaca (2004a) provides additional information to test the consistency and robustness of the estimates under different hypothesis of what really constitutes labor market inequities.

The study contributes to the growing debate on the impacts of target policies for people with disabilities on the labor market (Acemoglu & Angrist 1998, Beegle & Stock 2003, Deleire 2000, Jones 2008). Few studies have tried to analyze the case of employment quotas in Brazil (for example, Costilla et al. (2002)). Particularly, this is the first study to estimate and decompose the potential impacts of employment quotas on wage and employment differences in Brazil, notorious for its high levels of inequality and social exclusion.

The law guaranteeing employment quotas for people with disabilities in Brazil was approved in 1991 (Article 93, Law 8,213 of 1991) and regulated in 1999 by the Federal Decree 3,298 of 1999. But the regulation of the employment quotas began effectively in the year 2000 (Zanitelli 2013). The Ministry of Labor and Employment in Brazil oriented companies with 100 or more employees to hire between 2% and 5% of people with disabilities, depending on the company size. Firms had a deadline to adapt to this law, but compliance was almost completely ignored. Fines began to be imposed in 2003 when the law began to be effectively enforced in Brazil. Although employment quotas have positively impacted the occupational attainment and earning distribution of people with disabilities, the final discussion stresses how the persistence of substantial gaps between the groups of disability reinforces the idea that reserving jobs in the market will be unable, per se, to equalize the inequality of opportunities faced by this social group.

2 Institutional Background

2.1 Functional Limitations and Social Prejudice

By the early twentieth century, people with disabilities had their trajectory defined almost exclusively by their families (Figueira 2009). Gradually, this responsibility was considered a public policy, albeit not exactly as a standard social policy, since this duty was actually transferred to private and charity or-

ganizations frequently supported by the State (Silva 1987). These institutions expanded their action beyond medical rehabilitation, taking responsibility for the education of people with disabilities.

Only recently have disabled people started to attend school and work environments common to the entire population, as well as public and private services such as bars, restaurants, and cinemas (Garcia 2010). Despite recent improvements, they still face huge inequalities in relation to employment opportunities, occupational attainment, earnings, and social conditions. Even in developed nations, the employment rates of disabled people (44%) are only about 60% of those for the general nondisabled population (71%) (OECD 2003). This difference is far beyond the potential impact of work-limiting disabilities on labor force participation. According to Webber & Bjelland (2015), the work-limiting disabilities in the United States tend to reduce the percentage of men and women in the labor force by only 3 and 2 percentage points, respectively.

In this sense, the difficulties faced by people with disabilities cannot be merely attributed to functional limitations, but may also be related to other hidden difficulties such as lack of proper accommodation in the workplace, social prejudice, or discrimination. In the United Kingdom, studies suggest that about half of the differences in employment probabilities is due to unobservable factors such as discrimination and other hidden difficulties faced by people with disabilities (Jones 2008). Nonetheless, this unexplained component may narrow substantially when accounting for selectivity in health or labor force status, i.e., differences in the composition of the disabled and non-disabled working age populations. According to Madden (2004), the selectivity is insignificant for health status, but considerable for the entry into the labor market. Frutos & Castello (2015) also highlight the role of the system of benefits for people with disabilities, which negatively affected the likelihood of employment among mildly disabled people in Spain.

The average income from work of the disabled population also tends to differ reasonably from that of the nondisabled population. In the United States, for example, the work income of disabled workers is roughly 30% lower than that of nondisabled workers, and 40% lower in Portugal (OECD 2003). The lower wages received by people with disabilities can be attributed to several factors. Occupational segregation, for example, limits the earnings potential of people with disabilities. Studies in the United States and in Brazil highlight how people with disabilities are subjected to lower-skilled jobs with limited educational and experience requirements (Maroto & Pettinicchio 2014, Garcia & Maia 2014).

Even after controlling for several differences in human capital and occupational characteristics, disabled workers tend to earn significantly less than nondisabled workers (Haveman & Wolfe 1990, Kidd et al. 2000). As would be expected, the impact of this unexplained wage gap, which is used as evidence of earning discrimination, will largely depend on the quality of the control variables. Different strategies have been used to control for productivity and the level of health disabilities. Deleire (2001), for example, separately analyzed a group of workers with functional limitations but no work limitations, concluding that only a small fraction of their earning gap in relation to nondisabled workers - roughly 5 to 8 percent - can be attributed to discrimination. Jones (2006) and Malo & Pagán (2012) also controlled for the effect of health on productivity, suggesting that the employment discrimination against the disabled

is small or even insignificant. In other words, depending on the job requirements, the severity of the disability can reduce significantly an individual's productivity. In this sense, policies should therefore focus on increasing the productivity of the disabled (Jones 2008).

2.2 Policies for People with Disability

In order to reduce wage and employment gaps between disabled and nondisabled persons, several policies have been implemented in the labor market. These policies can be classified into three main groups (Hasegawa 2007): i) equality of opportunity, which is oriented to adapt the workplaces and to criminalize discrimination against people with disabilities in hiring, firing, and paying (implemented, for example, in the United States, Australia, United Kingdom, and Canada); ii) employment quotas, which reserve a share of jobs in private and public companies for people with disabilities (implemented, for example, in Germany, France, Italy, Austria, Japan, South Korea, and Brazil); iii) removing difficulties, which forces employers to improve the workplace environment for people with disabilities in accordance with their needs (implemented, for example, in Sweden and Norway).

The Americans with Disabilities Act (ADA) is a well-documented example of an equality of opportunity policy. Prior studies suggested negative or insignificant impacts of this policy on the labor participation rate of people with disabilities. Deleire (2000) analyzed the period of 1986-95 and indicated that the employment of men with disabilities was 7 percentage points lower than before the act was passed. Although the ADA may have increased job accommodation and reduced discrimination against people with disabilities, the costs of complying with the act were large enough to reduce the demand for disabled workers and undo its intended effects. According to Acemoglu & Angrist (1998), the relative employment position of disabled workers aged 21-39 (and disabled men aged 40-58) began to deteriorate in the first two years the ADA was effectively implemented (1992). This result would be mainly due to the restrictions imposed by employers in order to hire people with disabilities, since they tend to involve increasing costs of hiring and legal risks in case of dismissal. Beegle & Stock (2003) accounted for the variation in statelevel antidiscrimination measures passed prior to the ADA and suggested that disability discrimination laws were negatively associated with the labor force participation rates of the disabled, but the laws had no relationship with disabled employment rates.

The reduction in the labor participation rate of the disabled population would also be related to the reclassification of many nondisabled and nonparticipants as disabled, stimulated by more stringent requirements of the welfare reform and more generous federal disability benefits (Hotchkiss 2004). Using alternative measures of who is covered by the ADA, Kruse & Schur (2003) indicated a positive impact on the participation rate of those with any or severe functional limitations who do not report a work disability. The authors also emphasize the pro-cyclic characteristics of labor participation for people with disabilities: they tend to be the last to be hired in periods of growth and the first to be fired in recessions.

The potential benefits of antidiscrimination laws on wages is also controversial. Deleire (2000) and Acemoglu & Angrist (1998) suggested that the ADA had no impact on wages of disabled workers, although those disabled

workers who remained employed may have been benefited by the job accommodation imposed by the ADA. In turn, Beegle & Stock (2003) indicated that state-level antidiscrimination laws had negative impact on earnings, possibly because disabled workers shifted into lower earning jobs or the composition of disabled workers shifted toward disabilities with stronger negative effects on productivity and wages. In the case of employment quotas, growth in the participation rate of people with disabilities would naturally be expected, since a share of the jobs is compulsorily reserved for this group of people. Nonetheless, the intensity of these impacts across different social groups, as in the whole population, is not yet fully understood, neither are the impacts on wage distribution and the employer's discrimination. Some studies suggest that the general impact may be negative. Griffin (1992) modeled affirmative action as a series of hiring quotas and indicated that, once quotas are binding, firms subject to affirmative action will operate under higher costs of production and have less elastic demands for inputs. They will be less able to substitute between most inputs. As a consequence, employment quotas may benefit the target social group of workers, but it also reduces the industry's production and employment of labor (Marchon & Toledo 2014).

Other studies suggest positive but tiny impacts. In South Korea, changes in the employment quota system that took place in 2003 have shown to increase labor force participation, but have had a limited positive impact on the probability of employment among people with disabilities (Nazarov et al. 2015). A main concern is whether the penalty for non-compliance provides sufficient incentives for firms to hire disabled workers. Wüllrich (2010) investigated the effect of a tax increase of 30% on firms' demand for disabled workers in Austria, concluding that the average number of disabled employees would increase by 1.9%.

3 Empirical Framework

There is a wide variety of physical, sensory and cognitive limitations representing different levels of functional limitations. Brazil currently works with the so-called "social paradigm"of disability, assuming that, beyond physical impairments, the condition of disability is also determined by the social environment, the levels of accessibility and autonomy that people experience in their lives (Sassaki 2008). However, in order to be granted a social benefit such as those guaranteed by the "employment quotas", individuals will only be considered as having a disability if they, based on a medical report, meet the definitions of physical, visual, hearing, mental or multiple disabilities, listed in the Decree-Law 5296/04.

But the assessment of disability according to this criterion is very difficult to obtain in household surveys. As an alternative, the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) uses the International Classification of Functioning, Disability and Health (ICF) to classify people with disabilities based on self-reported answers. In particular, the Brazilian Demographic Census assesses the degree of difficulty (total, great, some or none) to walk/climb stairs, hear and see, in addition to a specific question for mental disability.

However, the challenge is to conciliate these self-reported answers with the official criteria of physical, sensory or mental disability used in the employment quotas. Besides those who declared themselves totally unable to walk, see or hear, it would also be appropriate to include individuals who declared "great difficulty" in performing these actions, excluding those who reported only "some difficulty". Thus, the groups of disability or functional limitations are proposed for the analysis:

- Severely disabled: "severely disabled person", those who reported "to-tal"or "great"difficulty in seeing, hearing and/or walking/climbing stairs; in addition to those who declared "yes"to "intellectual/mental disability";
- Mildly disabled: "mildly disabled person", those who reported only "some" difficulty in seeing, hearing and/or walking/climbing stairs.
- Nondisabled: people who did not declare any kind of disability or functional limitation.

Disabled persons (or people with disabilities) will henceforth refer to both severely and mildly disabled groups¹. The group with more severe disabilities would be the main target of employment quotas, since the severely disabled persons would face more adverse conditions in terms of schooling and job access due to barriers and obstacles that still exist in society. As a consequence, they would present disadvantages in terms of employment, earnings and other socioeconomic conditions in comparison with both the nondisabled population and the group with less severe functional limitations.

Differences between severely disabled, mildly disabled and nondisabled persons were analyzed comparing two indicators: (i) employment-to-population ratio (ER), which is the percentage of the working age population (WAP, people between 15 and 65 years) who is actually employed with a positive remuneration; (ii) wage, monthly income of the main job for those who were employed with a positive remuneration.

3.1 Equation Models

The models for the occupational employment and wage of the *i*-th individual are given by:

$$E_{gt_i} = \mathbf{h}'_{gt_i} \gamma_{gt} + \epsilon_{gt_i} \tag{1}$$

$$Y_{gt_i} = \mathbf{x}'_{gt_i} \boldsymbol{\beta}_{gt} + u_{gt_i} \tag{2}$$

These equations are adjusted separately for each group of disability g (g = S for severely disabled, M for mildly disabled and N for nondisabled person) and period t (t = 0 for 2000 and 1 for 2010).

In the wage equation, the dependent variable *Y* represents the natural logarithm of the monthly wage (log wage) for the employed population with positive earnings. Wages are represented by monthly payments rather than hourly payments because most employment contracts in Brazil consider a fixed compensation per month (for example, Hoffmann (2000)). Wages of 2000

¹The disability rights movement in Brazil prefers the words "people with disability", although the term "disabled person"is worldly recognized and almost always considered correct.

were converted to constant values of July 2010 using the *Índice Nacional de Preços ao Consumidor*, provided by the IBGE².

In the equation for ER of the WAP, the binary dependent variable *E* assumes 0, for non-employed, and 1, for employed persons. In other words, the Equation 1 represents a Linear Probability Model (LPM) for the probability of being employed. The LPM is a simple and usually convenient approximation to the underlying response probability, especially when one is only interested in analyzing the average net impacts of the explanatory variables for the middle ranges of the data (Wooldridge 2002).

The vectors **h** and **x** contain the values for the observable explanatory variables respectively for the employment and wage equations; the vectors γ and β contain the coefficients that reflect the net impact of each explanatory variable; ϵ and u are the random errors.

Since wages Y are only observed for those employed persons (E > 0), a standard assumption is that errors u in the wage equation are not correlated with errors in the equation for ER. Otherwise, the estimation of the wage equation will suffer from sample selection problems and the Ordinary Least Squares' estimators will not be consistent (Wooldridge 2002). This is the case when the group of employed individuals is not merely a random selected sample of the WAP, and unobserved factors that affect labor force participation (motivation and discrimination, for example) will also affect wages.

The second approach to estimate the differences between the groups of disability uses the *Heckit method* to obtain consistent estimators of the wage equation in the presence of sample selectivity (Heckman 1976). The wage equation with sample selection correction can be expressed as:

$$Y_{gt_i} = \mathbf{x'}_{gt_i} \boldsymbol{\beta}_{gt} + \theta_{gt} \lambda_{gt_i} + u_{gt_i}$$
(3)

Where the parameter θ represents the product between ρ (the correlation between errors u and ϵ) and σ (the standard error of u), and the variable λ contains the values of the Inverse Mills Ratio (IMR). This means that the selectivity bias will occur when $\theta \neq 0$.

As pointed by Wooldridge (2002), \mathbf{x} does not need to be a strict subset of \mathbf{h} for β to be identified. Exogenous instruments - those correlated to the probability of employment and exogenous to individual wages - can be used in the first stage of estimation (Equation 1) in order to reduce collinearity and minimize the standard errors in the second stage of estimation (Equation 3). In turn, the estimates obtained in the second stage will not be consistent when endogenous instruments are used in the first stage. We tested several instruments recommended by previous studies (for example, (Neuman & Oaxaca 2004b, Baldwin & Choe 2014, Frutos & Castello 2015)), but all of them showed to be significantly related to errors in Equation 3. In this sense, our vector \mathbf{h} contains only explanatory variables presented in vectors \mathbf{x} . Although this strategy tends to generate collinearity in the second stage, this is not a problem in large data sets. The estimates are consistent and the large number of degrees of freedom in the Demographic Census guarantees their desired significance.

²Conversion to constant values of 2010 was made using the deflator 1.952, which means an inflation of 95.2% between July 2000 and July 2010.

The vector \mathbf{h} includes binary variables for education, age, sex, and race/color. The vector \mathbf{x} contains, in addition to those variables presented in vector \mathbf{h} , binary variables for working hour, employment status, and economic sector. The list and description of the explanatory variables is presented in Appendix A. In addition to social and occupational variables, both models include fixed effects for the 27 federal units in Brazil.

3.2 Decomposition Method

The effect of employment quotas on the outcome variable (E for ER or Y for log wage) can be derived from the total differences between a treatment group, which is affected by the policy change, and a control group, which is not affected, in two consecutive periods, before (t = 0) and after the implementation of the employment quotas (t = 1). For example, the total differences between the average wages of severely disabled (g = S, treatment group) and nondisabled (g = N, control group) workers is given by:

$$\Delta \overline{Y}_{SN} = (\overline{Y}_{S1} - \overline{Y}_{N1}) - (\overline{Y}_{S0} - \overline{Y}_{N0}) = \Delta \overline{Y}_{1} - \Delta \overline{Y}_{0}$$

$$\tag{4}$$

Where \overline{Y}_{S0} and \overline{Y}_{N0} are, respectively, the average wages for the groups of severely disabled and nondisabled workers before the intervention (t=0); \overline{Y}_{S1} and \overline{Y}_{C1} are the average wages after the intervention (t=1).

Since data in this study arise from a natural experiment where the treatment and control groups differ systematically over the two periods, it is very difficult to infer a causal connection between the policy (employment quotas) and the outcome of interest. In other words, other factors may impact the total difference between the mean outcomes (Equation 4) besides the policy under analysis. The literature on treatment evaluation provides a rich variety of methods to be applied in different contexts (Cameron & Trivedi 2005). In order to obtain an unbiased estimate of the total impacts, the main idea is to control for both observable or unobservable factors that can be related to both the outcome of interest and the policy intervention.

In this regard, differences between the treatment and control groups in each period will be decomposed into: (i) differences due to observable characteristics group (*obs*) such as education and working experience; or (ii) differences due to unobservable characteristics (*unobs*) such as physical barriers to access a job or social discrimination.

$$\Delta \overline{Y} = (obs_1 - obs_0) + (unobs_1 - unobs_0) \tag{5}$$

Equation 5 indicates that the difference between the treatment and control groups can be represented by changes in the observable $(obs_1 - obs_0)$ and in the unobservable $(unobs_1 - unobs_0)$ characteristics. Changes due to observable characteristics represent changes in socioeconomic characteristics that are not directly affected by employment quotas, such as access to education and age structure. In turn, changes due to unobservable characteristics are thought to be mainly related to the net effect of employment quotas, since it represents, among other factors, changes in adverse and hidden conditions faced by disabled persons due to their infrastructure constraints and/or social barriers.

The decomposition method adopted in this study considered two strategies of estimation: without and with sample selection correction. The first strategy is based on the method proposed by Blinder (1973) and Oaxaca (1973) and assumes that the groups of severely disabled, mildly disabled, and non-disabled workers are random samples of their respective populations. The second strategy uses the method proposed by Neuman & Oaxaca (2004*a*) and assumes that the groups of workers differ in unobserved factors that are also related to the wage determination. Both methods use Equations 1 and 2 to decompose the difference between the mean outcome for the treatment and control groups in each period *t*. Three combinations of treatment and control groups are compared: (i) severely disabled (g = S) and mildly disabled persons (g = M); (ii) severely disabled (g = S) and nondisabled persons (g = N); (iii) mildly disabled (g = M) and nondisabled (g = N) persons.

Without Sample Selection Correction

The first step is to represent the average outcome as a function of the observed variables and the coefficients. For example, the equation for the average wage for the group of disability g in period t is given by:

$$\overline{Y}_{\sigma t} = \overline{x}'_{\sigma t} \widehat{\beta}_{\sigma t} \tag{6}$$

Where $\widehat{\beta}$ is the ordinary least squares (OLS) estimate for the vector of coefficients β .

Making some algebraic developments, the difference between, for example, the averages wages of severely disabled and nondisabled workers in period t can be represented by (Blinder 1973, Oaxaca 1973)³:

$$(\overline{Y}_{St} - \overline{Y}_{Nt}) = (\overline{x}'_{St} - \overline{x}'_{Nt})\widehat{\beta}_{Nt} + \overline{x}'_{St}(\widehat{\beta}_{St} - \widehat{\beta}_{Nt})$$
(7)

The first component in Equation 7, also called *effect of observable characteristics* (*obs*), represents the value that can be attributed to observable socioeconomic differences between the treatment and the control groups. The second component represents the value that can be attributed to differences in the marginal returns of socioeconomic characteristics between the groups. This term, also called *effect of coefficients or unobservable factors* (*unobs*), represents the difference between the average values of *Y* that cannot be merely explained by differences in socioeconomic characteristics.

Merging Equations 4 and 7, the variation in the difference between the average wages of severely disabled and nondisabled workers will be given by:

$$(\overline{Y}_{St} - \overline{Y}_{Nt}) = [(\overline{x}'_{S1} - \overline{x}'_{N1})\widehat{\beta}_{N1} - (\overline{x}'_{S0} - \overline{x}'_{N0})\widehat{\beta}_{N0}] + [\overline{x}'_{S1}(\widehat{\beta}_{S1} - \widehat{\beta}_{N1}) - \overline{x}'_{S0}(\widehat{\beta}_{S0} - \widehat{\beta}_{N0})]$$
(8)

³Alternatively, we could also decompose the difference between the average wages by $(\overline{x}_{St}' - \overline{x}_{Nt}')\widehat{\beta}_{St} + \overline{x}_{Nt}'(\widehat{\beta}_{St} - \widehat{\beta}_{Nt})$ (Vaz & Hoffmann 2007). We tested both approaches, finding no remarkable differences between the analyses. For analytical simplicity, we opted for Equation 7

In other words, differences between the treatment and the control groups can increase or decrease due to changes in observable socioeconomic characteristics (Δobs , which is the first term between square brackets) or due to changes in unobservable characteristics ($\Delta unobs$, which is the second term between square brackets), which is the main concern in the evaluation of the employment quotas.

We used similar procedures to decompose changes in the differences between employment rates of treatment and control groups. In this case, the variation in the differences between the mean outcomes is represented by $\Delta \overline{E}$, the vector of average values for the explanatory variables is \overline{h} and the vector of OLS estimates is $\widehat{\gamma}$. These procedures were used to compare the treatment and control groups (subscript g): (i) severely disabled (S) and mildly disabled persons (M); (ii) severely disabled (S) and nondisabled persons (S); (iii) mildly disabled (S) and nondisabled (S) persons.

With sample selection correction

A main limitation of the previous decomposition approach is that it does not account for sample selection bias in the wage equation, i.e., differences in the composition of disabled and nondisabled employed populations due to unobservable factors that are also correlated to wage. The second strategy of this study uses the method proposed by Neuman & Oaxaca (2004a) to decompose wage differences between the groups of disability accounting for sample selectivity.

The first step is to represent the average wage as a function of the estimates for the sample selection correction parameters. Merging Equations 3 and 6, we have:

$$\overline{Y}_{gt} = \overline{\mathbf{x}}_{gt}' \widehat{\boldsymbol{\beta}}_{gt} + \theta_{gt} \lambda_{gt}$$
 (9)

Where $\hat{\theta}$ is the maximum likelihood (ML) estimate for $\rho \overline{\lambda}_u$ is the average value of the IMR, obtained in the first step of estimation (Equation 1). Now, merging Equations 9 and 7 we have a new expression for the difference between the average wages of the severely disabled and nondisabled workers in time t (Neuman & Oaxaca 2004a):

$$(\overline{Y}_{St} - \overline{Y}_{Nt}) = (\overline{x}'_{St} - \overline{x}'_{Nt})\beta_{Nt} + \overline{x}'_{St}(\widehat{\beta}_{St} - \widehat{\beta}_{Nt}) + (\widehat{\theta}_{St}\lambda_{St} - \widehat{\theta}_{Nt}\overline{\lambda}_{Nt})$$
(10)

Where the last component in Equation 10 represents the role of selectivity on overall wage differences between treatment and control groups. As a result, the variation in the differences between the treatment and control groups before (t = 0) and after (t = 1) the policy implementation will now contain a component that is due to selectivity bias:

$$(\overline{Y}_{St} - \overline{Y}_{Nt}) = [(\overline{x}'_{S1} - \overline{x}'_{N1})\beta_{N1} - (\overline{x}'_{S0} - \overline{x}'_{N0})\beta_{N0}] + [\overline{x}'_{S1}(\widehat{\beta}_{S1} - \widehat{\beta}_{N1}) - \overline{x}'_{S0}(\widehat{\beta}_{S0} - \widehat{\beta}_{N0})] + [(\widehat{\theta}_{S1}\overline{\lambda}_{S1} - \widehat{\theta}_{N1}\overline{\lambda}_{N1}) - (\widehat{\theta}_{S0}\overline{\lambda}_{S0} - \widehat{\theta}_{N0}\overline{\lambda}_{N0})]$$

$$(11)$$

Or, in summary:

$$\Delta Y = \Delta obs + \Delta unobs + \Delta selectivity \tag{12}$$

Similar to the strategy without sample selection correction, the decomposition proposed by Equation 12 was used to represent the differences between three combinations of treatment and control groups: (i) severely disabled (S) and mildly disabled persons (M); (ii) severely disabled (S) and nondisabled persons (N); (iii) mildly disabled (M) and nondisabled (N) persons.

4 Results

4.1 Data Description

According to the 2010 Demographic Census, the number of severely disabled persons of working age (15 to 65) was 8.2 million (6.2% of the WAP), while the number of mildly disabled was 25.1 million (19.0%) (Table 1). Therefore, 33.3 million people declared they had at least some degree of permanent sensory, motor and/or cognitive difficulty in 2010. The share of the WAP reporting any type of disability also increased substantially throughout the decade: from 15.5% (3.9% +11.6%) in 2000 to 25.2% (6.2% +19.0%) in 2010. Since the classification of disability is based on self-reported answers, two phenomena may be considered in this dynamic: i) the higher prevalence of disabilities in the population, for example, due to an aging population; and ii) the higher recognition or acceptance of this condition, for example, due to better access to health assessments or even a strategy in order to be eligible for social benefits such as employment quotas.

The most representative type of disability is visual impairment, understood as total inability to see (307,000 people) and great difficulty (4.1 million), accounting for a total of 4.4 million people in 2010 (3.3% of the WAP). Next, people with physical disabilities are constituted by 306,000 persons with total inability and 1.9 million with great difficulty to walk/climb stairs, accounting for 2.2 million persons (1.7% of the WAP). People with mental or cognitive disability represented 1.4% of the WAP (1.8 million people). In turn, people with hearing impairment represented 0.9% of the total Brazilian WAP in 2010: 236,000 with total difficulty and 886,000 with great permanent difficulty in hearing (1.1 million people)⁴.

The percentage of the WAP that is effectively employed (ER) is significantly lower for severely disabled compared to mildly disabled and nondisabled persons: 39.5% in 2010 as opposed to 56.6% and 62.0%, respectively. Among the severely and mildly disabled persons, the ER is higher for those with hearing impairment, especially for those with visual disabilities (between 43.8% and 55.5%). Among those with mental disabilities, total or great physical difficulty, the ER is very low: between 17.3% and 31.8%.

Between 2000 and 2010, the ER increased significantly for most groups, especially for those with more severe levels of disabilities. For example, the ER increased by 11 percentage points for the severely disabled persons and by 7

⁴It is important to note that the sum of each disability type exceeds the total observed for the disable population (8.2 million). This is because the same individual may have declared more than one type of impairment or disability (the so called *multiple disabilities*).

2000 2010 Type of Sample Size People Sample Size People Disabil-Category ER ER ity (1000)(1000)N (1,000) % N (1,000) % Yes 232,103 1,950,303 1.8 21.3 208,068 1,830,578 1.4 17.3 Mental 12,732,059 108,187,813 97.9 130,001,363 60.1 No 54.1 13,827,541 98.6 Illness 42.2 ND 37,268 324.400 0.3 2.954 35,996 0.0 1.3 Unable 56,932 28,352 307,151 47.4 6,813 0.1 5.6 0.2 Great Difficulty 47.2 181,537 1,498,320 1.4 450,617 4,076,119 3.1 36.4 Ability Some Difficulty 1,270,894 10,524,970 9.5 47.6 2,362,896 22,440,758 55.5 17.0 to See No Difficulty 11,504,341 98.050.650 88.8 54.4 11.191.903 104.985.860 79.6 60.9 ND 37,845 331,644 0.3 44.0 4,795 58,048 0.0 36.7 Unable 100,642 19.2 43.8 12,469 0.1 24,203 235,656 0.2 Great Difficulty 49,018 405,558 0.435.4 99,614 886,357 0.7 47.1 Ability Some Difficulty 336,613 2,837,207 47.1 493,654 4,551,103 52.3 2.6 3.5 to Hear 126,156,019 No Difficulty 106,733,833 59.9 12,559,353 96.6 53.8 13,417,940 95.7 ND 43,977 385,276 0.3 45.2 3,152 38,802 5.5 0.0 Unable 203,203 306,062 23.9 23,830 0.2 6.5 31,856 0.2 919.517 Great Difficulty 108.066 0.8 215.301 1.929.434 1.5 31.8 21.7 Ability Some Difficulty 3,538,342 3.2 417,604 36.9 594,056 5,462,979 4.1 42.5 to Walk No Difficulty 105,520,188 95.5 124,127,635 13,193,914 60.8 12,419,699 54.4 94.1 ND 32.231 281,266 0.3 41.2 3,436 41,827 0.0 12.1 Severely Disabled 520,597 3.9 39.5 4,355,927 28.3 904,451 8,175,917 6.2

Table 1: Percentage distribution of socioeconomic characteristics

Source: Demographic Census, IBGE.

ND

Mildly Disabled

Nondisabled

Group of

Disability

Working age population: 10 to 65 years. Average values in column % for all nominal variables. Standard errors between parentheses.

767,509

12,802,713

92,536,367

49.2

55.3

49.9

11.6

83.8

0.7

2,644,458

4,686

10,484,968

25,084,377

98,551,430

56,212

56.6

62.0

34.2

19.0

74.7

0.0

1,534,326

88,247

10,858,260

percentage points for the mildly disabled and nondisabled. Among the types of disabilities, the ER increased mostly for those with total or great difficulty in seeing and hearing: from 11 to 42 percentage points. In turn, the labor force participation for people with mental problems was even more restricted in 2010 in comparison with 2000, falling by 4 percentage points.

The low levels of labor force participation for people with disabilities can be explained by physical and social constraints such as difficulties accessing the workplace and employers' discrimination, as well as by their socioeconomic characteristics. The groups of mildly and, above all, severely disabled persons are characterized by the relative prevalence of more vulnerable socioeconomic groups (Table 2). For example, in 2010, the percentage of severely disabled WAP with no education (16.2%) was more than twice as high as that observed for the mildly disabled (7.1%) and more than four times higher than that of nondisabled WAP (3.7%). On the other hand, the percentage of disabled WAP with college education (6.8%) was almost twice as low as that of mildly disabled (13.0%) and nondisabled (17.3%).

Unsurprisingly, there is a greater relative prevalence of the elderly among disabled persons, especially those between 60 and 65 years old. There is also a greater prevalence of blacks and women among disabled persons. Black and brown people made up more than half of the severely and mildly disabled WAP (54.7% and 52.9%, respectively), while they represented 49.9% among nondisabled in 2010. Women were 54.6% and 57.2% among severely disabled and mildly disabled WAP, respectively, against 49.3% among the nondisabled.

The most significant socioeconomic changes observed between 2000 and 2010 are related to age distribution, and more specifically the educational attainments of the groups of disability. For example, the share of people 40 years or older increased in all groups, but particularly among severely disabled persons: 7.2 percentage points, as opposed to only 0.6 percentage points among the mildly disabled and 1.3 among the nondisabled. This result would reflect, for example, a higher life expectancy for people with more severe health problems or a higher participation of people with disability in the labor market. In turn, educational attainment increased faster among the mildly disabled and nondisabled. For example, the percentage of the WAP with middle school or college (with or without diploma) increased by more than 16 percentage points among the nondisabled and mildly disabled, and by 11.9 percentage points among severely disabled persons. These results may indicate the persistence of difficulties in accessing and adapting the education system for the severely disabled population.

In addition to lower employment rates, severely disabled persons who are effectively employed also present more vulnerable occupational characteristics than those of the mildly disabled and nondisabled. The average wage of severely disabled workers, for example, was 21% lower than that of the mildly disabled and 26% lower than that of the nondisabled in 2010 (Table 3). Among other factors, the lower wages of disabled workers reflect the high rates of underemployment in this group. For example, the percentage of workers with partial working hours (less than 40 hours per week) is higher among mildly disabled (26.3% in 2010), and especially among severely disabled workers (29.0% vs. 21.6% of nondisabled).

Disabled workers are also associated with informal activities and self-employment. For example, the percentage of formal employees among the severely disabled persons was just 40%, as opposed to 43.6% for the mildly disabled and 51.2%

Table 2: Percentage distribution of socioeconomic characteristics

Socio-		2000			2010	
economic Characte- ristics	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Sample Size	520,597	1,534,326	10,858,260	904,451	2,644,458	10,484,968
No Education	29.3	15.6	6.7	16.2	7.1	3.7
	(0.063)	(0.029)	(0.008)	(0.039)	(0.016)	(0.006)
Elementary	57.5	62.8	56.0	58.8	53.5	42.5
	(0.069)	(0.039)	(0.015)	(0.052)	(0.031)	(0.015)
Middle	10.2	16.1	27.4	18.3	26.4	36.5
	(0.042)	(0.030)	(0.014)	(0.041)	(0.027)	(0.015)
College	3.0	5.5	9.9	6.8	13.0	17.3
	(0.024)	(0.018)	(0.009)	(0.027)	(0.021)	(0.012)
15 to 19	8.1	6.2	18.0	5.8	6.1	15.2
	(0.038)	(0.019)	(0.012)	(0.025)	(0.015)	(0.011)
20 to 29	15.9	13.2	29.6	13.2	14.0	30.2
	(0.051)	(0.027)	(0.014)	(0.036)	(0.021)	(0.014)
30 to 39	17.3	16.6	24.0	15.1	15.2	24.9
	(0.052)	(0.030)	(0.013)	(0.038)	(0.022)	(0.013)
40 to 49	22.1	27.1	15.9	23.5	26.5	16.5
	(0.058)	(0.036)	(0.011)	(0.045)	(0.027)	(0.011)
50 to 59	22.7	24.5	9.0	27.6	26.4	9.7
	(0.058)	(0.035)	(0.009)	(0.047)	(0.027)	(0.009)
60 to 65	13.9	12.4	3.5	14.7	11.8	3.5
	(0.048)	(0.027)	(0.006)	(0.037)	(0.020)	(0.006)
Female	50.2	54.8	50.6	54.6	57.2	49.3
	(0.069)	(0.040)	(0.015)	(0.052)	(0.030)	(0.015)
White	50.1	49.4	55.3	43.7	45.6	48.6
	(0.069)	(0.040)	(0.015)	(0.052)	(0.031)	(0.015)
Black	8.3	7.5	6.5	9.6	8.6	7.9
	(0.038)	(0.021)	(0.007)	(0.031)	(0.017)	(0.008)
Yellow	0.3	0.4	0.5	1.2	1.2	1.1
	(0.008)	(0.005)	(0.002)	(0.011)	(0.007)	(0.003)
Brown	40.1	41.6	36.8	45.1	44.3	42.0
	(0.068)	(0.040)	(0.015)	(0.052)	(0.031)	(0.015)
Indian	0.5	0.5	0.4	0.4	0.3	0.4
	(0.010)	(0.006)	(0.002)	(0.007)	(0.004)	(0.002)

Source: Demographic Census, IBGE.
Working age population: 10 to 65 years. Average values in column % for all nominal variables. Standard errors between parentheses.

for nondisabled. In turn, the percentage of self-employed among severely disabled workers was 2.4 percentage points higher than that of the mildly disabled and 8.1 percentage points higher than that of nondisabled.

Largely reflecting their high share of self-employed workers, severely disabled workers relatively prevail in agricultural activities (12.8% versus 10.3% of mildly disabled and 9.2% of nondisabled). The share of workers in the other precarious economic activity in Brazil - domestic work - is also higher among severely disabled workers: 10.7% as opposed to 9.4% for mildly disabled and 6.5% for nondisabled. On the other hand, the disabled workers are underrepresented, particularly, in the trade and repair sector: 15.8% for severely disabled and 15.9% for mildly disabled, versus 18.4% for nondisabled.

In spite of their most vulnerable occupational characteristics, the groups of people with severe and mild disabilities witnessed substantial improvements between 2000 and 2010. For example, the average wage of this group increased by 11%, as opposed to 16% of mildly disabled and 4% of nondisabled. The percentage of formal severely disabled employees increased by 9 percentage points, as opposed to 10.5 percentage points of mildly disabled and 9.8 percentage points of nondisabled. Several factors may have contributed to this dynamic. The assessment of these determinants is fundamental in order to understand the effectiveness of social policies aimed at people with disabilities, especially employment quotas, which will be the subject of the next topics.

4.2 The Determinants of Labor and Wages

Six LPM were adjusted by OLS to assess the determinants of the differences in the labor force participation. The dependent variable is the binary variable employed (1 for employed and 0 for non-employed persons of working age). For each year, three equations were estimated, one for each group of disability (severely disabled, mildly disabled and nondisabled). The p values are based on heteroscedasticity-consistent standard errors. Due to the substantial number of observations in the sample of the Demographic Census, which ranged from 521 thousand to 10.9 million, most estimates were statistically different from zero. Sample sizes differ slightly from those presented in Table 2 since observations with missing values for any of the variables were excluded in this analysis. The categories with the largest net impacts on the probability of employment are those associated with education, age and sex. For example, in 2010, holding constant other factors, the probability of being employed for the nondisabled with college education was 31 percentage points higher than that of the nondisabled with no education (reference category). The higher impact of the educational attainment on the chances of being employed for disabled persons must also be highlighted. This result may suggest a stricter selection criterion for disabled persons in the labor market, since only the most qualified workers with disabilities would be selected to fulfill the quotas that are reserved for them.

There is an inverted-*U* relation between age and the probability of being employed for all groups of disability. In other words, holding constant other factors, the probability of being employed increases up to 30 and 49 year olds, when it begins to decline. Moreover, the impact of age on the chances of being employed is smaller for the severely disabled when compared to mildly disabled and nondisabled persons. This means that age is less important in

 Table 3: Average values of occupational characteristics

		2000			2010	
Occupational Characteristics	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Sample Size (1000)	145,419	744,421	5,909,228	334,040	1,427,605	6,297,724
Wage (R\$/Month)	880	1,062	1,259	975	1,231	1,314
	(11.393)	(3.511)	(1.727)	(4.234)	(2.759)	(1.214)
20 h or Less	10.5	9.3	7.1	16.2	14.0	10.8
	(0.080)	(0.034)	(0.011)	(0.064)	(0.029)	(0.012)
21 to 39 h	15.5	15.1	13.3	12.8	12.4	10.9
	(0.095)	(0.041)	(0.014)	(0.058)	(0.028)	(0.012)
40 to 44 h	29.6	30.6	35.9	40.2	44.0	49.2
	(0.120)	(0.053)	(0.020)	(0.085)	(0.042)	(0.020)
45 h or More	44.5	45.0	43.8	30.8	29.7	29.2
	(0.130)	(0.058)	(0.020)	(0.080)	(0.038)	(0.018)
Formal Employee	31.0	33.1	41.4	40.0	43.6	51.2
	(0.121)	(0.055)	(0.020)	(0.085)	(0.042)	(0.020)
Civil Servant	5.2	6.4	6.2	5.4	6.5	5.7
	(0.058)	(0.028)	(0.010)	(0.039)	(0.021)	(0.009)
Informal Employee	28.2	25.4	25.5	24.3	21.6	20.1
0.16 1 1	(0.118)	(0.050)	(0.018)	(0.074)	(0.034)	(0.016)
Self-employed	33.5	32.3	23.8	29.0	26.6	20.9
	(0.124)	(0.054)	(0.018)	(0.079)	(0.037)	(0.016)
Employer	2.2	2.7	3.1	1.3	1.8	2.2
A: 14	(0.038)	(0.019)	(0.007)	(0.020)	(0.011)	(0.006)
Agriculture	19.1	17.1	12.2	12.8	10.3	9.2
Managaataaniaa	(0.103)	(0.044)	(0.013)	(0.058)	(0.025)	(0.011)
Manufacturing						
Other Industrial	(0.087)	(0.039)	0.014)	(0.055) 1.7	1.5	(0.013)
Activities	(0.025)	(0.011)	(0.004)	(0.023)	(0.010)	(0.005)
Construction	8.0	7.8	7.5	8.5	7.7	7.8
Construction	(0.071)	(0.031)	(0.011)	(0.048)	(0.022)	(0.011)
Trade and Repair	15.5	15.2	17.7	15.8	15.9	18.4
Trade and Repair	(0.095)	(0.042)	(0.016)	(0.063)	(0.031)	(0.015)
Accommodation	5.6	5.2	4.7	4.1	3.7	3.6
and Food	(0.060)	(0.026)	(0.009)	(0.034)	(0.016)	(0.007)
Transportation, Warehouse, Communication	4.2 (0.053)	5.0 (0.025)	5.6 (0.009)	3.9 (0.034)	4.6 (0.018)	4.8 (0.008)
Public	5.3	6.0	5.9	5.3	6.2	5.7
Administration	(0.059)	(0.028)	(0.010)	(0.039)	(0.020)	(0.009)
Education, Health	7.9	9.4	10.0	9.0	10.8	10.1
and Social	(0.071)	(0.034)	(0.012)	(0.050)	(0.026)	(0.012)
Other Social and	4.1	3.9	3.9	3.8	4.4	4.7
Personal	(0.052)	(0.023)	(0.008)	(0.033)	(0.017)	(0.008)
Domestic Service	9.5	9.1	8.0	10.7	9.4	6.5
	(0.077)	(0.033)	(0.011)	(0.054)	(0.024)	(0.010)
Other Activities	7.3	7.4	9.1	13.0	14.2	14.8
	(0.068)	(0.030)	(0.012)	(0.058)	(0.029)	(0.014)

Source: Demographic Census, IBGE.

Employed population with positive earnings. Average values in *R*\$ for wage and column % for the nominal variables. Standard errors between parentheses.

¹ Wages at constant values of July 2010.

determining employment opportunities for severely disabled persons, which can be related to the relatively low labor participation rates observed for those adults with disabilities.

Table 4: Ordinary least squares estimates for the binary dependent variable employed

		2000			2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Intercept	0.058	0.344	0.332	0.035	0.269	0.249
	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
Elementary	0.142	0.070	0.078	0.185	0.107	0.124
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Middle	0.297	0.185	0.173	0.339	0.213	0.217
	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
College	0.447	0.301	0.272	0.500	0.328	0.310
	(0.004)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
20 to 29	0.142	0.274	0.307	0.229	0.335	0.352
	(0.002)	(0.002)	(0.000)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
30 to 39	0.193	0.342	0.395	0.309	0.425	0.452
	(0.002)	(0.002)	(0.000)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
40 to 49	0.222	0.320	0.382	0.340	0.420	0.454
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
50 to 59	0.166	0.201	0.253	0.272	0.309	0.345
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
60 to 65	0.062	0.036	0.080	0.130	0.110	0.141
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
Female	-0.157	-0.324	-0.299	-0.156	-0.252	-0.226
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)
Black	0.030	0.022	0.024	0.040	0.030	0.020
	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
Yellow	-0.036	-0.018	-0.048	0.024	-0.006	-0.012
	(0.011)	(0.006)	(0.002)	(0.006)	(0.003)	(0.002)
Brown	0.014	0.003	0.005	0.008	-0.002	-0.007
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)
Indigenous	0.031	-0.022	-0.063	0.012	-0.054	-0.133
	(0.009)	(0.006)	(0.002)	(0.009)	(0.005)	(0.002)
Federal Units	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Sample Size	520,597	1,534,326	10,858,260	904,451	2,644,458	10,484,968
F Statistic	1,641	9,180	70,275	3,564	14,358	68,248
R-square	0.109	0.189	0.202	0.133	0.175	0.203
Source: Domog	1: 0	IDCE		•		

Source: Demographic Census, IBGE.

Working age population (15 to 65 years). Heteroscedasticity-consistent standard errors between parentheses.

Sex also plays an important role in the probability of being employed. Among nondisabled persons, the probability of a woman being employed was

⁺ Non-significant at 5%.

23 percentage points lower than that of a man in 2010. Among severely disabled persons, this difference was less meaningful (16 percentage points). In other words, the social division of labor between men and women is less apparent in the latter group. In turn, there is no remarkable difference in the net impacts of color or race on the probability of being employed among the groups of disability. Black workers tend to be slightly more likely to be employed, which may reflect the higher costs of unemployment that these workers are subjected to.

Between 2000 and 2010, the ER grew mainly among the less vulnerable socioeconomic groups, increasing inequalities in the access to jobs. The net effects of socioeconomic characteristics on the probability of being employed increased in most situations. For example, the net impacts of elementary, post-secondary, and superior education (when compared to no education, the reference of the analysis) increased among all groups of disability. A similar trend was observed in the case of net impact of age on the probability of being employed.

The determinants of differences in the average wages were analyzed by fitting six models with OLS, using the logarithm of the wage for employed workers as dependent variables (Table 5). Three equations were adjusted for each year, one for each group of disability (severely disabled, mildly disabled, and nondisabled). Sample sizes are slightly different from those presented in Table 3 because some observations were excluded due to missing values for any of the variables under analysis. The p values are also based on heteroscedasticity-consistent standard errors. The R-squares range between 43.7% and 54.2% , and most estimates are statistically different from zero at 5% significance level. Since analyses are based on log-linear models with dummy explanatory variables, the percentage change in wage for category 1 in comparison with the reference category 0 is equivalent to $100[e^{\beta_j}-1]$ % (Halvorsen & Palmquist 1980).

Educational attainment is the explanatory factor with the highest net impact on average wages. For example, nondisabled persons with college education had an average wage nearly three times higher ($e^{1.006}$ –1=173%) than that of the nondisabled with no education (reference category) in 2010, holding constant other characteristics. An interesting result is that the impact of both college and middle school education on the average wages tends to be higher among severely disabled and mildly disabled persons. As also witnessed in the probability of being employed, this result may suggest a stricter selection criterion for people with disabilities. In other words, employers would select just the most qualified workers among those with disabilities, thus increasing inequality in relation to those less qualified that remained excluded from the more structured labor market.

On the other hand, the marginal returns of age, which are associated both to differences between generations and to professional experience, are lower among the mildly disabled; all among severely disabled persons. Difficulties faced by those workers with disabilities in the labor market may help explain their low marginal returns: the lower the job stability, the lower the gains associated with professional experience.

Holding constant other factors, women, as well as black and brown workers have lower average wages than men, white (reference analysis), and yellow workers, with no substantial differences between the groups of disability.

Occupational characteristics are also responsible for important differences

 Table 5: Ordinary least squares estimates for the dependent variable log wage

		2000			2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled		Non- disabled
Intercept	5.111	5.014	5.009	5.456	5.412	5.515
	(0.016)	(0.008)	(0.002)	(0.012)	(0.006)	(0.003)
Elementary	0.279	0.307	0.334	0.155	0.168	0.150
	(0.006)	(0.003)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.002)
Middle	0.757	0.779	0.709	0.453	0.462	0.387
	(0.009)	(0.004)	(0.002)	(0.007)	(0.004)	(0.002)
College	1.521	1.533	1.459	1.077	1.105	1.006
	(0.013)	(0.005)	(0.002)	(0.009)	(0.004)	(0.002)
20 to 29	0.346	0.413	0.408	0.279	0.307	0.314
	(0.010)	(0.005)	(0.001)	(0.009)	(0.004)	(0.001)
30 to 39	0.562	0.645	0.681	0.471	0.541	0.558
	(0.010)	(0.005)	(0.001)	(0.009)	(0.004)	(0.001)
40 to 49	0.641	0.743	0.811	0.557	0.654	0.680
	(0.010)	(0.005)	(0.001)	(0.009)	(0.004)	(0.001)
50 to 59	0.626	0.733	0.827	0.593	0.709	0.762
	(0.011)	(0.005)	(0.002)	(0.009)	(0.004)	(0.002)
60 to 65	0.586	0.680	0.763	0.623	0.735	0.790
	(0.013)	(0.006)	(0.003)	(0.010)	(0.005)	(0.003)
Female	-0.319	-0.400	-0.340	-0.306	-0.347	-0.296
	(0.005)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.002)	(0.001)
Black	-0.147	-0.152	-0.167	-0.116	-0.143	-0.151
	(0.008)	(0.003)	(0.001)	(0.005)	(0.002)	(0.001)
Yellow	0.094	0.179	0.182	0.009*	0.017	0.014
	(0.044)	(0.017)	(0.005)	(0.015)	(0.007)	(0.003)
Brown	-0.130	-0.125	-0.133	-0.116	-0.136	-0.137
	(0.005)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
Indian	-0.137	-0.095	-0.124	-0.210	-0.221	-0.223
	(0.030)	(0.013)	(0.006)	(0.025)	(0.013)	(0.007)
21 to 39 h	0.311	0.314	0.311	0.191	0.166	0.156
	(0.010)	(0.004)	(0.002)	(0.006)	(0.003)	(0.002)
40 to 44 h	0.497	0.506	0.496	0.376	0.346	0.338
	(0.009)	(0.004)	(0.001)	(0.005)	(0.002)	(0.001)
45 h or More	0.574	0.574	0.559	0.456	0.423	0.408
	(0.009)	(0.004)	(0.001)	(0.005)	(0.003)	(0.001)
Civil Servant	0.016*	0.031	0.044	0.105	0.138	0.149
	(0.010)	(0.004)	(0.001)	(0.008)	(0.003)	(0.002)
Informal	-0.366	-0.301	-0.259	-0.382	-0.324	-0.304
Employee	(0.005)	(0.002)	(0.001)	(0.004)	(0.002)	(0.001)
Self-employed	-0.216	-0.122	-0.023	-0.284	-0.170	-0.083
-F \ 2.00	(0.006)	(0.003)	(0.001)	(0.004)	(0.002)	(0.001)
Source: Demogra		,	` /	ı \ /	, ,	

Source: Demographic Census, IBGE.

Employed population with positive earnings. Heteroscedasticity-consistent standard errors between parentheses.

^{*} Non-significant at 5%.

Table 5: Maximum likelihood estimates of the sample selection model for the dependent variable log wage (continuation)

		2000			2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Employer	0.918	0.934	0.912	0.722	0.717	0.711
	(0.021)	(0.008)	(0.003)	(0.019)	(0.007)	(0.003)
Manufacturing	0.310	0.394	0.392	0.355	0.411	0.387
	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.001)
Other Industrial	0.534	0.627	0.596	0.279	0.466	0.488
	(0.024)	(0.010)	(0.003)	(0.014)	(0.007)	(0.003)
Construction	0.351	0.371	0.358	0.415	0.418	0.375
	(0.009)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.001)
Trade and	0.335	0.428	0.411	0.381	0.425	0.369
Repair	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.001)
Accommodation,	0.298	0.373	0.354	0.371	0.390	0.330
Food	(0.012)	(0.005)	(0.002)	(0.008)	(0.004)	(0.002)
Transportation,	0.530	0.624	0.585	0.524	0.572	0.489
Warehouse,	(0.012)	(0.005)	(0.002)	(0.009)	(0.004)	(0.002)
Communication	,	,	, ,	, ,	` ′	
Public	0.434	0.538	0.549	0.599	0.647	0.560
Administration	(0.011)	(0.005)	(0.002)	(0.008)	(0.004)	(0.002)
Education,	0.414	0.487	0.458	0.483	0.491	0.423
Health,	(0.010)	(0.004)	(0.002)	(0.007)	(0.004)	(0.002)
Social	,	, ,		,	,	
Other Social,	0.297	0.384	0.406	0.455	0.485	0.426
Personal	(0.012)	(0.006)	(0.002)	(0.009)	(0.004)	(0.002)
Domestic	0.164	0.232	0.189	0.210	0.242	0.172
Service	(0.009)	(0.004)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.002)
Other Activities	0.376	0.460	0.492	0.448	0.501	0.453
	(0.010)	(0.005)	(0.001)	(0.006)	(0.003)	(0.001)
Federal Units	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Sample Size	144,992	742,382	5,890,724	334,040		6,297,724
F Statistic	2,249	13,111	12,260	4,546	21,683	99,162
R-square	0.469	0.502	0.542	0.437	0.464	0.473

Source: Demographic Census, IBGE.
Wage equation with sample selection correction. Estimates of the selection model are presented on Appendix B. Standard errors between parentheses.

^{*} Non-significant at 5%.

between the average wages of the groups of disability. For example, the average wage of severely disabled persons working between 40 and 44 hours per week was 46% ($e^{0.376}$ –1) higher than that of their counterparts working 20 hours or less per week (reference of analysis). For the mildly disabled and nondisabled, the differences were slightly lower, respectively 41% and 40%. The working hours contribute to the wage in two ways: higher job supply and productivity gains. The higher marginal returns of working hour for severely disabled workers may be a result of the lack of decent opportunities for most workers in this group. Those with regular working hours earn substantially more than those working 20 hours or less per week (even when compared to other groups of disability), but the latter group is overrepresented among people with disabilities.

Average wages of informal employees and self-employed workers are substantially lower than that of formal workers (reference of analysis), civil servants and employers. The differences related to more vulnerable positions (informal and self-employed) are higher among disabled workers, probably because people with disabilities are subjected to excessively low earnings in the less structured labor market. For example, among severely disabled workers, the average wage of informal employees was 32% ($e^{-0.382}$ –1) lower than that of formal employees in 2010. This difference was equal to 28% among mildly the disabled and 26% among the nondisabled.

Estimates for the economic sectors highlight that the average wages of agricultural workers (reference of analysis) and domestic workers were substantially lower than that of workers in other sectors. The former is precisely the sector where people with disabilities are over-represented. On the other hand, workers in public administration are in a more favorable position, especially among nondisabled workers.

Most estimates reduced in value between 2000 and 2010, suggesting lower levels of wage inequalities between the socioeconomic groups. For example, holding constant other factors, the difference between the average wage of severely disabled workers with college education and no education decreased from 358% ($e^{1.521}$ –1) in 2000 to 194% ($e^{1.077}$ –1) in 2010. The difference between nondisabled aged 40 to 49 and those aged 15 to 19 decreased from 125% ($e^{0.881}$ –1) in 2000 to 97% ($e^{0.680}$ –1) in 2010. And differences between black and white decreased from 14% ($e^{-0.147}$ –1) in 2000 to –11% ($e^{-0.116}$ –1) in 2010 among severely disabled workers.

Table 6 presents the estimates for the wage equation accounting for sample selection bias (Equation 2). The selection model estimates are presented in Appendix B. The method of estimation for models of sample selection correction consumes reasonable CPU time and memory, and estimates are not easily obtained for large data sets (which is the case of the sample of nondisabled persons). As a result, the estimates for the group of nondisabled workers refer to a 30% randomly selected sample. The number of observations and the statistic of goodness of fit (log likelihood) for each model are presented in the bottom lines of Table 6. Both models (selection and wage equation) were fitted using the method of Maximum Likelihood.

The positive estimates for the coefficient λ indicate a positive selectivity for all groups of disability. In other words, those workers in waged employment get higher wages than a random drawing from the WAP with comparable characteristics. The selectivity bias is greater in the case of severely disabled and nondisabled workers. In other words, unobserved differences

Table 6: Maximum likelihood estimates of the sample selection model for the dependent variable log wage

	<u> </u>	2000		<u> </u>	2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly	Non- disabled
Intercept	2.295	4.606	4.005	4.425	5.133	4.733
	(0.187)	(0.025)	(0.014)	(0.089)	(0.018)	(0.014)
Elementary	0.862	0.353	0.449	0.399	0.210	0.278
	(0.039)	(0.004)	(0.003)	(0.021)	(0.004)	(0.004)
Middle	1.800	0.889	0.948	0.844	0.539	0.602
	(0.070)	(0.008)	(0.004)	(0.034)	(0.006)	(0.005)
College	2.915	1.703	1.823	1.601	1.218	1.298
	(0.093)	(0.011)	(0.006)	(0.046)	(0.008)	(0.006)
20 to 29	0.930	0.597	0.904	0.573	0.441	0.692
	(0.040)	(0.012)	(0.007)	(0.027)	(0.009)	(0.007)
30 to 39	1.314	0.866	1.294	0.844	0.704	1.027
	(0.051)	(0.014)	(0.008)	(0.033)	(0.011)	(0.008)
40 to 49	1.488	0.952	1.406	0.961	0.817	1.150
	(0.057)	(0.013)	(0.008)	(0.036)	(0.011)	(0.008)
50 to 59	1.299	0.874	1.245	0.932	0.834	1.139
	(0.046)	(0.010)	(0.006)	(0.030)	(0.009)	(0.007)
60 to 65	0.809	0.702	0.910	0.789	0.784	0.964
	(0.019)	(0.006)	(0.004)	(0.017)	(0.005)	(0.005)
Female	-0.874	-0.589	-0.753	-0.467	-0.431	-0.505
	(0.037)	(0.011)	(0.006)	(0.014)	(0.005)	(0.004)
Black	-0.032	-0.139	-0.133	-0.072	-0.133	-0.130
	(0.011)	(0.004)	(0.002)	(0.006)	(0.002)	(0.002)
Yellow	-0.020^*	0.169	0.115	0.035	0.015	-0.005^*
	(0.034)	(0.013)	(0.007)	(0.011)	(0.005)	(0.005)
Brown	-0.076	-0.123	-0.127	-0.107	-0.136	-0.142
	(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)
Indigenous	-0.016*	-0.109	-0.239	-0.197	-0.241	-0.366
	(0.028)	(0.012)	(0.009)	(0.019)	(0.011)	(0.010)
21 to 39 h	0.312	0.315	0.307	0.192	0.166	0.158
	(0.008)	(0.004)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
40 to 44 h	0.498	0.507	0.495	0.377	0.346	0.338
	(0.007)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
45 h or more	0.576	0.575	0.556	0.457	0.424	0.407
	(0.007)	(0.003)	(0.002)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Civil Servant	0.016*	0.032	0.046	0.105	0.138	0.146
	(0.011)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
Informal	-0.366	-0.301	-0.260	-0.382	-0.324	-0.304
Employee	(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.001)
Self-employed	-0.217	-0.123	-0.027	-0.285	-0.170	-0.085
	(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.001)

Source: Demographic Census, IBGE.

Wage equation with sample selection correction. Estimates of the selection model are presented in Appendix B. Standard errors between parentheses.

^{*} Non-significant at 5%.

Table 6: Maximum likelihood estimates of the sample selection model for the dependent variable log wage (continuation)

		2000			2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Employer	0.911	0.931	0.901	0.719	0.716	0.707
	(0.014)	(0.006)	(0.003)	(0.011)	(0.004)	(0.003)
Manufacturing	0.303	0.390	0.382	0.352	0.409	0.384
	(0.008)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
Other	0.525	0.622	0.589	0.277	0.465	0.478
Industrial	(0.022)	(0.009)	(0.006)	(0.010)	(0.005)	(0.004)
Construction	0.350	0.371	0.356	0.417	0.419	0.380
	(0.008)	(0.004)	(0.002)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
Trade and	0.330	0.425	0.404	0.379	0.424	0.370
Repair	(0.007)	(0.003)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.002)
Accomodation,	0.291	0.369	0.343	0.368	0.388	0.326
Food	(0.010)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.004)	(0.003)
Transportation						
Warehouse,	0.525 (0.011)	$0.621 \\ (0.004)$	0.578 (0.003)	0.523 (0.007)	0.571 (0.003)	0.488 (0.003)
Comunic.	(0.011)	(0.004)	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
Public	0.425	0.534	0.537	0.596	0.646	0.559
Administration	(0.011)	(0.005)	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
Education,	0.440	0.400	0.450	0.405	0.402	0.407
Health,	0.419 (0.010)	$0.488 \\ (0.004)$	0.459 (0.003)	0.485 (0.006)	$0.492 \\ (0.003)$	$0.426 \\ (0.002)$
Social	(0.010)	(0.001)	(0.003)	(0.000)	(0.003)	(0.002)
Other Social,	0.290	0.380	0.398	0.453	0.483	0.424
Personal	(0.011)	(0.005)	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.003)
Domestic	0.146	0.223	0.151	0.203	0.237	0.158
Service	(0.009)	(0.004)	(0.003)	(0.006)	(0.003)	(0.003)
Other	0.369	0.457	0.483	0.446	0.499	0.451
Activities	(0.009)	(0.004)	(0.002)	(0.005)	(0.003)	(0.002)
Lamba (IMR)	1.532	0.357	0.884	0.561	0.219	0.608
	(0.101)	(0.021)	(0.012)	(0.048)	(0.013)	(0.010)
Sigma	0.756	0.741	0.687	0.714	0.691	0.648
	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
Federal Units	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Sample Size	145,419	744,421	1,773,158	334,040	1,427,605	1,888,586
Log Likelihood	-168.060	-844 749 -	_1 879 199	-386 011	-1,572,406	_1 919 705

Source: Demographic Census, IBGE.

Wage equation with sample selection correction. Estimates of the selection model are presented on Appendix B. Standard errors between parentheses.

^{*} Non-significant at 5%.

between employed and non-employed individuals have a larger impact on average income for severely disabled and nondisabled than for mildly disabled workers. Professional skills and perseverance, for example, can be some of these unobservable factors affecting simultaneously and positively employment and wage.

Some remarkable differences between estimates with and without sample selection correction (Tables 5 and 6) are the net impacts of socioeconomic characteristics (education, age, sex, and rac/color), which are substantially larger in the models accounting for sample selection. For example, in 2010, the net impact of college education on log wage for nondisabled persons is 1.006 in the model without correction (average wage 173% higher than that of the non-disabled with no education) and 1.298 in the model with correction (average wage 266% higher). The log wage of severely disabled female workers is 0.306 points lower than that of severely disabled male workers (average wage 26% lower) in the model without correction, and 0.467 points lower in the model with correction (average wage 37% lower). In other words, socioeconomic inequalities are even greater when taking into account the selectivity that employed populations are subjected to. Since the selectivity bias is higher for severely and nondisabled workers, differences between the impacts of observable and unobservable factors on income tend to be higher in this group.

4.3 Decomposing the Impacts of Employment Quotas

This topic decomposes changes in the differences of ER and average wages between the groups of disability into observable and unobservable factors. Two decompositions are presented for the differences between average wages: with and without sample selection correction. Since the simple comparison between the groups of disabled and nondisabled persons would ignore the numerous sources of heterogeneity that exist within the former group, three comparisons are made for each indicator: (i) severely disabled and mildly disabled; (ii) severely disabled and nondisabled; (iii) mildly disabled and nondisabled. The first comparison, between the severely and the mildly disabled, may be interpreted as the exclusive effect of the program on those with more severe functional limitations, which would present more restrictions to find a job and be more affected by discrimination. In turn, the comparison between the severely disabled and the nondisabled can be interpreted as the maximum potential impact of employment quotas, since it compares the groups of disability in more extreme conditions. Finally, the last comparison, between the mildly disabled and nondisabled, measures to what extent employment quotas would benefit those with less severe disabilities. Understanding the differences between the groups of disability will provide further insights into the causes of the disadvantage faced by this population.

The total difference between the ER of severely disabled and nondisabled persons was equal to 22.5 percentage points in 2010 (Table 7). The larger share of this difference (15.8 percentage points) was due to differences in the marginal effects of the socioeconomic characteristics. In other words, unobservable factors represented by the effect of coefficients was the main factor responsible for differences in the ER between disabled and nondisabled persons. The other 6.7 percentage points were due to socioeconomic differences between these groups of disability (effect of characteristics), i.e., due to

the higher socioeconomic vulnerability of disabled in comparison with nondisabled persons. The main factor explaining the effect of characteristics is education, since this main determinant of occupational attainment presents substantially lower values among disabled persons.

Similar results were observed for the differences between severely and mildly disabled persons, albeit to a lesser extent: a total difference of 17.2 percentage points between the ER of disabled and mildly disabled persons in 2010, which was mainly due to unobservable factors (13.7 percentage points due to the effect of coefficients). In turn, the differences between the ER of mildly disabled and nondisabled persons was small (5.3 percentage points in 2010) and equally distributed between observable and unobservable factors.

Between 2000 and 2010, the difference between the ER of disabled and nondisabled persons, as well as between the disabled and mildly disabled reduced substantially: 4.4 and 3.7 percentage points, respectively. This reduction was almost exclusively due to the *effect of coefficients*, i.e., due to unobserved factors such as social discrimination and physical difficulties in accessing the job. These results suggest that employment quotas would have positively impacted in the ER of disabled persons, reducing the gaps in relation to the mildly disabled and nondisabled. In turn, the differences between the mildly disabled and nondisabled reduce only slightly (0.8 percentage point), mostly due to unobservable factors (0.6 percentage points).

Table 7: Decomposition of the differences in the ER

Source of	Se	Severely-Mildly			ely-Nondis	abled	Mildly-Nondisabled		
Difference	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00
Characteristics	-1.6	-3.5	-1.9	-5.2	-6.7	-1.5	-3.5	-3.3	0.2
Education	-2.2	-3.2	-1.0	-4.7	-5.2	-0.5	-2.6	-2.2	0.5
Age	-0.9	-0.8	0.1	-0.2	0.5	0.7	1.0	1.3	0.4
Gender	1.5	0.7	-0.9	0.1	-1.2	-1.3	-1.3	-1.8	-0.5
Race/Color	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	-0.1	0.0	0.0	0.0
Federal Units	0.0	-0.1	-0.2	-0.4	-0.8	-0.4	-0.7	-0.8	-0.1
Coefficients	-19.3	-13.7	5.6	-21.8	-15.8	6.0	-2.5	-2.0	0.6
Total	-20.9	-17.2	3.7	-26.9	-22.5	4.4	-6.1	-5.3	0.8

Source: Demographic Census, IBGE.

Working age population (15 to 65 years old).

Decomposition based on the OLS estimates for the LPM. Values multiplied by 100.

In 2010, the wage difference separating severely and mildly disabled workers ($e^{-0.2131}$ –1 =19.2%) was twice as large as that separating the mildly disabled and nondisabled ($e^{-0.1021}$ –1 = 9.7%). Socioeconomic and occupational characteristics are relevant in explaining wage differences between disabled and nondisabled workers, but they are not the main determinants. The total difference of wages between severely and nondisabled workers was equal to 27% ($e^{-0.315}$ –1), mainly due to unobservable factors ($e^{-0.205}$ –1 = 18.5%). In other words, only one third of the differences between severely disabled and nondisabled persons were due to the workers' characteristics, i.e., due to the fact that disabled workers were overrepresented in more vulnerable social groups. The other two thirds were due to different marginal returns of socioeconomic and occupational characteristics (effects of the coefficients). This result would, for example, be related to the fact that disabled workers have lower marginal returns of age on earnings. This effect of coefficients also represents the impact of variables not controlled in the analyses, such as social

discrimination, occupational segregation, occupational skills, and other hidden factors affecting labor productivity.

Between 2000 and 2010, the average wage of nondisabled workers grew at a slow pace compared to other groups of disability. As a result, differences in relation to disabled and mildly disabled workers reduced considerably. For example, the difference between the mean log wages of the disabled and non-disabled decreased 7.6 points, from 39.1 points in 2000 to 31.5 in 2010. Only 1.1 points of this reduction was due to the faster reduction in the marginal returns of socioeconomic and occupational characteristics for disabled workers (effect of coefficients). The largest share of this reduction, 6.5 points, was due to changes in the socioeconomic and occupational characteristics of people with disabilities (effect of characteristics), i.e. due to a faster decrease of occupational and socioeconomic vulnerabilities among the disabled in relation to nondisabled workers.

On the one hand, this result indicates that employment quotas had no substantial impact on wage discrimination against disabled persons, since unobservable differences reduced only slightly. Disabled workers continue to receive equally less than their nondisabled counterparts. On the other hand, it also suggests that only skilled workers with severe disabilities benefited from employment quotas, attaining high paying jobs, and hence, reducing differences due to observable characteristics.

Table 8: Decomposition of the differences in the mean log wage

Source of	Sev	erely-Mil	ldly	Severely-Nondisabled			Mildly-Nondisabled		
Difference	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00
Characteristics	-9.0	-11.1	-2.1	-17.5	-11.0	6.5	-8.8	-1.3	7.5
Education	-5.1	-6.9	-1.9	-16.0	-11.9	4.0	-11.2	-5.7	5.5
Age	-1.4	0.9	2.3	11.1	12.9	1.8	12.7	11.9	-0.8
Gender	0.7	0.3	-0.4	0.3	-1.5	-1.7	-0.3	-1.7	-1.4
Race/Color	0.0	-0.3	-0.3	-1.0	-0.9	0.1	-0.9	-0.5	0.4
Working Hour	-0.7	-0.7	-0.1	-2.0	-2.1	0.0	-1.4	-1.3	0.0
Employment Status	-1.6	-1.8	-0.2	-1.8	-2.6	-0.8	-0.5	-1.1	-0.5
Economic Sector	-1.3	-1.8	-0.5	-3.8	-2.6	1.1	-2.5	-1.0	1.5
Federal Units	0.4	-0.7	-1.1	-4.2	-2.4	1.8	-4.6	-1.8	2.9
Coefficients	-10.2	-10.2	-0.1	-21.6	-20.5	1.1	-11.1	-8.9	2.2
Total	-19.2	-21.3	-2.2	-39.1	-31.5	7.6	-19.9	-10.2	9.7

Source: Demographic Census, IBGE.

Employed population with positive earnings.

Decomposition based on the OLS estimates for the LPM. Values multiplied by 100.

The reduction of the differences between the mildly disabled and nondisabled was more pronounced than that observed for severely disabled workers, also mainly due to the reduction in the differences of socioeconomic and occupational characteristics of these groups (effect of characteristics). In other words, the dynamics of average wages for people with less severe disabilities to some extent reproduced the behavior observed in people with more severe disabilities, even though the former group has benefited most in the period. As a result, differences between severely and mildly disabled persons increased 2 percentage points, mainly due to the effect of socioeconomic and occupational characteristics, i.e., mildly disabled workers attaining better positions.

4.4 Robustness Test of the Decomposition Procedure

Table 9 now presents the decomposition accounting for sample selection bias. Estimates were based on Equation (12) and include a new source of variation: *selectivity*, which represents the unobservable differences between employed and non-employed persons. The main effect of accounting for selectivity in the otherwise standard decomposition (Equation 8) is that of increasing the discriminatory component (effect of coefficients) of the differences between the groups of disability.

The positive selectivity of severely disabled workers favors the average income of this group in relation to the groups of mildly disabled and non-disabled workers. In turn, the lower marginal returns of socio-occupational characteristics of the former group more than offset this positive impact on wages, explaining to a large extent the lower average wage of the severely disabled in relation to the mildly and nondisabled workers.

The role of selectivity on wage differences reduced remarkably between 2000 and 2010, especially among severely disabled workers. Since more severely disabled workers are attaining jobs in the labor market, this employed population is not as selective as it used to be. The contribution of selectivity to wage differences between the disabled and mildly disabled reduced by 104.6 points and by 94.4 points in the case of differences between severely disabled and nondisabled workers. In turn, this reduction was totally offset by increases in the discriminatory component (effect of coefficients).

5 Final Discussion

In 2010, 6% of the WAP (8.2 million Brazilians) reported great or total difficulty in walking, hearing and/or seeing, or mental disabilities (disabled person). In turn, 17% of the WAP reported only a minor difficulty to perform such actions (25.1 millions of mildly disabled persons). Overall, 33.3 million people of working age - one quarter of the Brazilian WAP - present some level of disability and/or functional limitations. This prevalence is substantially larger than those of developed nations (roughly 14%, according to OECD, 2013), which is probably related to the low levels of education, income, health assistance, and the preponderance of physically more demanding and hazardous occupations in Brazil.

Unsurprisingly, the group of people subjected to greater degrees of functional limitations faces less favorable conditions of work and earnings (see also, for example, Garcia & Maia (2014)). Those mildly disabled persons are in an intermediate position, albeit with occupational attainment significantly those observed for the general population with no disabolities or functional limitations (nondisabled). Proportionally, disabled persons barely participate in the labor market, especially those with cognitive problems and with great physical disabilities. Only 39% of the WAP with more severe disabilities were employed in 2010 (3.2 million people), compared to 57% of mildly disabled and 62% of nondisabled persons. The relative employment rates of the severely and mildly disabled over non-disabled people in Brazil (64% and 91% in 2010, respectively) were also far larger than those observed in developed nations (roughly 33% and 70%, according to OCDE, 2013), which can be attributed to both mandatory employment quotas and the extent of the social

Table 9: Decomposition of the differences in the mean log wage with sample selection correction

Source of	Se	Severely-Mildly			ly-Nondi	sabled	Mildly-Nondisabled		
Difference	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00	2000	2010	10-00
Characteristics	-9.7	-11.9	-2.2	-23.4	-16.4	7.0	-13.1	-4.6	8.5
Education	-5.7	-7.6	-1.9	-20.4	-15.2	5.2	-14.4	-7.4	7.0
Age	-1.9	0.7	2.6	10.2	13.0	2.7	13.1	12.4	-0.7
Gender	1.0	0.4	-0.6	0.5	-2.6	-3.1	-0.8	-3.0	-2.2
Race/Color	0.0	-0.3	-0.3	-0.9	-0.9	0.0	-0.9	-0.6	0.3
Working Hour	-0.7	-0.8	-0.1	-2.0	-2.1	-0.1	-1.3	-1.3	0.0
Employment Status	-1.6	-1.8	-0.2	-1.9	-2.6	-0.7	-0.6	-1.1	-0.5
Economic Sector	-1.3	-1.8	-0.5	-3.8	-2.7	1.1	-2.5	-1.0	1.4
Federal Units	0.4	-0.7	-1.2	-5.1	-3.4	1.7	-5.8	-2.6	3.2
Coefficients	-149.5	-44.9	104.6	-127.8	-32.8	95.0	21.2	12.2	-9.0
Selectivity	140.1	35.5	-104.6	112.0	17.6	-94.4	-28.1	-17.9	10.2
Total	-19.2	-21.3	-2.2	-39.1	-31.6	7.6	-20.0	-10.2	9.7

Source: Demographic Census, IBGE.

Working age population (15 to 65 years old).

Decomposition based on the OLS estimates for the LPM. Values multiplied by 100.

benefits for non-employed disabled persons: many people with disability in Brazil may have no other choice rather than to be employed to making a living.

To a large extent, the employment differences between disabled and non-disabled persons reflect the most unfavorable conditions that individuals with greater degrees of physical, sensory or cognitive limitations are subjected to in their search for jobs. In fact, part of this group would not be able to exert a productive activity given their more serious and vulnerable physical, sensory and/or cognitive limitations. Nonetheless, many people with disabilities are fully able to perform occupational activities and would be involuntarily inactive due to hidden difficulties that are not faced by other members, such as lack of appropriate infrastructure and social discrimination.

Many of these difficulties faced by disabled persons are unobservable factors, which represent the most significant share of the differences of employment rates in comparison with other groups of disability (mildly disabled and nondisabled): roughly 70% in 2010. The contribution of unobservable factors on employment differences in Brazil is far beyond that observed in other studies, particularly in the United Kingdom (roughly 50%, according to Jones (2008)). In Brazil, only a smaller share of the employment differences can therefore be explained by socioeconomic differences between these groups, i.e., due to the fact that disabled persons present more vulnerable characteristics, such as being older and having lower education. Less severe are the difficulties faced by mildly disabled persons. The employment rate of these people is slightly lower than that of the nondisabled, and this difference is mainly due to the socioeconomic characteristics of the groups. In order words, this latter group would not be facing harder difficulties to find a job when compared to the nondisabled group.

Differences between the employment rates of the groups of disability reduced significantly between 2000 and 2010: 4 percentage points between disabled and both nondisabled and mildly disabled persons. More importantly, these reductions were almost exclusively due to unobservable factors. This period corresponds to the enforcement of the *employment quotas*, the Brazilian Federal Law that reserves a share of jobs in private and public companies for people with disabilities, which may probably have impacted social discrimination and other unobservable constraints faced by people with disabilities. Moreover, contrary to what would be expected, the growth in the ER of disabled persons did not happen at the expense of other social groups, since the ER grew for most social groups.

In addition to lower labor force participation rates, disabled persons are also overrepresented in the most vulnerable socioeconomic groups and subjected to the worst conditions of earnings and employment. Naturally, the discrepancy is more apparent when the comparison is made between disabled and nondisabled workers: an average wage that is 27% lower for the former group in 2010. Socioeconomic and occupational characteristics explain just a small share of this gap. The most representative share is due to unobservable factors (roughly two thirds). The contribution of unobservable factors on wage gaps is also far beyond that observed in developed nations (for example, Malo & Pagán (2012)), which can be partially explained by the lower levels of inequality and more developed policies of social protection in the latter countries.

A major problem in the wage decomposition is caused by the selectivity

bias. The groups of employed individuals have shown themselves not to be mere random selected samples of the WAP. The selection bias caused by the incidental selection of the employed population was positive and larger for the groups of severely disabled. Probably because severely disabled workers with lack of special skills will hardly find a job. As a result, the selection bias in the wage equation tends to reduce real differences between severely disabled and nondisabled (or mildly disabled) waged workers. Nonetheless, selectivity among severely disabled reduced remarkably after the implementation of employment quotas. In other words, the labor market for severely disabled workers became more inclusive.

Overall, results suggest that employment quotas in Brazil has a positive impact, increasing both the employment rate and average wage of disabled persons. The policy seems to have favored people with more severe levels of limitations mainly in their access to employment. The employment rate of this group increased faster than other groups, mainly due to lower effects of unobservable factors. In turn, people with less severe functional limitations were especially benefited in the distribution of earnings since their average wages increased faster than others. In this case, observable factors were the main responsible factors for reducing the wage gap. In other words, although the employment rate of disabled laborers increased faster after the enforcement of employment quotas, the best paying occupational positions would be attained by mildly disabled and more qualified workers. Nonetheless, unobservable differences, which include discrimination and other hidden difficulties affecting employment and wages, remain as a main source of inequality between these groups.

6 Conclusions and Limitations

Results in this study do not necessarily imply a causal relation between employment quotas and the patterns of employment and earnings in the labor market. In other words, it cannot be stated that employment quotas have been solely responsible for the changes observed in the period of analysis. Brazil benefited from extremely favorable economic conditions in the 2000s, when employment rates and wages soared for most social groups. Important institutional changes occurred in this period, which may also have affected the groups of disability in different ways. One can highlight, for example, the relevant increases in the minimum wage, which have mainly benefited the wages of low-skilled workers.

A more accurate analysis would undoubtedly be provided by a panel of beneficiaries and non-beneficiaries, after and before the implementation of employment quotas. Unfortunately, this information is not easily available. Nevertheless, the Demographic Census provides the largest and richest source of information to analyze the socioeconomic conditions of people with disabilities. The Census introduced self-reported questions about the individual's degree of disability in 2000 and 2010, a period in which employment quotas were effectively enforced in Brazil. The definition of disability used in the Census differs to some extent from the official criterion of employment quotas, which is based on a medical report. But several categories of disability are provided in the Census, allowing a precise analysis of employment conditions

for people with different levels and types of disabilities. It is particularly important to understand how the group with more severe disabilities, which is subjected to worst employment conditions and highest levels of discrimination, may have benefited from employment quotas.

The results based on the Census data provide evidences that employment quotas may have positively affected the labor market for people with disabilities. First, because changes were more pronounced in the employment rates of people with more severe disabilities, the main group benefited by employment quotas. Second, because the reduction in the employment gap between disabled and non-disabled people was almost exclusively due to unobservable factors, suggesting lower hiring discrimination. Third, since employment quotas do not guarantee better wages for people with disabilities, the decrease in wage inequality between disabled and non-disabled workers was mainly due to non-institutional factors, more specifically, better skills in the group of severely disabled workers.

Some limitations of these analyses must also be highlighted. First, the lack of more accurate measures for productive factors that also affect earnings (professional qualifications and skills, for example) can inflate the unexplained component in the strategy of decomposition. However, unobserved factors can also represent the level of physical, sensory and cognitive limitations, limiting the access to jobs and the employment stability of disabled persons. As a result, the marginal returns on earnings for some socioeconomic characteristics are lower among people with disabilities, especially the marginal returns of age. Unobserved factors can also reflect employers' discrimination against people with disabilities: sharing the same professional skills as their peers, they would face extra difficulties to further their career.

Finally, the results presented in this study provide some important elements to discuss the effectiveness of public policies aimed at people with disabilities. The employment quotas in Brazil have shown to be more successful than antidiscrimination laws observed in developed countries. This successful experience was only guaranteed by strict and continuous federal inspection in private and public companies. Nonetheless, the persistence of substantial gaps between the groups of disability reinforces the idea that reserving jobs in the market will be unable, per se, to equalize the inequality of opportunities faced by this social group. Education and work experience are central determinants in the access to well paid jobs and must be promoted, for example, through skill training programs for people with disabilities. But improving education, working hours and occupational attainment of people with disabilities will not be enough to eliminate pay inequalities between the groups of disability. Differences that are not related to socioeconomic and occupational characteristics could be attenuated by strengthening the concept of accessibility in public and private spaces. This involves the removal of barriers in the access to education, health, transport, and other public and private services that hamper the employment opportunities of people with disabilities. Finally, these policies will not be successful without increasing awareness among employers to eliminate the negative stereotypes that are still associated with disabled persons.

References

Acemoglu, D. & Angrist, J. (1998), Consequences of employment protection? The case of the Americans with disabilities act, Working Paper 6670, National Bureau of Economic Research.

Baldwin, M. L. & Choe, C. (2014), 'Re-examining the models used to estimate disability-related wage discrimination', Applied Economics 46(12), 1393-1408.

URL: https://doi.org/10.1080/00036846.2013.872762

Beegle, K. & Stock, W. A. (2003), 'The labor market effects of disability discrimination laws', Journal of Human Resources 38(4), 806–859.

URL: https://ideas.repec.org/a/uwp/jhriss/v38v2003i4p806-859.html

Blinder, A. S. (1973), 'Wage discrimination: reduced form and structural estimates', The Journal of Human Resources 8(4), 436-455.

URL: http://www.jstor.org/stable/144855

Cameron, C. A. & Trivedi, P. (2005), Microeconometrics: methods and applications.

Costilla, H. G., Neri, M. & Carvalho, A. (2002), Política de cotas e inclusão trabalhista das pessoas com deficiência, Ensaios Economicos da EPGE 462, EPGE/FGV.

Deleire, T. (2000), 'The wage and employment effects of the Americans with disabilities act', Journal of Human Resources 35, 693-715.

Deleire, T. (2001), 'Changes in wage discrimination against people with disabilities: 1984-93', Journal of Human Resources 36, 144-158.

Figueira, E. (2009), Caminhando em silêncio: uma introdução à trajetória das pessoas com deficiência na história do Brasil, Giz.

Frutos, E. M. L. & Castello, J. V. (2015), 'Equal health, equal work? The role of disability benefits in employment after controlling for health status', The European Journal Of Health Economics, HEPAC: Health Economics In Prevention And Care 16(3), 329-340.

Garcia, V. G. (2010), Pessoas com deficiência e o mercado de trabalho: histórico e contexto contemporâneo, PhD thesis, Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas.

Garcia, V. G. & Maia, A. G. (2014), 'Características da participação das pessoas com deficiência e/ou limitação funcional no mercado de trabalho brasileiro', Revista Brasileira de Estudos de População (2), 395.

Griffin, P. (1992), 'The impact of affirmative action on labor demand: a test of some implications of the Le Chatelier principle', The Review of Economics and Statistics 74(2), 251-260.

Halvorsen, R. & Palmquist, R. (1980), 'The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations', American Economic Review 70(3), 474–475.

Hasegawa, T. (2007), 'Equality of opportunity or employment quotas? A comparison of Japanese and American employment policies for the disabled', *Social Science Japan Journal* **10**, 41–57.

Haveman, R. & Wolfe, B. (1990), 'The economic well-being of the disabled: 1962-84', *Journal of Human Resources* **25**(1), 32–54.

Heckman, J. J. (1976), The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models, *in* 'Annals of Economic and Social Measurement, Volume 5, number 4', NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, Inc., pp. 475–492.

Hoffmann, R. (2000), Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil, *in* R. Henriques, ed., 'Desigualdade e Pobreza no Brasil', IPEA, Rio de Janeiro, pp. 81–107.

Hotchkiss, J. L. (2004), 'A closer look at the employment impact of the Americans with disabilities act', *Journal of Human Resources* **39**(4), 887–911.

Jones, M. (2008), 'Disability and the labour market: a review of the empirical evidence', *Journal of Economic Studies* **35**, 405–424.

Jones, M. K. (2006), 'Is there employment discrimination against the disabled?', *Economics Letters* **92**(1), 32–37.

Kidd, M. P., Sloane, P. J. & Ferko, I. (2000), 'Disability and the labour market: an analysis of British males', *Journal of Health Economics* **19**(6), 961–981.

Kruse, D. & Schur, L. (2003), 'Employment of people with disabilities the ADA', *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* **42**(1), 31–66.

Madden, D. (2004), 'Labour market discrimination on the basis of health: an application to UK data', *Applied Economics* **36**, 421–442.

Malo, M. Á. & Pagán, R. (2012), 'Wage differentials and disability across Europe: discrimination and/or lower productivity?', *International Labour Review* **151**(1-2), 43–60.

Marchon, C. & Toledo, H. (2014), 'Re-thinking employment quotas in the UAE', The International Journal of Human Resource Management 25(16), 2253–2274.

Maroto, M. & Pettinicchio, D. (2014), 'Disability, structural inequality, and work: the influence of occupational segregation on earnings for people with different disabilities', Research in Social Stratification and Mobility 38, 76–92. URL: http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0276562414000560

McNeil, J. (2000), Employment, earnings, and disability, U.S. Bureau of the Census, Washington.

Nazarov, Z., Kang, D. & Von Schrader, S. (2015), 'Employment quota system and labour market outcomes of individuals with disabilities: empirical evidence from South Korea', *Fiscal Studies* **36**(1), 99–126.

Neuman, S. & Oaxaca, R. (2004a), 'Wage decompositions with selectivitycorrected wage equations: a methodological note', Journal of Economic Inequality 2, 3-10.

Neuman, S. & Oaxaca, R. (2004b), 'Wage differentials in the 1990s in Israel: endowments, discrimination, and selectivity', International Journal of Manpower 26.

Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', International Economic Review 14(3), 693.

OECD (2003), Transforming disability into ability.

Olson, W. (1997), The excuse factory: how employment law is paralyzing the American workplace, Free Press, New York.

Ravaud, J. F., Madiot, B. & Ville, I. D. S. (1992), 'Discrimination towards disabled people seeking employment', Social Science & Medicine 35(8), 951-958.

Sassaki, R. K. (2008), Artigo 19: a convenção sobre direitos das pessoas com deficiência comentada, Secretaria Especial dos Direitos Humanos, Coordenadoria Nacional para Integração da Pessoa Portadora de Deficiência, Brasília.

Silva, O. M. (1987), A epopeia ignorada: a pessoa deficiente na historia do mundo de ontem e de hoje, CEDAS.

http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=cat04198a&A URL: N=unicamp.000116803&lang=pt-br&site=eds-live&scope=site

Vaz, D. V. & Hoffmann, R. (2007), 'Remuneração nos serviços no Brasil: o contraste entre funcionários públicos e privados', Economia e Sociedade (2), 199-232.

Webber, D. A. & Bjelland, M. J. (2015), 'The impact of work-limiting disability on labor force participation', Health Economics 24(3), 333-352.

Welch, F. (1976), 'Employment quotas for minorities', Journal of Political Economy 84, 105-39.

Wooldridge, J. (2002), Introductory econometrics: a modern approach, Vol. 2th edition, Thomson, South-Western.

Wüllrich, J.-P. (2010), 'The effects of increasing financial incentives for firms to promote employment of disabled workers', Economics Letters 107, 173-176.

Yelin, E. H. & Katz, P. P. (1994), 'Labor force trends of persons with and without disabilities', Monthly Labor Review 117(10), 36-42.

Zanitelli, L. M. (2013), 'A lei de cotas para pessoas portadoras de deficiência nas empresas brasileiras: impacto e possíveis alternativas', Ciência & Saúde *Coletiva* (7), 2085.

Appendix A

 Table A.1: Explanatory variables of the models for log wage and ER

Variable		Description
Education (with or without diploma)	No Education Elementary Middle College	reference 1 if elementary education; 0 otherwise 1 if secondary education; 0 otherwise 1 if tertiary education; 0 otherwise
Age 15 to 19 reference 20 to 29 1 if between 20 30 to 39 1 if between 30 40 to 49 1 if between 40 50 to 59 1 if between 50		reference 1 if between 20 and 29 years old; 0 otherwise 1 if between 30 and 39 years old; 0 otherwise 1 if between 40 and 49 years old; 0 otherwise 1 if between 50 and 59 years old; 0 otherwise 1 if between 60 and 65 years old; 0 otherwise
Gender	Female	1 if female; 0 if male
Race/Color	White Black Yellow Brown Indigenous	reference 1 if black; 0 otherwise 1 if yellow; 0 otherwise 1 if brown; 0 otherwise 1 if indigenous; 0 otherwise
Working Hour	20 h or Less 21 to 39 h 40 to 44 h 45 h or More	reference 1 if between 21 and 39 hours per week; 0 otherwise 1 if between 40 and 44 hours per week; 0 otherwise 1 if 45 hours per week or more; 0 otherwise

Variable Description Formal Employee reference Civil Servant 1 if civil cervant: 0 otherwise **Employment** Informal Employee 1 if informal employee; 0 otherwise Status Self-employed 1 if self-employed; 0 oherwise **Employer** 1 if employer; 0 otherwise Agriculture reference Manufacturing 1 if work in manufacturing; 0 otherwise Other Industrial Activities 1 if work in other industrial activities; 0 otherwise 1 if work in construction; 0 otherwise Construction Trade and Repair 1 if work in trade or repair and maintenance; 0 otherwise Accomodation and Food 1 if work in accommodation or food service; 0 otherwise Economic Transp., wareh., communic. 1 if work in tranportation, warehousing and telecommunnication; 0 otherwise Sector **Public Administration** 1 if work in public administration; 0 otherwise Education, Health and Social 1 if work in education, health and social services; 0 otherwise

1 if work in other social and personal services; 0 otherwise

1 if work in domestic services; 0 otherwise

1 if work in other activities; 0 otherwise;

Other Social and Personal

Domestic Service

Other Activities

27 Federal Units

Fixed Effects

Table A.1: Explanatory variables of the models for log wage and ER (continuation)

Table A.2: Maximum likelihood estimates of the *probit* model having the binary dependent variable employed, according to group of disability. Working age population, Brazil 2000 and 2010

		2000			2010	
Variable	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled	Severely Disabled	Mildly Disabled	Non- disabled
Intercept	-1.436	-0.472	-0.485	-1.453	-0.660	-0.713
	(0.010)	(0.006)	(0.004)	(0.009)	(0.005)	(0.005)
Elementary	0.511	0.212	0.229	0.597	0.306	0.359
	(0.005)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
Middle	0.955	0.541	0.508	1.015	0.617	0.650
	(0.007)	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
College	1.340	0.904	0.823	1.455	0.980	0.956
	(0.011)	(0.006)	(0.004)	(0.007)	(0.004)	(0.004)
20 to 29	0.512	0.785	0.876	0.734	0.947	0.995
	(0.009)	(0.005)	(0.002)	(0.008)	(0.004)	(0.002)
30 to 39	0.673	0.991	1.148	0.964	1.225	1.321
	(0.009)	(0.005)	(0.002)	(0.008)	(0.004)	(0.003)
40 to 49	0.764	0.924	1.106	1.050	1.207	1.326
	(0.009)	(0.005)	(0.003)	(0.007)	(0.004)	(0.003)
50 to 59	0.599	0.585	0.726	0.865	0.882	0.985
	(0.009)	(0.005)	(0.003)	(0.007)	(0.004)	(0.003)
60 to 65	0.208	0.076	0.222	0.425	0.319	0.415
	(0.010)	(0.006)	(0.005)	(0.008)	(0.004)	(0.005)
Female	-0.514	-0.909	-0.868	-0.451	-0.731	-0.700
	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
Black	0.106	0.065	0.070	0.120	0.086	0.063
	(0.007)	(0.004)	(0.003)	(0.005)	(0.003)	(0.003)
Yellow	-0.108	-0.050	-0.155	0.074	-0.017	-0.035
	(0.033)	(0.017)	(0.011)	(0.013)	(0.008)	(0.007)
Brown	0.051	0.010	0.012	0.026	-0.005	-0.021
	(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
Indigenous	0.112	-0.066	-0.219	0.036	-0.157	-0.401
-	(0.026)	(0.015)	(0.012)	(0.022)	(0.014)	(0.013)
Federal Units	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Sample size	520,597	1,534,326	3,257,623	904,451	2,644,458	3,144,065
Log likelihood	-280,143	-905,856	-1,881,730	-541,626	-1,559,584	-1,746,587
	·					

Source: Demographic Census, IBGE.

Standard errors between parentheses.

Non-significant at 5%.

DETERMINANTES DO NASCIMENTO DE EMPRESAS NO RIO GRANDE DO SUL: UM MODELO DE DADOS EM PAINEL ESPACIAL, 2007-2013

Carlos Hernán Rodas Céspedes * Adelar Fochezatto †

Resumo

O objetivo deste artigo é analisar o nascimento de empresas nos municípios do Rio Grande do Sul no período entre 2007 e 2013. Para isso, utilizam-se procedimentos da análise exploratória de dados espaciais e regressão em painel espacial. Os resultados indicaram a existência de autocorrelação espacial do nascimento de empresas e a formação de alguns clusters de municípios com altos nascimentos de empresas. O modelo de autorregressão espacial (SAR) evidenciou o efeito transbordamento do nascimento de empresas e possibilitou a mensuração dos impactos diretos e indiretos das variáveis independentes sobre o nascimento de empresas.

Palavras-chave: nascimento de empresas, transbordamento espacial, painel espacial.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the birth of companies in the cities of Rio Grande do Sul State between 2007 and 2013. For that, exploratory analysis of spatial data and the panel data regression were used. The results indicated the existence of spatial autocorrelation of the birth of companies and the formation of some *clusters* of the counties with high births of companies. The spatial autoregression (SAR) model showed the *spillover* effect of the birth of companies and made it possible to measure the direct and indirect impacts of the independent variables on the birth of companies.

Keywords: birth of companies, spatial spillover, spatial panel.

JEL classification: JEL: C23, R11.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea142259

^{*} Professor da UNIPAMPA. Doutor em Economia do Desenvolvimento no PPGE/PUCRS. E-mail: carloshrodasc@gmail.com.

[†] Doutor em Economia. Professor Titular da PUCRS. Pesquisador do CNPq. E-mail: ade-lar@pucrs.br

1 Introdução

O nascimento de empresas não está distribuído de forma uniforme ao longo de todo o espaço geográfico de um país, região ou estado. É provável que alguns espaços geográficos apresentem determinadas características que os tornem mais atrativos para o início de uma atividade produtiva que outros. Krugman (1991) considerou a concentração da atividade econômica como a característica mais notável da geografia econômica. Quando questionado sobre o que explica a distribuição assimétrica da atividade econômica, ele se referiu aos retornos crescentes de escala, não em termos de uma planta ou de uma firma, mas em termos espaciais.

Influenciado por essas ideias, McCANN (2013) afirma que a premissa básica da abordagem espacial é que a aglomeração da atividade econômica conduz a um aumento da produtividade. Essa premissa seria a razão pela qual os potenciais empreendedores buscam iniciar e instalar seus negócios no interior ou nas proximidades das aglomerações. Ou seja, se imaginarmos a configuração espacial das aglomerações, é possível perceber que as externalidades associadas a elas podem exercer o seu efeito em favor, não somente da produtividade, mas também do nascimento de empresas na vizinhança.

Dessa maneira, dada a possibilidade das externalidades aparecerem em nível de empresas, e estas contribuírem em favor dos retornos crescentes de escala, resulta instigante averiguar se as externalidades em nível espacial também influenciam o nascimento de empresas, como o fizeram Audretsch & Fritsch (1993) para o caso alemão. Reconhecer que tal resultado é possível, torna-se importante porque o nascimento de empresas, ao ser parte do processo de destruição criadora, acaba impulsionando a inovação e a produtividade dos recursos¹ em nível espacial. Sendo assim, o objetivo deste estudo é analisar, a partir de uma perspectiva espacial, a relação de causalidade entre as principais características das aglomerações econômicas, da forma como são propostas por Audretsch & Fritsch (1993) e Levratto & Carré (2014), e o nascimento de empresas. O estudo está centrado no Estado do Rio Grande do Sul no período de 2007-2013. Para tal efeito, são utilizados procedimentos da Análise Exploratória de Dados Espaciais, com a finalidade de determinar a autocorrelação espacial do nascimento de empresas, assim como, a formação dos respectivos *clusters* no território do Rio Grande do Sul. Para identificar os efeitos de transbordamento espacial, são utilizados o método de dados de painel espacial e dois de seus modelos mais representativos. Assim, pretende-se avaliar se o nascimento de empresas é caracterizado por um processo de autocorrelação espacial e também se as relações entre o nascimento de empresas e as covariáveis locais estão sujeitas ao denominado efeito vizinhança, tal qual o manifesta Levratto & Carré (2014).

Na próxima seção, apresenta-se a revisão da literatura sobre o assunto; a seguir, na terceira seção, se expõem as variáveis, os dados e a metodologia utilizada; na quarta seção, são apontados os resultados do estudo; e, finalmente, apresentam-se as conclusões.

¹Segundo estudo da OCED, citado por Lopez-Garcia & Puente (2006), a demografia de empresas, por meio da rotatividade, eleva a produtividade entre 20% a 30%.

2 Revisão Bibliográfica

2.1 Aglomerações, Externalidades e Nascimento de Empresas

Na literatura internacional, são encontrados trabalhos que procuram indagar quais são os fatores e de que maneira eles influenciam na localização do nascimento de novas empresas. Nos trabalhos de Audretsch & Fritsch (1993), Lee et al. (2004), Fritsch (2011), Ross et al. (2015) e Levratto & Carré (2014), o destaque é conferido ao papel das aglomerações, o empreendedorismo e o espaço geográfico.

No Brasil, pode se destacar o trabalho de Rezende et al. (2012) em que procuram explicar a localização espacial da indústria de transformação, dando ênfase ao papel das aglomerações. Para o Rio Grande do Sul, os estudos mais destacados são os de Canever et al. (2011), Menezes (2011) e Carraro & Canever (2012). Estes analisam a dinâmica do nascimento de empresas, salientando o papel do empreendedorismo, verificando a existência de clusters de novas empresas e o seu impacto sobre o crescimento econômico.

Um dos trabalhos que reconheceram a importância do espaço geográfico nas decisões dos agentes é o estudo de Audretsch & Fritsch (1993). Neste, resgatam-se as características subjacentes à concentração espacial da produção que Krugman notabilizou na sua Nova Geografia Econômica, com o objetivo de explicar o nascimento de empresas para o caso alemão².

Nesse estudo, são valorizadas duas respostas que Krugman oferece quando questionado a respeito do que ele considera mais destacável na geografia econômica e das causas que ele atribui à distribuição assimétrica da atividade econômica no espaço. Ele diz que a concentração da atividade econômica é a característica mais notável da geografia econômica e relaciona essa distribuição desigual da atividade econômica no espaço às diferenças de distribuição espacial dos retornos crescentes de escala e às correspondentes externalidades: "..., it is assumed externalities across firms and even industries that yields convexities in production" (Audretsch & Fritsch (1993), p. 359).

Conforme Audretsch & Fritsch (1993), a criação de empresas é mais intensa no interior ou nas proximidades das aglomerações produtivas distribuídas ao longo do espaço. Portanto, seguindo o seu raciocínio, é procedente vincular o nascimento de empresas com algumas características ou condições espaciais que possibilitam a ocorrência de spillovers³, a saber: 1) o agrupamento de mercados de trabalho por habilidade ou especialidade laboral produtiva; 2) a provisão de insumos específicos e de baixo custo dirigidos para a indústria; e, 3) o conhecimento tecnológico disponível no âmbito do espaço geográfico.

Em relação ao primeiro, cabe mencionar que, assim como para o empreendedor resulta vantajoso iniciar um empreendimento produtivo em um local onde é possível contar com uma oferta de mão de obra com habilidades específicas, o mesmo ocorre com o trabalhador, que se desloca para locais onde sua mão de obra especializada é demandada com maior probabilidade. Ambos os agentes procuram aumentar seus retornos em espaços geográficos que

²De forma similar, Olejnik (2014) destaca a argumentação da Nova Geografia Econômica para explicar que o crescimento da produtividade espacial da União Europeia recebeu a influência das externalidades tecnológicas, bem como das condições socioeconômicas regionais, e do progresso técnico das regiões vizinhas.

³No entender de Doring & Schnellenbach (2004), os spillovers conduzem a externalidades dinâmicas e a efeitos da aglomeração em uma dimensão geográfica.

apresentam vantagens produtivas e promovem o crescimento. "...it is actually the interaction of increasing returns and uncertainty that bestows advantages to the *pooling* of labor markets associated with agglomerations" (Audretsch & Fritsch (1993), p. 360).

Além disso, a aglomeração torna possível a oferta diversificada de insumos e preços competitivos por parte de empresas localizadas no interior ou na vizinhança da mesma. Portanto, entende-se que potenciais empreendedores procuram instalar os seus negócios em espaços onde possam se beneficiar da presença de fornecedores de insumos específicos de qualidade e com preço competitivo. Quanto à terceira fonte de rendimentos crescentes, Audretsch & Fritsch (1993) consideram que quem mais se beneficia dos *spillovers* tecnológicos espaciais são, principalmente, as empresas de menor porte localizadas nas aglomerações ou no seu entorno.

Seja qual for o tipo de *spillover* considerado, a sua manifestação pode ser verificada por meio dos impactos sobre a produtividade dos fatores ou, no caso particular deste trabalho, por meio da taxa de nascimento de empresas. Assume-se que no caso específico do transbordamento do conhecimento⁴, este se dissemina e se torna disponível de forma instantânea para todos os agentes⁵. Mas, o seu impacto pode ficar comprometido por causa da distância geográfica que separa o potencial beneficiário do local de origem do *spillover*.

Com a finalidade de ter uma noção mais aproximada da dimensão da dependência espacial, Plummer (2010) explora o efeito do espaço sobre o empreendedorismo por meio dos procedimentos da Análise Exploratória de Dados Espaciais e de técnicas econométricas que consideram a dependência espacial. Ele lança o alerta para o problema da não consideração da dependência espacial em modelos econométricos que estimam os determinantes do nascimento de empresas. Nesse caso, os estimadores resultarão viesados, inconsistentes e ineficientes, dada a tendência da atividade empreendedora formar *clusters* espaciais. (Plummer (2010), p. 171).

O resultado da autocorrelação espacial é importante ao reportar informação acerca da correlação espacial de uma variável com ela própria. Provavelmente, as regiões vizinhas de centros econômicos dinâmicos, representados por *clusters* de inteligência, inovação, etc. repercutem de forma mais intensa o efeito das externalidades decorrentes da proximidade espacial. Caso a autocorrelação seja positiva, é provável que, por exemplo, a criação de novas empresas nas proximidades de um cluster de inovação seja impulsionada pela atividade empreendedora nessas aglomerações em atividades semelhantes ou complementares.

Reynolds & Maki (1992) sinalizam que variáveis agregadas como a taxa de desemprego, a densidade de população e a disponibilidade de financiamento são importantes para explicar a variação, em nível regional, da taxa de nascimento de novas empresas. C & Acs (2002) consideram que a concentração industrial, o crescimento da renda, o crescimento populacional e o capital humano se relacionam fortemente com o nascimento de empresas. Kirchhoff, citado por Lee (2001), indica que a pesquisa acadêmica e os gastos com o de-

⁴Segundo Doring & Schnellenbach (2004), um tipo particular de externalidade é o resultado do *spillover* de conhecimento o qual se constitui em uma fonte de retornos de escala.

⁵A outra possibilidade é assumir que o *spillover* do conhecimento não existe, uma vez que é compreendido enquanto bem privado, restrito a um grupo de agentes (Doring & Schnellenbach (2004), p. 8).

senvolvimento estão associados de forma significativa com a taxa de formação de novas empresas.

O estudo de Levratto & Carré (2014) destaca a questão do espaço geográfico enquanto variável explicativa do nascimento de empresas, uma vez que o território congrega recursos humanos, financeiros, organizacionais e materiais que afetam de forma direta a formação de negócios. Chamam a atenção para a estrutura industrial do território, assim como para a taxa de desemprego, a densidade populacional e o espírito empreendedor enquanto determinantes do nascimento de empresas. Citam as contribuições de Krugman (1991) e de Aghion & Howitt (1998) a respeito da influência da Nova Geografia Econômica e das teorias do crescimento endógeno nos estudos dedicados a explorar os motivos que levam os empreendedores a escolherem um determinado local para iniciar um negócio. Segundo estas teorias, as aglomerações espaciais podem criar vantagens locacionais em termos de *spillovers* e cooperação entre firmas. (Audia & Sorenson (2000) apud Levratto & Carré (2014), p. 3).

Ao admitir a importância do espaço na decisão para empreender um novo negócio e dar resposta à questão relacionada com a intensidade em que a taxa de nascimento de empresas se vê afetada pelas características específicas de regiões adjacentes, Levratto & Carré (2014) utilizam a técnica de dados de painel espacial para estimar a dependência espacial e a influência do empreendedorismo sobre a criação de empresas em áreas vizinhas. Os modelos utilizados postulam o nascimento de empresas como resultado de um processo espacial e autorregressivo e/ou de um processo espacial autorregressivo do termo do erro (Levratto & Carré (2014), p. 3). O seu trabalho complementa a proposta sugerida por Audretsch & Fritsch (1993) a respeito do nascimento de empresas e do impacto das aglomerações distribuídas no espaço. De forma implícita e indireta, o estudo evidencia o efeito vizinhança em favor da inovação, da competição, da produtividade e do emprego de qualidade⁶.

Levratto & Carré (2014) adotam a estrutura sugerida por Keeble et al. (1993) e Johnson & Parker (1996) para fazer referência às três categorias de fatores que tornam os espaços geográficos (regiões) mais ou menos empreendedores: os fatores locais, que estão relacionados com o tamanho de mercado e a demanda potencial; os fatores relacionados com as características atrativas do local; e os fatores relacionados ao ambiente de negócios.

Em relação à primeira categoria, os autores supracitados consideram que a abertura de novas empresas é influenciada pela demanda de mercado, a qual, por sua vez, é função do número de habitantes do local, assim como, da dimensão da renda média e do acesso ao crédito local. Na segunda categoria, estão os fatores de aglomeração de empresas. Os autores afirmam que os espaços geográficos com maiores taxas de entrada de empresas exercem uma "força magnética" sobre os potenciais empreendedores. Em vista disso, acredita-se que locais com maiores taxas de crescimento populacional tendem a se tornar mais atrativas para abrir uma empresa quando comparadas com locais cujas populações são menores e/ou com taxas declinantes de crescimento populacional (Levratto (2015), p. 169).

Quando o ambiente econômico é desfavorável, por causa, por exemplo, de uma recessão geral da atividade econômica, o desemprego aumenta e as

⁶O trabalho de Audretsch et al. (2008) explora o efeito do desemprego sobre o autoemprego quando novas empresas formadas por trabalhadores ex-empregados devem mostrar maior produtividade ao abrir um negócio próprio.

oportunidades de trabalho diminuem. Nesse contexto, pode ocorrer que a taxa de nascimento de empresas aumente, situação conhecida como de empreendedorismo por necessidade. Em caso de expansão econômica diminui o desemprego e, por isso, o aumento da abertura de novas empresas se deve a melhorias nas oportunidades de negócios (Levratto (2015), p. 169).

Levratto & Carré (2014) consideram que o ambiente de negócios também se relaciona com o funcionamento das instituições. Em tese, um ambiente de mercado livre de distorções influencia de forma positiva a abertura de novas empresas. Já os ambientes caracterizados pela presença de economias de escala e empresas de tamanho grande, podem obstaculizar a entrada de novas empresas.

De forma semelhante ao apontado por Audretsch & Fritsch (1993), Levratto & Carré (2014) também consideram os efeitos em favor do nascimento de novas empresas decorrentes das aglomerações e das externalidades originadas na urbanização. Segundo Plummer (2010) (apud Levratto & Carré (2014), p. 6) há motivações teóricas para esperar que a dependência espacial de novas firmas seja maior que a dependência de firmas mais velhas.

O estudo de Ross et al. (2015) explora que alguns fatores relacionados com a demanda, oferta e cultura explicam a variação no número de empresas nas regiões da Escócia. Entre os primeiros, destacam-se o crescimento da população e os respectivos níveis de renda, a começar pelo valor do salário. Também ponderam o fator espacial ao encontrar evidências de que as diferenças espaciais na demanda por bens e serviços influenciam a demanda por empreendedorismo (Ross et al. (2015), p. 674).

Quanto aos fatores de oferta, os autores supracitados aceitam o impacto negativo do desemprego sobre a taxa de atividade empreendedora, uma vez que, ao inibir a demanda de mercado por bens e serviços, coloca em risco a renda esperada e a expectativa de lucros. Da mesma forma, indicam que tanto o capital humano, associado à aquisição de conhecimento, quanto a riqueza e/ou o acesso ao financiamento, influenciam a oferta de atividade empreendedora.

Em relação ao primeiro aspecto levantado acima, cabem alguns apontamentos. Tal relação retrata a realidade de países ou regiões desenvolvidas com taxas de desemprego baixas em que tende a prevalecer o empreendedorismo por oportunidade. Já no caso de países ou regiões menos desenvolvidos com taxas de desemprego elevadas, a realidade é diferente, nestes, as oportunidades de trabalho são escassas e as pessoas desempregadas tentam obter renda por meio do trabalho autônomo ou da abertura de empresas, principalmente empresas individuais.

No caso do Brasil, alguns estudos mostraram uma relação positiva entre a taxa de desemprego e a abertura de empresas, enquanto que outros indicaram uma relação negativa. Esses resultados contraditórios podem ser explicados pela amostra utilizada, isto é, se foram ou não consideradas as MEIs (microempresas individuais), e/ou pelo período específico do estudo. Alguns relatórios do SEBRAE apontam a existência de uma relação direta entre o aumento do desemprego e o aumento da formação de empresas. Para o período recente no Brasil, caracterizado por altas taxas de desemprego, um desses informes destaca o seguinte: entre meados de 2013 e 2016 foram criadas mais de 11 milhões de novas empresas; o percentual de novas empresas por necessidade passou de 29% em 2014 para 43% em 2015; e, das 955,3 mil empresas abertas entre janeiro e maio de 2016, 79,2% corresponderam a microempreendedores individuais (SEBRAE 2017).

Por outro lado, Menezes (2015) analisou os fatores que explicam a abertura de novas empresas no Brasil entre 2003 e 2008. Na amostra utilizada, não são mencionadas as empresas MEIs, e o autor utiliza um conjunto de variáveis explicativas entre as quais se destaca a taxa de desemprego defasada em um período. Os resultados para essa variável se mostraram estatisticamente significativos, mas indicaram que uma redução da taxa de desemprego está associada a um aumento da taxa de abertura de empresas.

Em relação aos fatores de aglomeração, apontam que uma parte das atividades produtivas está clusterizada no espaço, e que a criação de empresas é influenciada pelas externalidades pecuniárias e não pecuniárias originadas nas aglomerações. Por exemplo, o acesso à mão de obra qualificada, a fornecedores de insumos especializados e aos *spillovers* do conhecimento, permitem baixos custos de transação e de transporte, bem como, retornos crescentes que sustentam a competitividade das empresas (Ross et al. (2015), p. 676). Assim, as economias de aglomeração provavelmente incidem de forma positiva nas taxas de empreendedorismo.

Ross et al. (2015) consideram que o nível de competição nos mercados não deveria ser restrito ao âmbito das empresas privadas, mas também ao âmbito das relações entre as empresas privadas e o setor público. Os autores afirmam que um alto número de empregados no setor público⁷, associado à estabilidade no emprego, diminui o contingente de pessoas com as habilidades requeridas para iniciar um pequeno negócio na esfera privada. Da mesma maneira, um setor público inchado provavelmente desloque as funções do setor privado (Ross et al. (2015), p. 677). Dessa maneira, esses autores parecem assumir de forma implícita que, em determinadas condições, a produtividade dos funcionários públicos não corresponderia à dos empreendedores da iniciativa privada e que um setor público grande interferiria de forma ineficiente nas competências do setor privado.

A questão cultural também é objeto de análise, uma vez que esta parece definir a intensidade ou a atitude empreendedora dos agentes de uma região. No modelo proposto por Ross et al. (2015) uma proporção elevada de pequenas empresas com menos de cinquenta empregados em relação ao total é um indicador da cultura empreendedora regional, uma vez que estimulam o crescimento das empresas por meio de uma rede de contatos que lhes permitem o intercâmbio de informações relevantes para a vida dos negócios. Essa intensidade empreendedora pode, segundo esses autores, aumentar a taxa de nascimento de empresas (Ross et al. (2015), p. 677).

2.2 Considerações Operacionais

Uma das contribuições importantes do trabalho de Audretsch e Fritsch é sugerir de que maneira os conceitos relacionados com os tipos de *spillover* se tornam operacionalizáveis. Quando se faz referência ao fato da oferta de infraestrutura e dos serviços serem mais desenvolvidos em regiões densamente populosas, implicitamente se sugere que é maior a probabilidade de se encontrar, nesses espaços, mercados de trabalho especializados e indústrias fornecedoras de insumos específicos de qualidade. Assim, afirmam que, em tese, a taxa de nascimento de empresas está relacionada diretamente com os locais

 $^{^7}$ No caso escocês, (Ross et al. (2015), p. 677) indicam que o percentual de trabalhadores no setor público é 28,3%.

onde a densidade populacional, o crescimento populacional e o produto per capita são maiores (Audretsch & Fritsch 1993).

Além dessas variáveis populacionais, a taxa de desemprego também é sugerida, mas o seu tratamento, como já foi visto, é complexo, uma vez que, por um lado, uma elevada taxa de desemprego regional é equivalente a um menor crescimento econômico e baixas chances em favor do nascimento de empresas. Por outro lado, a disponibilidade de recursos em favor de novas empresas tenderia a aumentar na medida em que as taxas de desemprego forem maiores, tornando esse comportamento atrativo para novos empreendedores.

A relação entre a qualidade da mão de obra e a taxa de nascimento de empresas também se espera que seja positiva no sentido da abertura de novas empresas ficarem localizadas em regiões onde a mão de obra é mais qualificada. No seu entendimento, tal expectativa está relacionada com as externalidades originadas nos grupos de mercados de trabalho especializados e nos *spillovers* da informação que ocorrem onde a mão de obra é mais qualificada. Todavia, é provável que a mão de obra qualificada esteja relacionada com a presença de instituições de ensino superior ou instituições de ensino profissionalizantes de nível médio.

Sugere-se que se tenha em consideração o tamanho médio dos estabelecimentos, não por guardar relação com algum tipo de *spillover* capaz de tornar maior a taxa de nascimento de empresas, senão porque, no modelo proposto por Audretsch & Fritsch (1993), ela é uma variável de controle do viés inerente à taxa de nascimento quando esta é mensurada a partir da abordagem ecológica⁸. Nesse caso, observa-se que, em regiões onde o tamanho médio dos estabelecimentos é maior, tende-se a superestimar o nascimento de empresas para um número dado de trabalhadores. Já quando a abordagem é a do mercado do trabalho, assume-se que quem inicia um novo empreendimento é alguém que está no mercado de trabalhado, portanto, é de esperar que a relação entre o tamanho médio do estabelecimento e a taxa de nascimento de novas empresas seja negativa, uma vez que, em regiões onde o número de estabelecimentos de tamanho pequeno é relativamente maior, para um número dado de trabalhadores, existirá uma probabilidade maior de que um trabalhador pertencente ao estabelecimento menor inicie um novo negócio.

Por seu lado, Levratto & Carré (2014) consideram entre as variáveis explicativas a intensidade empreendedora do espaço geográfico entendida como a relação entre o número de novas empresas estabelecidas nessa região e o número total de empresas operando na mesma região. Especial atenção é dada ao efeito de aglomeração, que são economias externas que as firmas usufruem pelo fato de estarem localizadas próximas de outras firmas. Para calcular o efeito da aglomeração, utiliza-se a relação entre o número de trabalhadores em uma determinada área dividida pela respectiva área medida em quilômetros quadrados. Como medida alternativa, também pode ser considerado o número de trabalhadores na indústria manufatureira comparada com o total de empregados. Se o sinal é positivo, então se conclui que novas empresas industriais tendem a se localizar em áreas industriais, enquanto que, se o sinal é negativo, o ingresso de empresas é complementar às atividades industriais.

⁸A abordagem ecológica mensura o nascimento de empresas a partir da fração entre a variação de novas empresas e o número total de empresas na região. A abordagem do mercado de trabalho opta por dividir a variação de empresas pelo número da força de trabalho em uma região.

3 Metodologia

Este trabalho recorre à Análise Exploratória dos Dados com a finalidade de verificar a dependência espacial da variável "nascimento de empresas". Em primeiro lugar, utiliza-se o Índice de Moran, que é uma medida de autocorrelação espacial, e o Índice Local de Associação Espacial, LISA, que possibilita a identificação de *clusters* de municípios segundo o nascimento de empresas. Na sequência, procede-se a estimar o modelo de painel espacial para explicar a taxa de entrada de empresas nos municípios do Rio Grande do Sul no período 2007-2013. As variáveis utilizadas no modelo estão na Tabela 1.

Os dados da variável nascimento de empresas são únicos e identificáveis para cada empresa e foram obtidos junto à base de microdados do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). Com esses dados, é possível calcular exatamente o número de novas empresas por ano/município bem como o número de empresas que fecharam no período. Com os dados abertos é possível conhecer apenas o saldo líquido de empresas por ano/município. Além disso, por meio do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), é possível acompanhar as empresas ao longo do tempo e avaliar, por exemplo, a mortalidade e a sobrevivência de empresas classificadas por setores produtivos, regiões, tamanho ou outras características de interesse. Os dados das variáveis independentes foram obtidos junto ao IBGE, Fundação de Economia e Estatística (FEE) ao MTE (RAIS). A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

Observa-se que no Rio Grande do Sul em média ocorre o nascimento de 4,8 novas empresas a cada mil pessoas da força de trabalho por ano. Possui uma densidade demográfica média de 43,9 pessoas por quilômetro quadrado, um produto real per capita de R\$ 8.311,9 (a preços de 2007) e uma participação média da indústria no valor adicionado bruto de 15%. Em relação às variáveis do mercado de trabalho, em média 76% dos empregados formais são classificados como não qualificados, 20% da população ativa está ocupada em algum emprego formal, a qual tem aumentado em torno de 5% ao ano no período analisado. Em relação à população, percebe-se que sua taxa de crescimento em períodos de três anos tem sido muito baixa, próxima de zero (0,07%). Além disso, no período analisado em média as empresas empregaram 8,6 trabalhadores. Por fim, no período havia 5,8 alunos matriculados no ensino superior a cada mil pessoas.

As informações oriundas da RAIS referem-se aos empregos e empresas formais. Então, é possível que esteja usando valores superestimados para o nascimento de novas empresas (NascTrab), já que o número de trabalhadores está no denominador; e valores subestimados para tamanho médio dos estabelecimentos (TamEmp), emprego não qualificado (EmpNQual) e população ocupada em relação à população economicamente ativa (PocupPEA, VPocupPEA). Além disso, é preciso considerar que pode haver aumento ou diminuição da informalidade de acordo com o ciclo econômico, diminuindo em momentos de expansão e aumentando em momentos de crise.

Para avaliar a autocorrelação espacial do nascimento de empresas, foi utilizado índice I de Moran global. Este é aplicado nos resíduos das observações de corte transversal, sendo que o seu resultado está definido no intervalo entre -1 e +1. Os valores positivos indicam a presença de correlação espacial positiva do nascimento de empresas entre os municípios. Isso significa que se houver alto (baixo) nascimento de novas empresas em um município, há tam-

Tabela 1: Relação de variáveis e a forma de sua obtenção

Variáveis	Sigla	Cálculo utilizado para sua obtenção	Fonte
Nascimento de empre- sas	NascTrab	Fração entre o número de empresas criadas no ano vigente e a população economicamente ativa dos municípios dividida por 1000.	
Densidade populacio- nal	DenPopr	Fração entre a população do município e a sua extensão territorial (raiz quadrada).	IBGE
Emprego não qualifi- cado	EmpNQual	Fração entre o emprego não qualificado do município e o número total de pessoas empregadas no ano vigente (*).	RAIS
Produto Interno Bruto per capita	PIBpcr	Fração entre o produto interno bruto real (preços de 2007) e a população.	IBGE
População ocupada em relação à população economicamente ativa	PocupPEA	Fração entre a população ocupada e a população economicamente ativa do município no ano corrente.	RAIS IBGE
Variação da população ocupada em relação à população economicamente ativa	VPocupPEA	Variação anual da fração entre a população ocupada e a população economicamente ativa.	RAIS IBGE
Variação da população nos últimos três anos	Vpop3a	Fração entre a população em um determinado ano e a população de três anos antes.	IBGE
Tamanho médio dos es- tabelecimentos por mu- nicípio	TamEmp	Fração entre o número de pessoas ocupadas no município e o número total de empresas no ano corrente.	RAIS
Participação da indús- tria na economia	IndVab	Fração entre o valor adicionado da indústria e o valor adicionado bruto total do município no ano corrente.	IBGE
Matrículas do ensino superior	MatrESPop	Fração entre o número de matrículas no ensino superior e a população de 18 a 24 anos do município, dividida por mil.	INEP IBGE

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) Para o cálculo do emprego não qualificado se excluem do total dos empregos os seguintes: membros superiores do poder público, dirigentes de organizações de interesse público, profissionais das ciências e das artes e os técnicos de nível médio.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Valor Mínimo	Valor Máximo
Nascstrab	4,8084	2,2169	0,0000	15,7140
DenPopr	6,6302	6,7897	1,2129	55,8632
EmpNQual	0,7626	0,0893	0,3024	0,9693
PIBpcr	8,3119	6,3659	2,4535	116,2167
PocupPEA	0,2023	0,1244	0,0197	1,1810
VPocupPEA	1,0507	0,1514	0,2853	4,0858
Vpop3a	1,0007	0,0380	0,8595	1,2742
TamEmp	8,6070	4,0806	2,7166	46,2380
IndVab	0,1518	0,1645	0,0091	0,9196
MatrESPop	5,8027	18,3962	0,0000	224,9487

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da FEE e da RAIS/MTE. Obs.: Os valores das estatísticas referem-se aos dados em *pooled* (3472 observações; 1:1 - 496:7)

bém alto (baixo) nascimento de empresas nos municípios vizinhos. Há, portanto, efeitos de transbordamento espacial. Por outro lado, valores negativos indicam correlação espacial negativa. Nesse caso, um alto (baixo) nascimento de empresas em um município é acompanhado por baixo (alto) nascimento de empresas nos municípios vizinhos. Nesse caso, é possível que exista rivalidade ou competição entre os municípios, isto é, o maior nascimento de empresas em um município acaba afetando negativamente o nascimento de empresas em outro município vizinho.

O índice *I* de Moran é definido da seguinte maneira:

$$I = \frac{N}{\sum_{i} \sum_{j} w_{ij}} \frac{\sum_{i} \sum_{j} w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i} (Y_i - \bar{Y})^2}$$
(1)

em que: N é o número de observações; Y é a variável de interesse; \bar{Y} é a média da variável de interesse; os subíndices i e j referem-se a duas observações (dois municípios) vizinhos; e w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais, segundo o critério de contiguidade, distância ou distância econômica. Tal matriz, de acordo com os critérios de contiguidade, determina o grau de conexão entre os municípios.

De forma complementar, é possível estabelecer, por meio do indicador de associação espacial local, LISA (I_i), a possibilidade de existirem municípios associados espacialmente segundo a variável de interesse. Enquanto o I de Moran procura sintetizar a dependência espacial em toda a região estudada, o LISA calcula a associação espacial em locais específicos (subgrupos de observações). A sua definição é a seguinte:

$$I_{i} = \frac{(Y_{i} - \bar{Y})}{m_{2}} \sum_{j} w_{ij} (Y_{j} - \bar{Y})$$

$$emque: m_{2} = \frac{\sum_{i} (Y_{i} - \bar{Y})^{2}}{N}$$

$$(2)$$

⁹Para mais detalhes sobre os tipos de matrizes de pesos, ver Almeida (2012).

Com a determinação do indicador LISA, obtém-se informações que permitem identificar associações de municípios que se encontram espacialmente correlacionados. Esse indicador possibilita a visualização de *clusters* de municípios por meio de mapas de associação espacial.

Aceita a possibilidade de existir autocorrelação espacial da variável de interesse e a presença de *clusters* de municípios segundo a correlação positiva da respectiva variável, procede-se com a formulação do modelo econométrico específico. Com base nas variáveis propostas no modelo de Audretsch & Fritsch (1993), e adicionando a influência do ensino superior e o peso do setor industrial sobre o nascimento de empresas, formula-se o modelo de painel espacial com a finalidade de testar a hipótese de que o nascimento de empresas em uma região depende: dos efeitos espaciais da própria variável; das variáveis relacionadas aos *spillovers* espaciais levantados por Krugman (1991) (apud Audretsch & Fritsch (1993), p. 360); da educação superior da população do município, representada pelas matrículas no ensino superior (indicador de presença de universidades); e da influência das aglomerações produtivas, utilizando como *proxy* o peso das atividades industriais nesses espaços.

A representação do modelo para o nascimento de empresas assume a seguinte forma genérica:

$$Y_t = f(X_t) \tag{3}$$

em que: Y_t representa o nascimento de empresas ou a taxa de entrada de empresas segundo a abordagem do mercado de trabalho (NascTrab); e X_t representa um vetor de variáveis independentes, definidas na Tabela 1.

O cálculo da variável dependente nascimento de empresas (NascTrab) segue a abordagem do mercado de trabalho, segundo o qual se padroniza a variação de novos estabelecimentos em relação ao tamanho da força de trabalho. O apelo por esse método está relacionado com a teoria da escolha empreendedora proposta por Evans & Jovanovic (1989), isto é, cada estabelecimento novo é conduzido por uma pessoa que se encontra inserido no mercado do trabalho. Além disso, em tese, a maioria dos novos empreendimentos que iniciam suas operações é de porte pequeno e é comandada por pessoas que estão ou estiveram inseridas no mercado do trabalho. A mensuração da entrada de empresas foi realizada utilizando-se os microdados da RAIS e os dados das pessoas inseridas no mercado do trabalho em cada município foram obtidos junto à FEE.

Para verificar a hipótese anteriormente proposta, opta-se pelo método de estimação de dados em painel espacial com base nas contribuições de Almeida (2012), Almeida et al. (2014) e Golgher (2015). As estimações foram realizadas com o programa livre R, utilizando Arbia (2014) como referência. Os dados em painel apresentam, na dimensão transversal, um total de 496 observações correspondentes aos municípios do Rio Grande do Sul e, na dimensão temporal, um total de sete anos, 2007-2013, assim se pretende captar as variações nas variáveis ocorridas tanto no espaço (em nível dos municípios) como no tempo.

A estrutura do modelo de dados em painel está representada pela seguinte expressão:

$$Y_{it} = X_{it} \beta + \alpha_i + \delta_t + e_{it} \tag{4}$$

em que: i refere-se a cada uma das observações (municípios); t refere-se ao tempo (2007-2013); Y_{it} é o vetor da variável dependente; X_{it} é o vetor das variáveis explicativas; β são os coeficientes estimados para cada variável explicativa; α_i é o termo que captura a heterogeneidade não observada entre as observações (invariante no tempo); δ_t captura as especificidades temporais (invariantes entre as observações); e_{it} é o termo de erro i.i.d. (idêntico e independentemente distribuído) com média zero e variância constante.

Esse modelo, inspirado em Audretsch & Fritsch (1993), sugere determinadas expectativas comportamentais do nascimento de empresas em função das variáveis independentes, conforme a Tabela 3. Complementarmente àquele modelo, o estudo incorpora a variável dependente defasada espacialmente assim, como os choques aleatórios defasados espacialmente. Além disso, o modelo proposto neste trabalho é um painel espacial, enquanto que o de Audretsch & Fritsch (1993) trata-se de um modelo de *cross-section* não espacial.

Alguns trabalhos aplicados utilizando modelos de painel espacial sugerem uma sequência de passos em direção à sua estimação, a exemplo de Almeida et al. (2014). Assim, depois da estimação do modelo (4), procede-se à avaliação dos componentes não observados por meio do teste de Breusch-Pagan, cuja hipótese nula é de que a variância dos resíduos devido aos efeitos individuais é igual a zero. Se os efeitos não observados não são importantes, opta-se pelo modelo *pooled*, estimado por MQO, caso contrário, procede-se a indagar os efeitos fixos ou aleatórios do modelo.

No caso do modelo com efeitos fixos, assume-se que ele captura as diferenças não observadas entre os municípios cujos efeitos originam-se em variáveis omitidas que variam entre municípios ao longo do tempo. Pode ocorrer que algumas variáveis omitidas sejam constantes no tempo, mas variáveis entre indivíduos, enquanto que, outras resultem variáveis no tempo e constantes entre indivíduos. Nesses casos, teríamos, na expressão acima, a especificação dos efeitos fixos municipais e temporais por meio de α_{it} .

No caso da presença de efeitos aleatórios, a ordenada na origem α_{it} é uma variável aleatória e não é correlacionada com as variáveis explicativas. Nesse caso, agrupam-se os termos não observados junto do erro aleatório $v_{it} = e_{it} + w_i$, assumindo que o efeito aleatório não observado wi depende apenas do município i.

Após a estimação dos modelos de efeitos fixo e aleatório, sem dependência espacial, aplica-se o teste de Hausman para optar por um deles.

Em caso de se confirmar a dependência espacial, resta estimar o modelo que melhor representa os dados. A forma mais geral da representação sugerida pelo método de painel espacial é a seguinte:

$$Y_{it} = \rho \ W Y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \tau + \xi_{it}$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it}$$
 (5)

No caso do Modelo (5), diferentemente do Modelo (4), os coeficientes ρ (escalar), λ (escalar) e τ (vetor) referem-se aos impactos espaciais decorren-

Sigla	Variável	Efeito Esperado (+ ou -)
DenPopr	Densidade populacional	+
EmpNQual	Emprego não qualificado	-
PIBpcr	Variação do PIB per capita	+
PocupPEA	Taxa de emprego	?
VPocupPEA	Variação na taxa de emprego	?
Vnon3a	Variação na população nos últimos	+
Vpop3a	três anos	Т
TamEmp	Tamanho das empresas	-
IndVab	Proporção da produção industrial	+
MatrESPop	Matrículas no ensino superior	+
	Efeito transbordamento espacial do	
ρ	nascimento de empresas em municí-	+
	pios vizinhos	
1	Efeito de choques aleatórios espaci-	2
Λ	almente defasados	•

Tabela 3: Variáveis explicativas e seus efeitos esperados sobre o nascimento de empresas (NascTrab) nos municípios do Rio Grande do Sul, 2007-2013

Fonte: Elaboração própria.

tes de: a variável dependente espacialmente defasada WY_{it} ; os erros espacialmente defasados, $W\xi_{it}$; e, as variáveis independentes espacialmente defasadas; WX_{it} . O W representa a matriz quadrada de dimensão 496 x 496 e refere-se à conexão entre os municípios do Rio Grande do Sul.

Com a especificação anterior, e impondo algumas restrições, são obtidos os dois modelos aqui pretendidos: o Modelo Autorregressivo Espacial, que considera somente a dependência da variável dependente (SAR), e o Modelo do Erro Espacial (SEM), o qual considera somente a dependência espacial dos erros. A especificação dos Modelos SAR e SEM é, respectivamente, a seguinte:

$$Y_{it} = \rho \ W Y_{it} + X_{it} \beta + \xi_{it} \tag{6}$$

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \xi_{it}$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it}$$
(7)

Comprovada a presença de dependência espacial, em geral a escolha de qual modelo espacial usar decorre da análise de testes estatísticos de multiplicadores de Lagrange (LM) aplicados aos resíduos do modelo clássico de mínimos quadrados ordinários. Esses testes servem para diagnosticar a natureza da dependência espacial. São eles: LM Lag, para verificar a presença de dependência espacial na variável endógena; LM Error, para verificar a presença de dependência espacial nos erros; RLM Lag (LM robusto), para verificar a presença de dependência espacial na variável endógena; e RLM Error (LM robusto), para verificar dependência espacial nos erros. Os dois últimos são aplicados apenas se os dois primeiros forem ambos significativos. Se os quatro forem significativos, então utiliza-se um modelo tipo SAC, que considera os dois tipos de dependência espacial.

Em caso do modelo escolhido ser o SAR, Modelo (6), é possível determinar os efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas de modo a discriminar o denominado efeito transbordamento espacial¹⁰.

4 Resultados

4.1 Análise Exploratória dos Dados

A primeira questão é verificar a autocorrelação espacial do nascimento de empresas por meio do *I* de Moran bem como a presença dos *clusters* de municípios por meio do LISA. Como exposto anteriormente, o *I* de Moran positivo e significativo confirma que mais nascimentos de empresas em um município estão relacionados espacialmente com mais nascimentos de empresas em municípios vizinhos. É como se o que ocorresse em um município transbordasse para os municípios vizinhos. A correlação espacial pode ser negativa e ocorre, por exemplo, em disputa por mais recursos entre dois vizinhos cujo ganhador acaba prejudicando o rival, ou seja, na disputa por mais empreendedores, um dos municípios atrai todos os empreendedores inclusive os do município vizinho. Para calcular esse indicador, é preciso definir qual a matriz de pesos a ser usada. A Tabela 4 mostra os valores do Índice de Moran para várias matrizes de vizinhanca espacial.

Como observado, destacam-se os valores do índice obtidos a partir da matriz de vizinhança 3 vizinhos, uma vez que, com ela, são gerados os maiores valores do Índice de Moran. O resultado não deixa de surpreender, porque se esperava que as matrizes Rainha ou Torre pudessem gerar maiores valores e se sobressair aos outros. Mas, o importante é constatar a existência da autocorrelação espacial, como pode ser verificado.

Tabela 4: Índice *I* de Moran e o grau de dependência espacial da variável NascTrab

	Matrizes de vizinhança**					
Ano	Queen	Rook	3 Vizinhos	4 Vizinhos	5 Vizinhos	67 km*
2007	0,213	0,212	0,250	0,243	0,220	0,125
2008	0,170	0,175	0,194	0,189	0,175	0,101
2009	0,158	0,163	0,212	0,188	0,175	0,098
2010	0,219	0,223	0,228	0,229	0,220	0,116
2011	0,186	0,189	0,223	0,198	0,193	0,082
2012	0,187	0,188	0,204	0,180	0,182	0,122
2013	0,199	0,198	0,187	0,182	0,172	0,102

Fonte: Elaboração própria usando o programa GeoDa.

Nota: Todos os valores do Índice de Moran são estatisticamente significativos, com pseudo p-value = 0,01 (com 99 permutações); (*) Distância mínima para nenhum município ficar ilhado (sem vizinhos).

Todavia, é possível gerar mapas para verificar a possibilidade de se encontrar grupos de municípios com as taxas de entrada de empresas distribuídos

^{**}As matrizes de vizinhança Rook (Torre) possuem fronteiras comuns a Leste, Oeste, Norte e Sul. As matrizes Queen (Rainha), além das fronteiras comuns, incluem também os vértices comuns.

¹⁰No segundo capítulo do livro de Golgher (2015), são apresentadas as deduções dos efeitos direto e indireto.

de forma mais homogênea em cada grupo. Tal possibilidade se torna efetiva por meio do indicador local de associação espacial, LISA. Esse indicador permite visualizar no mapa do Rio Grande do Sul as regiões que concentram municípios correlacionados espacialmente segundo o nascimento de empresas. Essas regiões também podem ser reconhecidas com o nome de clusters de municípios.

Conforme pode ser visualizado na Figura 1, entre 2007 e 2013 houve uma retração na formação de *clusters* para o tipo de dependência espacial alto-alto. Por outro lado, houve um leve aumento na formação de clusters de dependência espacial do tipo baixo-baixo. Tais comportamentos podem ser reflexo do menor ritmo de crescimento da economia iniciado em 2010, que pode ter afetado negativamente os municípios.

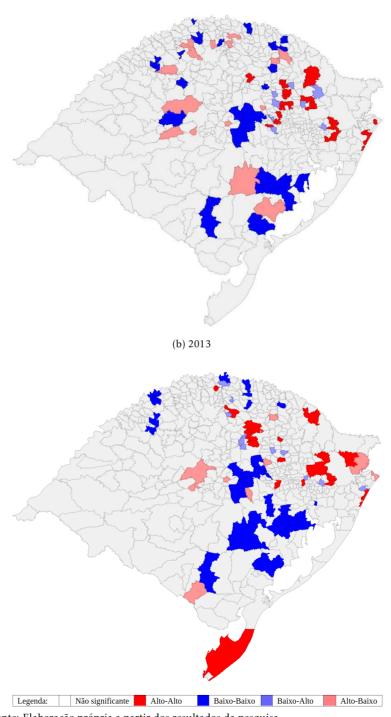
É importante observar que não foram encontrados muitos municípios envolvidos em *clusters* espaciais. Os do tipo alto-alto predominaram na parte norte do Estado, que tem tido um dinamismo maior nas últimas décadas, especialmente na mesorregião Nordeste Rio-grandense, e os do tipo baixo-baixo predominaram na parte sul, especialmente na transição entre a mesorregião Metropolitana de Porto Alegre e mesorregião Sudeste Rio-grandense. No Nordeste do Estado está localizado o parque industrial de Caxias do Sul, que, pelo menos em parte, explica o bom desempenho dos municípios dessa região em termos de formação de novas empresas. No Sudeste Rio-grandense predomina uma economia primária baseada em pequenas propriedades, com solos ondulados e de baixa fertilidade.

Na região metropolitana de Porto Alegre, não se observou a formação de clusters, indicando heterogeneidade dos municípios que ali estão em termos de formação de novas empresas. Por outro lado, foram identificados *clusters* do tipo alto-alto na região do Litoral Norte do Estado. Esse resultado pode ser explicado pelo forte dinamismo populacional que essa região vem tendo nos últimos anos. Entre 2001 e 2016, essa região teve um aumento de mais de 40% em sua população enquanto que no Estado como um todo o crescimento foi de aproximadamente 9% e em Porto Alegre foi de 7%.

No Apêndice B.1, está a lista de municípios que pertencentes a *clusters* do tipo alto-alto em 2007, em 2013 e nos dois anos. Foram dez os municípios que participaram de *clusters* nos dois anos. Destes, três se localizam na região do Litoral Norte, quatro na região da Serra e três se localizam na região da Produção (Passo Fundo). É fácil explicar esses resultados. No primeiro caso, explica-se pela presença de amenidades naturais (praia) e pelo forte adensamento populacional em curso. O segundo caso se explica pela influência do parque industrial de Caxias do Sul e do polo turístico de Gramado-Canela. O terceiro caso se explica pelo fato de a região ter uma forte base exportadora de soja e outros produtos agroindustriais.

Considerando o comportamento I de Moran global, é possível verificar que houve um aumento da autocorrelação espacial da variável de interesse entre 2008 e 2010, período no qual se registraram taxas positivas de crescimento econômico e baixo nível de desemprego no Estado do Rio Grande do Sul. A queda na correlação espacial verificada posterior a 2010 pode ter sido provocada pela menor atividade econômica no Estado.

Figura 1: Clusters espaciais de nascimento de empresas, 2007 e 2013 (a) 2007



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

4.2 Modelo de Painel Espacial

Conforme a sugestão de Almeida (2012), antes de se estimar o modelo de painel espacial, deve estimar-se o modelo em painel padrão, isto é, pooling, efeitos fixos e efeitos aleatórios, em função dos efeitos não observados originados na heterogeneidade individual. Na sequência, após ser escolhido o melhor desses modelos, procede-se à estimação dos modelos de painel espacial, o spatial autoregressive model (SAR) e o spatial error model (SEM). A seguir, uma vez efetuada a escolha de um desses dois modelos, em caso do modelo SAR representar melhor o comportamento dos dados, são calculados os efeitos diretos e indiretos, com a finalidade de avaliar a dimensão do transbordamento espacial e estimar sua importância no efeito total.

Os três modelos em painel padrão foram estimados pelo método MQO. Como se pode verificar na Tabela 5, a estimação do modelo *pooling* desconsidera os efeitos individuais não observados e evidencia a significância estatística da maioria das variáveis explicativas, mesmo que, no caso de algumas destas, seja contrariado a direção do efeito conforme a expectativa expressa na Tabela 3. Por exemplo, esperava-se que a maior densidade populacional existente nas aglomerações produtivas pudesse afetar de forma positiva o nascimento de empresas, mas o resultado da estimação por meio do modelo *pooling* verificou o contrário. Algo semelhante acabou ocorrendo com a variável emprego não qualificado e a variável que especifica a participação da atividade do setor da indústria no valor adicionado bruto.

O teste LM, denominado prova de Breusch-Pagan, foi utilizado para verificar a presença dos efeitos individuais não observados quando avaliado o modelo *pooling*. Ao contrapor o modelo *pooling* ao modelo de efeitos aleatórios, a hipótese nula favorece ao modelo *pooling* o qual não especifica os efeitos individuais não observados. O resultado do teste apontou para a rejeição da hipótese nula, ou seja, rejeitou-se que a variância dos resíduos devido aos efeitos individuais é igual à zero. Na sequência, o teste de Hausman possibilitou, ao confrontar os resultados do modelo de efeitos fixos ao modelo de efeitos aleatórios, a escolha da hipótese alternativa em favor do modelo de efeitos fixos.

Havendo verificado a presença de autocorrelação espacial do nascimento de empresas por meio do *I* de Moran e do LISA, procede-se a estabelecer a dimensão do transbordamento espacial. Para tanto, leva-se em consideração o modelo de efeitos fixos, que é, como acabamos de mostrar, aquele que melhor representa o efeito das variáveis não observadas no comportamento do nascimento de empresas.

A partir do método de máxima verossimilhança, estima-se o modelo de autorregressão espacial (SAR) e o modelo de erros defasados espacialmente (SEM), os quais identificam a dimensão dos efeitos autorregressivos da variável dependente defasada no espaço e dos choques aleatórios espaciais por causa de variáveis omitidas sobre o nascimento de empresas. Esses dois modelos levam em consideração a matriz de contiguidade do tipo Queen. Nos modelos em painel há a necessidade de que a matriz de pesos espaciais seja simétrica. Isso impossibilita o uso de matrizes do tipo "k vizinhos mais próximos". Foi feito um teste de sensibilidade comparando os valores dos parâmetros com uma matriz do tipo Rook. Os resultados desse teste estão no Apêndice A.1.

Na Tabela 6, são apresentados o coeficiente ρ , que mede o efeito autorre-

Variáveis	Modelo MQO	Modelo de Efeitos	Modelo de Efeitos
	(Pooling)	Aleatórios	Fixos
(Intercept)	-6,7338*** (0,00085311)	-2,8322** (0,0010278)	
DenPopr	-0,00011072	0,0017157	-0,48479*
	(4,5788 <i>E</i> -06)	(7,66406E-06)	(0,0001978)
EmpNQual	2,5627***	2,26321***	0,71833
	(0,00039017)	(0,000531798)	(0,00080396)
PIBpcr	0,020064	0,0175288*	0,015757
	(4,8748E-06)	(7,1068E-06)	(0,000011876)
PocupPEA	12,509***	12,812***	11,878***
	(0,00039004)	(0,00054)	(0,00098322)
Vpop3a	8,3363***	4,6365***	0,80133
	(0,00083022)	(0,00099334)	(0,0012663)
TamEmp	-0,32615***	-0,32244***	-0,30323***
	(8,4398E-06)	(0,000011673)	(0,000017988)
IndVab	-1,0801***	-0,7858*	-0,0981
	(0,00021446)	(0,00031647)	(0,00055569)
VPocupPEA	1,4341	1,3383	1,3127***
	(0,00017344)	(0,00014849)	(0,00015349)
MatrESPop	0,0022203	0,0023623	0,0025893
	(1,5539E-06)	(2,3826E-06)	(4,6666E-06)
\mathbb{R}^2	0,5219	0,521903	0,5895
Teste Breusch-Pagan Teste de Hausman	Chiq= 32,606 j Chiq=44,483 p-value 0,0000	p Value 2,2 e-16	

Tabela 5: Resultados dos modelos estimados: pooling, efeito fixo e efeito aleatório (variável dependente: NascsTrab)

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** denotam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente; erro padrão entre parênteses.

gressivo espacial do nascimento de empresas, e o coeficiente λ , que mede o efeito dos erros defasados espacialmente. Como se observa, ambos os coeficientes resultaram estatisticamente significativos, evidenciando, dessa maneira, o impacto positivo sobre a variável de interesse no município i provocado, tanto pelo aumento no nascimento de empresas nos municípios vizinhos j, quanto pelos choques aleatórios ocorridos nos municípios vizinhos j. No entanto, embora se confirme a relação de causalidade positiva e se aponte para a significância estatística de ambas as variáveis, os coeficientes resultaram baixos: 0,045744 para o coeficiente da autorregressão espacial; e, 0,048356 para o choque aleatório espacial. O LISA contribui ao entendimento de tal situação, uma vez que a formação de *clusters* de municípios com alto nascimento de empresas aparece de forma tênue no mapa do Rio Grande do Sul.

O modelo também evidencia que as variáveis População Ocupada em relação à PEA (PocupPEA), a variação da População Ocupada em relação à PEA (VPocupPEA) e o Tamanho das Empresas (TamEmp) resultaram estatisticamente significativas, e corresponderam à expectativa a seu respeito, isto é, as primeiras duas afetam de forma positiva o nascimento de empresas e a terceira indica que quanto menor o tamanho médio das empresas, maior é o número de nascimento de empresas. Além disso, esses efeitos estão de acordo com o modelo proposto por Audretsch & Fritsch (1993), o qual destaca o impacto positivo das aglomerações de pessoas sobre o nascimento de empresas, bem como, a relação negativa entre o tamanho médio e o nascimento de empresas

de acordo à abordagem do mercado de trabalho.

Tabela 6: Estimativas dos coeficientes dos modelos de efeitos fixos com dependência espacial, 2007-2013

Variáveis	SAR	SEM
DenPopr	-0,4835239** (0,000182687)	-0,4783312** (0,000182848)
EmpNQual	0,7435871 (0,000742552)	0,7235587 (0,000744122)
PIBpcr	0,0151184 (1,09728E-05)	0,016243 (1,10128E-05)
PocupPEA	11,5982999*** (0,000917681)	11,8887675*** (0,000922364)
Vpop3a	0,8802852 (0,001169735)	0,8804216 (0,001172257)
TamEmp	-0,2995494*** (0,0000166861)	-0,3025635*** (1,67176E-05)
IndVab	-0,0887061 (0,000513213)	-0,0947092 (0,000514316)
VPocupPEA	1,3138439*** (0,000141766)	1,3053683*** (0,000141921)
MatrESPop	0,0024652 (2,4652E-06)	0,0025652 (4,3061E-06)
ρ	0,045744* (0,020876)	
λ		0,048356* (0,021757)
AIC	-17622,38	-17622,53
BIC	-14503,07	-14503,22

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: *, **, *** denotam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente; erro padrão entre parênteses.

Embora a variável densidade populacional seja significativa, esperava-se uma relação positiva entre esta e o nascimento de empresas, resultado que acabou não acontecendo. Outras variáveis, como a taxa de variação da renda dos municípios, a qualidade da mão de obra, a industrialização e o número de matrículas no ensino superior por município, não foram estatisticamente significativas.

A escolha entre o modelo SAR e o modelo SEM foi definida pelos critérios de informação de Akaike e Bayesiano (AIC e BIC). Como podem ser observados os valores correspondentes ao modelo SEM apontaram para o melhor ajuste. No entanto, como os valores dos critérios de informação foram muito próximos, resulta oportuno referirmos aos efeitos transbordamento das variáveis independentes por meio do modelo SAR, como pode ser visto na Tabela 7. O seu cálculo permite distinguir o efeito de transbordamento espacial das variáveis independentes sobre o nascimento de empresas.

Esses efeitos de transbordamento decorrem do fato de que nos modelos de econometria espacial as unidades espaciais (nesse caso municípios) são conectadas pela matriz de pesos. Com isso, uma mudança em uma variável exógena em um determinado município impacta na variável endógena do próprio e de

outros municípios. Em termos mais técnicos, a matriz de derivativas parciais dos efeitos das variáveis exógenas sobre a endógena, diferentemente do modelo não espacial, possui elementos não nulos fora da diagonal principal. Este resultado decorre da expressão $(I - \rho W)^{-1}$ presente na forma reduzida do modelo da Equação 6 (Golgher (2015), p. 47-72).

Le Sage & Pace (2009) definem o efeito direto indireto e total da seguinte forma: o efeito direto é a média da diagonal principal da matriz de derivativas parciais; o efeito indireto é a média das somas dos elementos não diagonais em cada linha ou coluna da matriz; e o efeito total é soma do efeito direto e indireto. A decomposição desses efeitos foi realizada por meio do software R, usando o pacote SPLM (Econometric Models for Spatial Panel Data).

Variáveis	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
DenPopr	-0,4835	-0,0232	-0,5067
PocupPEA	11,5983	0,5560	12,1543
TamEmp	-0,2995	-0.0144	-0,3139
VPocupPEA	1,3138	0,0630	1,3768

Tabela 7: Impactos diretos e indiretos no modelo SAR

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: foram consideradas apenas as variáveis estatisticamente significativas.

Das quatro variáveis significativas da Tabela 7, um aumento da proporção da população ocupada em relação à população economicamente ativa (PocupPEA) e um aumento da mesma (VPocupPEA) influenciam positivamente a formação de novas empresas nos municípios. Por outro lado, aumentos da densidade demográfica (DenPopr) e do tamanho médio das empresas (TamEmp) influenciam negativamente o nascimento de novas empresas. Esses efeitos do desemprego sobre a formação de novas empresas vão ao encontro dos resultados encontrados por Menezes (2011). Por outro lado, contrariam a ideia do empreendedorismo por necessidade. No entanto, é preciso considerar que neste estudo não foram consideradas as microempresas individuais, que, como foi visto anteriormente, são as que mais crescem em momentos de dificuldades econômicas.

Tomando como exemplo a variável PocupPEA para mostrar o tamanho dos impactos, pode-se afirmar que o aumento de uma unidade na proporção "população ocupada/população economicamente ativa" está associado ao aumento total de 0,01215 (12,15/1000) na proporção "novas empresas/população economicamente ativa". Utilizando os valores médios das variáveis da Tabela 2, esses resultados podem ser interpretados da seguinte forma: se a PocupPEA for multiplicada por 1,1, passando de 0,2023 para 0,2225 (0,2023*1,1=0,2225), o NascTrab será multiplicado por 1,01215 e passa de 4,8084 para 4,8642 (4,8084*1,0116=4,8642). Desse efeito total, em torno de 95% do mesmo referem-se ao impacto direto e 5% de impacto indireto. O impacto direto, como já foi visto, é o efeito da variável exógena em questão no município sobre a variável endógena no próprio município e o impacto indireto é o efeito sobre a variável endógena em municípios vizinhos.

Leitura semelhante pode ser feita para as demais variáveis estatisticamente significativas, densidade populacional, tamanho médio dos estabelecimentos e a variação da população ocupada. Considerando as quatro variáveis signifi-

cativas, conclui-se que o efeito transbordamento (indireto) ficou próximo de 5% do total.

Embora os indicadores da Análise Exploratória de Dados Espaciais obtidos e os resultados do modelo de painel espacial evidenciem a existência de efeitos espaciais sobre o nascimento de empresas, esses foram pequenos. Provavelmente a causa para tal comportamento se deva ao número ainda baixo de aglomerações produtivas identificadas e distribuídas ao longo do território do Rio Grande do Sul. No entanto, os resultados das variáveis que são estatisticamente significativas estão de acordo com os resultados encontrados por Audretsch & Fritsch (1993) para o caso alemão.

Conclusões

Este trabalho teve por objetivo estudar, a partir de uma abordagem espacial, o nascimento de empresas nos municípios do Rio Grande do Sul no período de 2007-2013. Por meio do Índice de Moran foi possível verificar a existência de correlação espacial positiva na variável de interesse nascimento de empresas nos municípios. Isso significa dizer que essa variável não se distribui de forma aleatória ou que existe dependência espacial global positiva, indicando que municípios com valor alto estão cercados de municípios também com valor alto. O mesmo vale para valores baixos.

Na análise de dependência espacial local, foi possível identificar *clusters* espaciais, envolvendo um número de municípios relativamente baixo. Os clusters do tipo alto-alto predominaram na parte norte do Estado e os do tipo baixo-baixo na parte sul. Mais especificamente, os clusters do tipo alto-alto foram encontrados principalmente nos municípios localizados na mesorregião Nordeste Rio-grandense e os clusters do tipo baixo-baixo especialmente na mesorregião Sudeste Rio-grandense. O bom desempenho dos municípios da região Nordeste em termos de formação de novas empresas pode ser explicado pela proximidade ao parque industrial existente no município de Caxias do Sul. Por outro lado, o baixo desempenho verificado na região Sudeste se justifica por essa região ser dependente do setor primário, com solos de baixa fertilidade, e com histórico de baixo desenvolvimento. Na região metropolitana de Porto Alegre, não se observou a formação de clusters, indicando heterogeneidade dos municípios que ali estão em termos de formação de novas empresas.

No ano final da análise, foram identificados alguns clusters do tipo altoalto nos municípios praianos do Litoral Norte do Estado. Esse resultado pode ser explicado pelo forte dinamismo populacional que essa região vem apresentando nos últimos anos. Entre 2001 e 2016, essa região teve um aumento populacional quatro vezes maior que a média do Rio Grande do Sul.

Diversas variáveis representativas das aglomerações produtivas foram submetidas a teste com a finalidade de verificar os seus impactos sobre o nascimento de empresas. Em relação a esses resultados, pode-se dizer que a proporção da população ocupada e o crescimento da população ocupada impactam positivamente a formação de novas empresas nos municípios. Por outro lado, o tamanho médio das empresas e a densidade populacional impactam negativamente a formação de novas empresas. Esses resultados indicam que a dinâmica empreendedora no período analisado está diretamente associada à dinâmica do mercado de trabalho. Essa dinâmica, por sua vez, não se deu nos

locais de maior densidade populacional e na presença de grandes empresas, variáveis típicas de grandes aglomerações. Conclui-se, portanto, que o bom desempenho em termos de nascimento de empresas esteve associado principalmente às cidades de tamanho médio e localizadas na parte norte do Estado, particularmente a região Sudeste onde se encontra a cidade de Caxias do Sul.

De forma adicional, foram calculados os efeitos de transbordamento espacial do nascimento de empresas. Os resultados indicaram que do impacto total das variáveis, em torno de 95% do mesmo refere-se ao impacto direto e 5% de impacto indireto. Como é o impacto indireto que mostra os efeitos de transbordamento, conclui-se que os mesmos, embora tenham sido estatisticamente significativos, foram relativamente pequenos.

Espera-se que os resultados desta pesquisa contribuam para a formulação de políticas públicas visando estimular a formação de empresas nos municípios. Esse é um tema de fundamental importância para o desenvolvimento regional e que carece de estudos econômicos robustos. Como existem diferenças regionais em termos de tamanho das cidades e estruturas produtivas, é importante avançar em pesquisas mais desagregadas regionalmente. Também, dado que os setores possuem diferentes fatores locacionais, é importante pesquisar o nascimento de empresas por diferentes atividades produtivas.

Referências Bibliográficas

Aghion, P. & Howitt, P. (1998), Endogenous growth theory, MIT Press.

Almeida, E. (2012), Econometria espacial, primeira edição, Editora Alínea.

Almeida, E., Mattos, R. & Souza, D. (2014), Efeitos espaciais e elasticidades da demanda residencial de eletricidade no Brasil, *in* 'Seminários Programa de Pós-graduação em Economia', number visitado em setembro de 2017, UFJF.

URL: http://www.ufjf.br/seminarios_ppge/files/2014/06/Efeitos-espaciais-e-elasticidades-da-demanda-residencial-de-eletricidade-no-Brasil.pdf

Arbia, G. (2014), A primer for spatial econometrics, Palgrave Texts in Econometrics, Palgrave Macmillan.

Audia, A. P. G. & Sorenson, O. (2000), 'The social structure of entrepreneurial activity: geographic concentration of footwear production in the United States', *American Journal of Sociology* **106**(2), 424–62.

Audretsch, D. B., Bonte, W. & Keilbach, M. (2008), 'Entrepreneurship capital and its impact on knowledge diffusion and economic performance', *Journal of Business Venturing* **23**, 687–698.

Audretsch, D. & Fritsch, I. (1993), 'The geography of firm births in Germany', *Regional Studies* **28**(4), 359–365.

C, A. & Acs, A. (2002), 'The determinants of regional variation in new firm formation', *Regional Studies* **36**, 33–45.

Canever, M., Menezes, G. & Kohls, V. (2011), Taxa de formação de empresas no Rio Grande do Sul: deslocamentos espaciais e relação com o crescimento econômico, *in* 'In Anais da II Conferência do Desenvolvimento/Code'.

Carraro, A. & Canever, M. (2012), 'Enterprise creation and economic recovery: the case of Rio Grande do Sul', CEPAL Review (108), 127–139.

Doring, T. & Schnellenbach, J. (2004), What do we know about geographical knowledge *spillovers* and regional growth?, *in* 'A survey of the literature', number Research Notes, n. 14, Econstor.

Evans, D. & Jovanovic, B. (1989), 'An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity constraints', Journal of Political Economy 97(4), 808-827.

Fritsch, M. (2011), 'New business formation and regional development, a survey and assessment of the evidence', DIW Berlin May.

Golgher, A. (2015), Introdução à econometria espacial, primeira edição edn, Paco Editorial.

Johnson, D. & Parker, S. (1996), 'Spatial variations in the determinants and effects of firm births and deaths', Regional Studies 30(7), 679-688.

Keeble, D., Walker, S. & Robson, M. (1993), New firm formation and small business growth in the United Kingdom: spatial and temporal variations and determinants, in 'Research Series', number 15, Department of Employment, London.

Krugman, P. (1991), 'Increasing returns and economic geography', Journal of Political Economy 99(3).

Le Sage, J. P. & Pace, R. K. (2009), Introduction to spatial econometrics, CRC Press.

Lee, J. (2001), Entrepreneurship and business development among African Americans, Koreans, and Jews: exploring some structural diferences, Philadelphia.

Lee, S. Y., Florida, R. & Acs, Z. (2004), 'Creativity and entrepreneurship: a regional analysis of new firm frmation', Regional Studies 38(8), 879–891.

Levratto, N. (2015), 'Imitation or opposition? A focus on neighbouring effects at the local level in the business creation process', Journal of Innovation Economics & Management (17), 65–192.

Levratto, N. & Carré, D. (2014), Does firm creation on local context? A focus on the neighbouring effects (provisional version), in 'EconomiX', University of Paris, Ouest, Nanterre, La Défense, Centre dÉtudes de lÉmploi, Kedge Business School, Marseille.

Lopez-Garcia, P. & Puente, S. (2006), Business demography in Spain: determinants of firm survival, in 'Documentos de trabajo', number 0608, Banco de España.

McCANN, P. (2013), Modern urban and regional economics, second edition edn, Oxford University Press.

Menezes, G. (2011), Dois ensaios sobre taxa de formação de empresas: uma análise para os municípios gaúchos, PhD thesis, Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas, Pelotas,

Menezes, G. (2015), Ensaios sobre economia do empreendorismo, PhD thesis, Porto Alegre, UFRGS.

Olejnik, A. (2014), 'An empirical study of productivity growth in EU28 -Spatial panel analysis', Comparative Economic Research 17(4).

Plummer, L. A. (2010), 'Spatial dependence in entrepreneurship research: challenges and methods', Organizational Research Methods 13(1), 146–175.

Reynolds, P. M. B. & Maki, W. (1992), Regional characteristics affecting business volatility in the United States, 1980-4, London.

Rezende, A., Campolina, B. & Paixão, A. (2012), 'Clusterização e localização da indústria de transformação no Brasil entre 1994 e 2009', Revista Econômica do Nordeste 43(4).

Ross, A., Adams, J. & Crossan, K. (2015), 'Entrepreneurship and the spatial context: a panel data study into regional determinants of small growing firms in Scotland', Local Economy 30(6), 672-688.

SEBRAE (2017), Relatório especial: o empreendedorismo e o mercado de trabalho, Estudos e Pesquisas.

Apêndice A

Tabela A.1: Análise de sensibilidade dos parâmetros dos modelos a diferentes tipos de matrizes de pesos espacias

Variáveis Modelo de Efeitos Fixos Modelo SAR		Modelo de Efeitos Fixos Modelo SEM	
DenPop	1,0012	1,0033	
EmpNQual	1,0042	0,9954	
PIBpcr	0,9968	0,9993	
PocupPEA	0,9991	1,0012	
Vpop3a	0,9681	0,9991	
TamEmp	0,9996	1,0009	
IndVab	0,9850	0,9960	
VPocupPEA	0,9992	0,9988	
MatrESPop	0,9918	0,9854	

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota: Os valores referem-se aos valores dos coeficientes obtidos com a matriz alternativa Rook dividido pelos valores dos coeficientes obtidos com a matriz usada Queen.

Apêndice B

Tabela B.1: Lista dos municípios pertencentes a clusters do tipo alto-alto em 2007 e em 2013

2007	2013	2007 e 2013
Antônio Prado	Bom Princípio	Canela
Arroio do Meio	Canela	Capão da Canoa
Canela	Capão da Canoa	Dois Lajeados
Capão da Canoa	Caxias do Sul	Ernestina
Cotiporã	Cristal do Sul	Ibirapuitã
Dois Lajeados	Dois Lajeados	Imbé
Dom Pedro de Alcântara	Ernestina	Jaquirana
Encantado	Estrela	São Domingos do Sul
Ernestina	Humaitá	Três Coroas
Flores da Cunha	Ibirapuitã	Xangri-lá
Ibirapuitã	Imbé	_
Imbé	Jaquirana	
Jaquirana	Nicolau Vergueiro	
Lagoa Vermelha	Passo Fundo	
Muitos Capões	São Domingos do Sul	
Nova Bassano	Santa Vitória do Palmar	
Paraí	Sarandi	
São Domingos do Sul	Três Coroas	
Santa Clara do Sul	Xangri-lá	
Taquara	_	
Terra de Areia		
Três Cachoeiras		
Três Coroas		
Vanini		
Venâncio Aires		
Vespasiano Correa		
Vista Alegre do Prata		
Xangri-lá		

Fonte: Resultados da pesquisa.

DESENVOLVIMENTO DO SISTEMA FINANCEIRO E EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1995 A 2014

Fernanda Aparecida Silva * Leonardo Bornacki de Mattos [†]

Resumo

Este trabalho buscou mensurar como o grau de desenvolvimento financeiro do Brasil e dos principais parceiros comerciais afetou o valor exportado pelo país; quantificar a relação entre dependência financeira de setores selecionados, grau de desenvolvimento financeiro e o valor exportado pelo Brasil em cada setor. A análise é operacionalizada por meio da estimação do modelo gravitacional utilizando o método de regressão quantílica com correção para a seletividade amostral. De maneira geral, os coeficientes estimados indicaram que o desenvolvimento financeiro brasileiro não é importante estatisticamente para determinar as suas exportações. Todavia, quando se analisou o grau de dependência financeira dos setores, encontrou-se relação positiva e significativa entre o desenvolvimento financeiro nacional e o valor exportado.

Palavras-chave: desenvolvimento financeiro, exportações, modelo gravitacional.

Abstract

This paper aimed to measure how the degree of Brazilian financial development and of its main trade partners affected the value exported by the country; quantify the relationship between financial dependence of selected sectors, degree of financial development and the value of Brazilian exports in each sector. The analysis was operationalized through the estimation of the gravity model using quantile regression with correction for the sample selection. Generally, the coefficients were estimations pointed out that financial development of Brazil was not important to determining its exports. Nevertheless, when the degree of financial dependence of the sectors was analysed, we found a positive and significant relationship between national financial development and value exported.

Keywords: financial development, exports, gravity model.

JEL classification: JEL: F10, F14, F36, G20.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea142487

^{*} Universidade Federal de Viçosa. E-mail: fernandasilvaufv@gmail.com

[†] Universidade Federal de Viçosa. Bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq. E-mail: lb-mattos@ufv.br

1 Introdução

O sistema financeiro brasileiro, segundo o Banco Central - BACEN (2015), foi marcado por reformas na década de 1960 que segmentaram o mercado. Em 1988, foram criados os bancos múltiplos, os quais poderiam, por meio de carteiras, operar nas diversas áreas nas quais atuam as instituições singulares. Após a implantação do Plano Real, houve redução dos níveis inflacionários e expansão da abertura comercial, que, além de exigir maior competitividade dos produtos domésticos, revelou o grau de ineficiência de alguns setores, que passou a refletir-se na incapacidade de honrar os empréstimos concedidos pelos bancos. Ademais, a política monetária restritiva contribuiu para aumentar o grau de inadimplência para com o sistema bancário, o que evidenciou a fragilidade de algumas instituições financeiras diante do novo ambiente econômico. Nesse contexto, foi necessário o estabelecimento de medidas no âmbito do Conselho Monetário Nacional e do Banco Central de forma a reestruturar e fortalecer o sistema financeiro¹. De acordo com o BACEN (2017), em 1998 o Brasil possuía um sofisticado sistema financeiro, no qual os bancos, modificando tecnologias e processos de produção de serviços, demonstraram maior flexibilidade para se adaptarem às condições de economia estável.

Ao analisar os dados do Sistema Financeiro Nacional nos últimos 20 anos, de acordo com o Banco Central (BACEN 2017), em dezembro de 1994, o número de agências bancárias no Brasil era de 17.400, sendo que esse valor chegou a 23.126 em dezembro de 2014. Quanto ao número de instituições, incluindo bancos comerciais, múltiplos e caixa econômica, em 2014, havia 154 em funcionamento no país. Já no ano de 1994, esse número chegou a 246 instituições financeiras. Em se tratando dos dados do Global Competitiveness Report (2015), o índice de solidez dos bancos brasileiros foi, em 2015, 6,09, em uma escala de 1 a 7, sendo 7 o melhor valor. Todavia, ao analisar o índice de facilidade de acesso ao crédito, o valor foi de apenas 2,66, e o Brasil ocupou a 85ª posição no ranking mundial, em um total de 153 países.

Existem na literatura diversos estudos que consideram o desenvolvimento do sistema financeiro um instrumento relevante para o bom funcionamento de diferentes áreas da economia. Nesse contexto, pode-se destacar Silva & Porto Júnior (2006), que argumentaram que o bom funcionamento do sistema financeiro permite a redução dos custos de transação e dos custos de informação de um acordo financeiro e, dessa forma, é possível captar mais recursos que podem ser utilizados em outros investimentos. Bebencivenga & Smith (1998) e Luitel & Khan (1999) destacaram o papel relevante do sistema financeiro como propulsor do crescimento econômico. Por outro lado, uma crescente literatura, como Baldwin (1989), Beck (2003, 2002), Manova (2008, 2013), Greenaway et al. (2007), tem mostrado a importância do desenvolvimento do setor financeiro para o comércio internacional dos países.

De acordo com Beck (2003), além da literatura tradicional de comércio internacional, que considera a dotação de fatores, tecnologia e economias de escala como fontes de vantagem comparativa, o nível de desenvolvimento financeiro também poderia ser um determinante dos fluxos comerciais entre os países. Beck (2002) ressaltou que há uma variedade de canais por meio

¹Foram adotadas medidas como a instituição do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro (PROER) e do Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (PROES) e a criação do Fundo Garantidor de Crédito (FGC) e outros.

dos quais o nível de desenvolvimento financeiro pode se revelar como uma vantagem comparativa, principalmente em setores que dependem relativamente mais do financiamento externo. O autor afirmou que ao economizar com custos de aquisição e processamento de informações, instituições e mercados financeiros bem desenvolvidos podem ajudar a superar os problemas de risco moral e seleção adversa. Nessas circunstâncias, é possível melhor monitorar as ações dos tomadores de empréstimos e promover o bom funcionamento das transações financeiras, o que favorece a captação de recursos para determinado setor produtivo bem como possibilita a redução dos custos para realização de financiamentos.

Rotineiramente, tanto os produtores que atendem o mercado interno quanto aqueles que realizam o comércio no mercado internacional necessitam de capital externo na produção², já que incorrem com custos iniciais significativos. Esses custos envolvem despesas com desenvolvimento de produtos, pesquisas de marketing, investimentos em equipamentos, compra de insumos intermediários, pagamento a trabalhadores, taxas de aluguel, entre outros, que geralmente precisam ser levados em consideração que a produção e as vendas ocorram. Nesse contexto, para os exportadores as despesas iniciais tornam a sua produção para o mercado internacional ainda mais dependente do financiamento externo, pois apresentam custos adicionais como gastos referentes à personalização do produto e conformidade regulatória de acordo com as exigências do país importador, criação e manutenção de redes de distribuição no mercado externo, custos de comércio como taxas de seguro e frete, entre outros gastos de exportação.

O capital externo pode exercer influência sobre as transações internacionais dos países, pois geralmente é utilizado para cobrir parte dos custos de comércio que não conseguem ser financiados com os lucros acumulados. Portanto, o financiamento torna-se fundamental para cobrir os gastos de produção e exportação e, na maioria das vezes, ocorre sob a forma de empréstimos bancários ou de crédito comercial. Além disso, de acordo com Chor & Manova (2012), as empresas que participam do comércio internacional podem utilizar o recurso de forma a minimizar as questões burocráticas e demora no envio e entrega de produtos aos parceiros comerciais. Nesse sentido, a presença de mercados financeiros bem desenvolvidos e instituições bancárias eficientes são cruciais para que os produtores tenham maior acesso ao crédito e, assim, possam financiar suas atividades, alcançar o mercado internacional e se tornarem mais competitivos.

Ao se levar em consideração os diferentes setores da economia, é importante salientar que alguns deles, em termos de complexidade e sofisticação tecnológica do processo de produção, duração do ciclo de desenvolvimento e comercialização, possuem maior necessidade de liquidez e são mais dependentes do financiamento externo³. Os setores mais produtivos, ao obterem

²O capital externo e financiamento externo referem-se aos recursos obtidos junto a investidores e credores, ou seja, são fundos que as firmas obtêm de terceiros sem utilizar suas reservas internas (lucros retidos pela própria empresa para o financiamento).

³Por exemplo, alguns setores enfrentam custos iniciais mais elevados, o que de certa forma pode exigir maior necessidade de capital externo. Dado que os ciclos de produção são distintos, a dependência do financiamento para atender as necessidades de liquidez de curto prazo será diferente entre os setores. Além disso, os setores se diferem quanto à defasagem entre o momento em que as despesas de produção são incorridas e as receitas são realizadas, o que também afeta a dependência do capital externo. Consequentemente, alguns setores são mais vulneráveis ao financiamento que outros.

maiores receitas, podem oferecer retornos maiores aos credores e, consequentemente, conseguem captar mais recursos para produção e exportação. Já os setores que não são tão eficientes, apresentam baixa receita líquida e não atraem os investidores, tendo dificuldades em obter financiamento.

Se o país exportador é financeiramente desenvolvido, os setores mais eficientes e que apresentam maior dependência do financiamento externo⁴ tendem a ser mais beneficiados com esses empréstimos e são capazes de elevar suas exportações. Beck (2003, 2002), Manova (2008, 2013), Zavacka (2009), Rajan & Zingales (1998) verificaram que de fato alguns setores são mais vulneráveis ao financiamento externo, e que em países financeiramente desenvolvidos, os setores que mais se destacaram no mercado internacional foram aqueles que apresentaram maior dependência de capital externo. Os setores que possuem maior necessidade de financiamento de terceiros tendem a ser mais beneficiados quando há expansão de acesso ao crédito e prestação de serviços financeiros de maior qualidade, pois, nessas circunstâncias, conseguem explorar as oportunidades de exportação e se tornam mais competitivos.

Existem diversos estudos que têm feito considerável esforço para analisar os efeitos do desenvolvimento do sistema financeiro sobre o comércio internacional, considerando diferentes abordagens (Beck 2003, 2002, Svaleryd & Vlachos 2005, Hur et al. 2006, Manova 2008, 2013, Berman & Héricourt 2010, Berman & Martin 2012, Zavacka 2009, Chor & Manova 2012, Chan & Manova 2015, Héricourt & Poncet 2013). As pesquisas que abordaram o tema, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, evidenciaram a relevância de estudos nessa área. No entanto, uma análise ainda pouco explorada é o impacto do desenvolvimento do sistema financeiro sobre o comportamento das exportações brasileiras no mercado mundial. O presente estudo, diferentemente dos demais, buscou verificar como o desenvolvimento financeiro e o nível de dependência financeira de determinados setores afetaram as exportações do país.

Paralelamente ao crescimento e estabilização do sistema financeiro nos últimos 20 anos, ocorreu o aumento do comércio internacional do Brasil. Segundo dados do Banco Mundial, no ano de 1995, período em que houve expansão da abertura comercial, o comércio externo como porcentagem do PIB foi de 12,8%, chegando a 19,8% em 2014. Especificamente para as exportações, esse valor foi de 11,5% nesse último ano.

Desse modo, considerando a maior estabilização do sistema financeiro nacional após a implantação do Real, bem como a grande relevância das exportações para a economia brasileira, torna-se importante verificar se de fato o sistema financeiro funciona como um dos determinantes das exportações. O objetivo geral deste estudo é analisar a relação entre desenvolvimento do sistema financeiro e as exportações brasileiras. Especificamente, pretendeu-se avaliar como o grau de desenvolvimento financeiro afeta o valor exportado pelo Brasil e verificar a relação entre a dependência financeira dos setores selecionados, o grau de desenvolvimento financeiro e as exportações brasileiras em cada setor. Portanto, a contribuição do presente estudo é expandir as informações a respeito dos efeitos do desenvolvimento financeiro sobre o valor das exportações entre 1995 a 2014, período que abrange início da abertura

⁴A dependência financeira de cada setor é definida como a necessidade de capital de terceiros para cobrir parte dos custos de produção e exportação. Nesse contexto, no presente estudo considerou-se a dependência financeira, a dependência de financiamento externo e a vulnerabilidade financeira dos setores como sendo sinônimos.

comercial brasileira, crescimento e estabilização do sistema financeiro, até os anos recentes.

Esse conhecimento é importante, pois sendo o desenvolvimento financeiro uma fonte de vantagem comparativa, uma maior concessão de crédito, a existência de instituições financeiras de qualidade e a maior prestação de serviços financeiros, podem levar ao aumento dos investimentos em novas tecnologias, infraestrutura, expansão da capacidade produtiva e, consequentemente, maiores poderão ser as oportunidades brasileiras de exportação, desde que o lucro gerado pelo setor exceda os custos do financiamento. Além disso, o desenvolvimento financeiro, ao proporcionar crescimento das exportações, pode trazer benefícios para a economia como um todo. Tais ganhos estariam associados à geração de emprego e renda, e também à melhoria da produtividade e competitividade das exportações brasileiras.

2 Referencial Teórico

2.1 Desenvolvimento Financeiro e Comércio Internacional

As teorias clássicas de comércio internacional procuram explicar como as dotações de fatores e as diferenças tecnológicas podem determinar as vantagens comparativas dos países. No entanto, modelos teóricos mais recentes têm buscado mostrar o efeito do desenvolvimento do setor financeiro nos fluxos comerciais por meio da ampliação dos modelos Ricardiano e de Heckscher-Ohlin. Neste contexto, Kletzer (1987) e Baldwin (1989) desenvolveram uma das primeiras teorias as quais consideram o mercado financeiro como uma fonte de vantagem comparativa.

Kletzer (1987) analisaram a questão do financiamento externo para determinados setores, levando em consideração o papel das instituições e mercados financeiros. Com base no modelo de Heckscher-Ohlin, os autores consideram em seu modelo, dois países, dois setores e dois fatores. Tecnologias, dotação de fatores e preferências do consumidor são assumidas como idênticas nos países. Ambos os setores dependem dos dois fatores (terra e trabalho). Aliado a isso, um setor também depende do financiamento externo para capital de giro. No modelo desenvolvido, o país com menor nível de restrições no mercado de crédito especializa-se no setor que utiliza o financiamento externo. Por outro lado, o país com maiores restrições no mercado de crédito, enfrenta preço mais elevado para realizar o financiamento ou crédito limitado e, portanto, se especializa no setor que não requer financiamento externo.

Baldwin (1989) desenvolveu um modelo de dois países, dois setores e um fator, e considera que a demanda por um dos produtos está sujeita a choques, enquanto o outro setor está livre de tais perturbações. O autor demonstra que as economias com mercados financeiros mais desenvolvidos têm melhores possibilidades de diversificar o risco decorrente do choque de demanda. Portanto, os países financeiramente desenvolvidos são capazes de especializaremse no bem sujeito a algum choque na demanda, já que terão melhores condições de enfrentar tais perturbações.

A partir dos trabalhos realizados por Kletzer (1987) e Baldwin (1989) outros modelos teóricos que tratam da relação entre comércio internacional e sistema financeiro surgiram na literatura, como Beck (2002), Chaney (2005) e Manova (2013). A constatação comum desses autores é que as exportações são particularmente vulneráveis às imperfeições no mercado financeiro, já que

restrições de crédito podem inibir o investimento e participação no mercado externo. Nessa perspectiva, o modelo teórico proposto por Beck (2002) explica como o grau de desenvolvimento financeiro afeta as decisões de produção, o nível e a estrutura do comércio internacional.

Assim como proposto por Beck (2002), considera-se que existem na economia agentes que vivem por dois períodos. Os agentes nascem com certa quantidade de capital disponível. Os jovens usam esse capital no primeiro período para gerenciar as empresas e a renda resultante é dividida entre consumo e poupança. No início do segundo período, os agentes depositam a poupança que obtiveram com intermediários financeiros e ganham juros ($R = 1 + i^D$), que serão consumidos no final da vida. Nessa economia, a cesta de consumo dos indivíduos é composta por dois produtos: o bem homogêneo, alimentos (x) e os bens manufaturados (y_j) que são produzidos em diferentes variedades. A cesta de consumo pode ser representada por:

$$C = x^{\delta} \left(\int_{i=0}^{W} y_j^{\sigma} dj \right)^{\frac{1-\delta}{\sigma}}$$
 (1)

Nesse sentido, para essa função de consumo Cobb-Douglas, o consumidor vai despender da parcela δ do orçamento com o consumo de alimentos e $1-\delta$ com bens manufaturados. Assumindo que $0<\sigma<1$, os consumidores sempre preferem mais variedades de manufaturas a menos (Beck 2002).

Para os produtores, em cada período, produzem tanto alimentos (x) quanto uma variedade de produtos manufaturados (y_i) :

$$x = zi = z(k+l) \tag{2}$$

$$y_i = \alpha \ zi - T = \alpha z(k+l) - T \tag{3}$$

em que k é o capital próprio do produtor, l são empréstimos fornecidos pelos intermediários financeiros e z é um choque de uma firma específica com função de distribuição uniforme F(z)=z/b. T são os custos iniciais, que são considerados custos irrecuperáveis, e $\alpha>1$ é um parâmetro de produtividade que faz com que a produção de bens manufaturados seja mais eficiente que a produção de alimentos.

Enquanto a produção de alimentos apresenta rendimentos constantes de escala, o processo produtivo de manufaturas possui retornos crescentes de escala. Antes da produção, empresários e intermediários vão estabelecer um contrato de dívida, de forma a expandir o capital e financiar parte dos custos de produção e exportação. Para verificar o contrato ótimo, é importante reconhecer que os produtores não têm as mesmas informações que os financiadores, ou seja, a informação entre eles não é simétrica. Além disso, os intermediários financeiros enfrentam os custos de financiamento externo.

Em termos de produção interna, o autor evidencia que quando os custos de financiamento externo são menores, o retorno para os produtores de manufaturas é maior que para os produtores de alimentos, uma vez que conseguem explorar economias de escala. Portanto, ao conseguirem obter financiamento

a um custo mais baixo, o setor manufatureiro que apresenta retornos crescentes a escala, obtém lucros maiores se comparado ao setor de alimentos. Nesse contexto, o desenvolvimento financeiro sob a forma de redução nos custos de financiamento, vai contribuir para o maior crescimento do setor de manufaturados.

Ao considerar uma economia aberta, Beck (2002) analisa um mundo com dois países, doméstico e estrangeiro (resto do mundo), que têm o mesmo tamanho, e apresentam preferências e tecnologias idênticas. A única diferença entre as nações é o nível de desenvolvimento financeiro, determinado pelos custos de financiamento. Considere um equilíbrio sem especialização setorial, de modo que ambas as economias produzam alimentos e bens manufaturados. A eficiência do sistema financeiro de um país vai determinar as vantagens comparativas e a composição dos fluxos comerciais. Isso ocorre pois, se os intermediários financeiros domésticos enfrentam maiores custos de financiamento que o resto do mundo, o país será exportador de alimentos e importador líquido de bens manufaturados. Portanto, com menor nível de desenvolvimento financeiro (custo mais elevado) o país doméstico especializa-se na produção do bem que apresenta retornos constantes de escala, e que, provavelmente, apresenta menor necessidade de capital externo.

Por meio do modelo teórico apresentado, verifica-se que se dois países possuem o mesmo tamanho, preferências e tecnologias, aquele com menores custos de financiamento, ou seja, melhor desenvolvimento financeiro terá maior estoque de capital. Isso permite que esse país explore suas economias de escala, se traduzindo em vantagem comparativa no setor que possui retornos crescentes a escala (manufaturados).

3 Metodologia

3.1 Efeitos do Desenvolvimento Financeiro Sobre as Exportações Brasileiras

Nesta seção, apresenta-se o modelo empírico empregado no presente estudo, bem como as variáveis incluídas na equação estimada. De forma a atender os objetivos da pesquisa, o modelo é estimado no âmbito das equações gravitacionais, assim como indicado pela literatura (Manova 2013, Berman & Martin 2012, Bernard et al. 2011, Eaton et al. 2004). Para investigar os efeitos do desenvolvimento do sistema financeiro sobre o valor exportado pelo Brasil e estudar a relação entre a dependência financeira dos setores selecionados, grau de desenvolvimento financeiro e o valor exportado pelo Brasil em cada setor, o modelo estimado pode ser expresso da maneira:

$$\begin{split} lnX_{jist} &= \beta_0 + \beta_1(IDF_{jt}) + \beta_2(IDF_{it}) + \beta_3IDF_{jt}.*dep.financ._s \\ &+ \beta_4IDF_{it}.*dep.financ._s + \beta_5ln(PIB_{jt}) + \beta_6ln(PIB_{it}) \\ &+ \beta_7ln(dist_{ji}) + \beta_8front._{ji} + \beta_9ling. + \beta_{10}crise \\ &+ \beta_{11}crisedepend._s + \beta_{12}Mercosul + \beta_{13}ln(juros_{jt}) \\ &+ \beta_14ln(BNDES_{jt}) \end{split} \tag{4}$$

A variável X_{jist} refere-se ao valor nominal das exportações do país j (Brasil) para o país i no setor s no ano t (t = 1995 a 2014). Em que i, representa os

99 principais parceiros comerciais do Brasil entre 1995 e 2014, que absorveram em média cerca de 99 do total exportado pelo país no período analisado⁵; *s* corresponde os valores das exportações (US\$) de 28 setores⁶. É importante destacar que esses dados são referentes às exportações brasileiras de 4 e 5 dígitos do SITC Rev.2. No entanto, foi utilizada a tabela de correspondência de nomenclaturas do comércio internacional, desenvolvida pelo WITS, de modo a agregar essas informações nos 28 setores analisados. O *ln* indica as variáveis que foram logaritmizadas.

A estimação de equações gravitacionais, como em (4), pode ser realizada com base em modelos de efeitos fixos. Esses efeitos permitem a inclusão dos termos de resistência multilateral⁷ como fatores não observados na equação, o que evita o viés causado pela omissão dessas variáveis. A correta definição desses efeitos fixos depende dos objetivos de cada pesquisa. No presente estudo, dado que a estimação do modelo é realizada apenas para o Brasil, as *dummies* por país de destino i equivalem às *dummies* para pares de países, o que poderia captar o efeito dos indicadores de desenvolvimento financeiro sobre as exportações brasileiras, não sendo a especificação mais indicada. Ademais, é importante ressaltar que como no estudo utilizou dados de exportações desagregados em 28 setores, portanto, foram incluídos nas equações empíricas os efeitos fixos para cada um dos setores (α_s). Adicionalmente, foram inseridos na análise os efeitos fixos de tempo, μ_t .

 IDF_{jt} e IDF_{it} referem-se aos indicadores elaborados para representar o desenvolvimento financeiro do país j e país i no ano t, respectivamente. A medida de desenvolvimento financeiro é construída com base em quatro variáveis: crédito privado, passivo líquido, qualidade das instituições financeiras e ativos dos bancos (maiores informações na Seção 3.3).

IDF $_{jt}$.* dep. financ. $_s$ é a variável de interação entre o nível de desenvolvimento financeiro do país j no ano t e a dependência financeira de cada setor s; IDF $_{it}$.* dep. financ. $_s$, refere-se a variável de interação entre o nível de desenvolvimento financeiro do país i no ano t e a dependência financeira de cada setor s. A variável dependência de financiamento para cada setor é definida como a parcela das despesas de capital não financiadas com operações de fluxo de caixa interno. Os dados referentes a essa variável foram obtidos diretamente de Laeven & Klingebiel (2007), que seguem a metodologia de Rajan & Zingales (1998). Esses autores calcularam a dependência financeira para cada um dos setores com base em dados de empresas norte-americanas de capital aberto, e representa a média para os anos de 1980 a 1999. É impor-

⁵A lista dos países incluídos na amostra pode ser verificada no Apêndice.

⁶Os setores selecionados para o estudo são referentes ao código ISIC de 3 dígitos: produtos alimentares; bebidas; tabaco; produtos têxteis; vestuário, exceto calçados; produtos de couro; calçados; produtos de madeira, exceto móveis; móveis, exceto de metal; papel e seus produtos; produtos de impressão e publicação; produtos químicos; outros produtos químicos; petróleo refinado; produtos de petróleo e carvão; produtos de borracha; produtos plásticos; cerâmica e porcelana; produtos de vidro; produtos não metálicos; ferro e aço; metais não ferrosos; produtos metálicos; maquinaria, exceto elétrica; maquinaria elétrica; equipamentos de transporte; equipamentos profissionais e científicos; outras indústrias. Esses produtos representaram entre 1995 e 2014 cerca de 62% do total exportado pelo Brasil e foram escolhidos com base na disponibilidade dos dados referente à dependência financeira de cada setor.

 $^{^{7}}$ Os termos de resistência multilateral medem a resistência média ao comércio que o país j enfrenta com todos os demais parceiros comerciais. Portanto, são variáveis que captam os custos de comércio referente aos outros parceiros comerciais.

⁸Os dados de dependência financeira para cada setor estão de acordo com Rajan & Zingales (1998) e Manova (2008, 2013), Héricourt & Poncet (2013). Sendo que essa variável é calculada

tante ressaltar que outros estudos como Manova et al. (2015), que analisaram os impactos de restrições de crédito sobre o comércio internacional e o da atividade multinacional de firmas chinesas no ano de 2005, também utilizaram as informações de Laeven & Klingebiel (2007). Seguindo essa mesma linha, Dell'Ariccia et al. (2008), Zavacka (2009) e Héricourt & Poncet (2013) obtiveram os dados de dependência financeira diretamente do estudo de Rajan & Zingales (1998)⁹.

Segundo Manova (2008) e Rajan & Zingales (1998), a proxy com base em dados de empresas dos Estados Unidos seria apropriada para a medida de dependência externa pois, esse país possui um dos sistemas financeiros mais avançados e sofisticados, portanto a medida utilizada é razoável para refletir a escolha ideal das firmas ao financiamento. Além disso, é conveniente utilizar os Estados Unidos como país de referência devido ao fato de que os dados para dependência financeira de cada setor são limitados para muitos países, como no caso do Brasil no período analisado.

 PIB_{jt} , PIB_{it} são os respectivos PIB's do país j e país i no ano t (refere-se ao PIB per capita nominal - US\$). Essas variáveis são utilizadas para representar as rendas do país exportador e importador, considerando-se o valor nominal do PIB doméstico e estrangeiro, assim como sugerido pelo modelo teórico gravitacional e diversos estudos que realizaram análises a partir de equações de gravidade (Almeida et al. 2014, Berman & Martin 2012, Fidrmuc & Fidrmuc 2016, Chaney 2013, Figueiredo et al. 2016) 10 .

Deve-se destacar que estudos recentes sobre o modelo gravitacional, como Anderson (2010), Baldwin & Taglioni (2011), Figueiredo et al. (2014), Baltagi et al. (2014) argumentam que o uso do PIB dos países como variável do modelo não é adequado. Os autores consideram que uma alternativa seria retirar essa variável das estimativas e incluir os efeitos fixos de exportador-ano e importador-ano, que captariam os efeitos da renda sobre o comércio e outras características não observáveis específicas de cada país e variantes no tempo. Para o presente estudo, ao excluir o PIB do Brasil (PIB_{it}) e o PIB dos países importadores (PIB_{it}) e incluir os efeitos fixos de exportador-ano e importadorano, as principais variáveis de interesse, o indicador de desenvolvimento do sistema financeiro do Brasil (IDF_{it}) e o desenvolvimento financeiro dos parceiros comerciais (IDF_{it}), que variam nas mesmas dimensões dos PIB's (jteit), também deveriam ser retiradas. Nesse sentido, na construção do modelo estimado neste trabalho, optou-se por uma equação gravity-type, seguindo os mesmos procedimentos metodológicos que os adotados nos trabalhos de Manova (2008), Manova (2013) e Chor & Manova (2012) que, ao analisarem a relação entre o funcionamento do mercado financeiro e os fluxos de comércio, mantiveram a variável "PIB" em suas estimativas.

como as despesas de capital menos o fluxo de caixa e o resultado é dividido pelas despesas de capital para cada setor. Além disso, o valor do indicador refere-se à média entre todas as empresas em cada setor.

 $^{^9\}mathrm{No}$ estudo de Rajan & Zingales (1998), a dependência financeira de cada setor foi calculada para o período de 1980 a 1990.

¹⁰A justificativa para a inclusão dos PIB's em valores nominais de acordo com Shepherd (2013) parte do fato de que essas variáveis são deflacionadas pelos termos de resistência multilaterais incluídos nos modelos gravitacionais, que são os índices de preços não observados. Assim, se os PIB's fossem deflacionados por algum outro fator, como o deflator implícito do PIB, poderiam não capturar adequadamente os termos de resistência multilateral não observados e gerar resultados viesados.

 $Dist_{jt}$ representa a distância entre o país j (Brasil) e o país i, medida pela distância em quilômetros entre as cidades mais populosas de cada país. É comum a utilização dessa proxy para medir a distância entre os países (Almeida et al. 2014, Bittencourt et al. 2016), uma vez que, geralmente, essas cidades apresentam grande participação na atividade econômica e exportadora do país. A variável $front._{jt}$ é uma variável binária que assume o valor 1 se o país i faz fronteira com o Brasil, e zero, caso contrário. ling. é a dummy que assume o valor 1, se o país i tem a mesma língua oficial que o Brasil, e 0 caso contrário.

A variável *crise* é a *dummy* que recebe o valor 1 para os anos de 2008 e 2009, de forma a captar o efeito da crise do *subprime*. A construção dessa variável baseou-se no estudo de Chor & Manova (2012), em que a *dummy* recebeu o valor unitário entre setembro de 2008 a agosto de 2009. Já a variável *crisedepend* refere-se ao termo de interação entre a *dummy* de crise e a dependência financeira de cada um dos setores selecionados.

Mercosul refere-se à *dummy* que assume o valor 1 se as exportações brasileiras ocorreram para um país membro do Mercosul, ou 0, caso contrário. $juros_{jt}$ representa a taxa de juros real do país j (Brasil) no ano t. No presente estudo, a variável utilizada refere-se à taxa de juros de empréstimos ajustada pela inflação, medida pelo deflator do PIB. Autores como Nakabashi et al. (2008), Sonaglio et al. (2010) e Chor & Manova (2012), destacaram a importância de inserir essa variável nos estudos que levam em conta as relações de comércio entre os países.

 $BNDES_{jt}$ refere-se ao montante desembolsado pelo instrumento público de crédito às exportações do BNDES (BNDES-Exim) no Brasil (país j) no ano t^{11} . Segundo Rossi & Prates (2013), o BNDES-Exim é o principal mecanismo público nacional de apoio às empresas voltadas ao mercado externo e desde 1990 tem angariado esforços para promover o desenvolvimento de um setor exportador mais dinâmico e integrado internacionalmente. É importante destacar que o sistema público de crédito à exportação tem atuação complementar ao setor privado, buscando suprir lacunas das operações voltadas ao mercado externo cujos prazos ou necessidade de taxas mais competitivas as tornam pouco interessantes para os bancos comerciais.

3.2 Métodos de Estimação

Nos estudos que abordaram modelos gravitacionais, o número de observações nulas para o fluxo de comércio tende a ser um problema constante e pode tornar os coeficientes estimados viesados. Outra característica importante no que se refere às equações de gravidade está relacionada à presença de fluxos comerciais discrepantes, dado a heterogeneidade dos padrões de comércio entre os países. Diante desses aspectos em relação aos dados, há na literatura

¹¹ Foram consideradas as duas linhas de financiamento: pré-embarque e pós-embarque. De acordo com Webber & Dathein (2014) o pré-embarque representa o capital de giro que a empresa exportadora vai utilizar com gastos com matéria-prima e mão de obra para a produção dos bens destinados à exportação. Já o pós-embarque tem como objetivo financiar a comercialização dos bens no mercado internacional. Deve-se ressaltar que o outro instrumento público de apoio às exportações, o PROEX, que é gerido pelo Banco do Brasil com recursos disponibilizados no Orçamento da União, não é incluído no presente estudo. Isto pois, como uma das variáveis utilizadas para a construção do indicador de desenvolvimento financeiro refere-se ao crédito concedido por bancos e instituições financeiras ao setor privado, a inclusão da variável indicativa do montante de financiamento à exportação do PROEX poderia gerar dupla contagem.

constante discussão sobre qual seria a forma mais adequada de estimar o modelo gravitacional. Na presença de fluxo zero, para um modelo *log-linear*, as estimativas utilizando o Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) levam em consideração apenas os valores positivos de comércio, eliminando, assim, as observações nulas. Conforme Silva & Tenreyro (2006), os modelos estimados por MQO na presença de fluxos comerciais iguais a zero e de heterocedasticidade fornecem estimativas viesadas.

A literatura (Helpman et al. 2007, Martin & Pham 2008, Figueiredo et al. 2014, Berman & Martin 2012) tem buscado métodos alternativos para tratar as questões de fluxos de comércio nulo e heterocedasticidade presentes nos modelos de gravidade. Silva & Tenreyro (2006) destacaram que para contornar esses problemas, as equações de gravidade devem ser estimadas na forma multiplicativa (não linear) por meio do método de Pseudo Poisson-Maximum-Likelihood(PPML)¹². O uso desse método justifica-se pelo fato de apresentar estimativas consistentes na presença de heterocedasticidade e fornecer estimativas robustas quando há fluxos zero na amostra.

A partir do trabalho de Silva & Tenreyro (2006), outros métodos surgiram na literatura como forma alternativa de tratar os fluxos nulos na análise. Dentre eles, tem-se o método de seleção amostral de dois estágios de Heckman (1979). Essa abordagem permite avaliar o efeito de variáveis explicativas sobre o comércio bem como verificar a probabilidade de ocorrência do mesmo. Este método, além de corrigir o problema dos fluxos de comércio nulo, evita o viés de seleção de Heckman e o viés de assimetria entre os fluxos comerciais (Almeida et al. 2014)¹³¹⁴.

Outro método de estimação adotado no estudo referiu-se à Regressão Quantílica com correção para a seletividade amostral. Esse método é semelhante ao modelo de Seleção Amostral de Heckman. O procedimento consiste em estimar, no primeiro estágio, um modelo probabilístico (*probit*) para a decisão de ocorrência do comércio. Após a estimação do modelo *probit* calcula-se a razão inversa de Mills, que é incorporada na equação de interesse (segundo estágio). Na estimação do segundo estágio, seguindo Machado & Santos Silva (2013), é empregada a técnica de regressão quantílica que apresenta erros-padrão assintoticamente válidos na presença de heterocedasticidade.

Essa abordagem econométrica, além de tratar o número de valores nulos para a variável dependente e a heterocedasticidade, possibilita uma análise mais profunda acerca das relações entre as variáveis de interesse. Permite verificar a heterogeneidade do impacto de variáveis explicativas sobre as exportações brasileiras, por meio da análise ao longo de diferentes quantis. Assim, esse método é viável para analisar como o poder de explicação das variáveis independentes sobre a variável dependente pode ser distinto ao se levar em consideração os diferentes pontos da distribuição da amostra analisada. De acordo com Figueiredo et al. (2016), outra justificava para utilizar o método de regressão quantílica é que a função quantil é invariante às transformações

¹²Para mais informações a respeito do modelo de PPML ver Silva & Tenreyro (2006).

¹³Outros trabalhos como Helpman et al. (2007), Martin & Pham (2008), Almeida et al. (2014) utilizaram o modelo de seleção amostral em equações gravitacionais.

¹⁴Assim como apontado pela literatura, (Linders & De Groot 2006, Helpman et al. 2007, Martin & Pham 2008, Almeida et al. 2014), em relação ao modelo de Seleção Amostral no contexto de equações gravitacionais, as estimativas foram realizadas por meio do método de Máxima Verossimilhança (ML) já que, como argumentado por esses autores, a estimação ML gera resultados mais robustos e consistentes se comparado ao método de Heckman em dois estágios.

monotônicas. Como consequência, é capaz de identificar os parâmetros tanto de modelos *log-lineares* quanto de modelos exponenciais, o que não seria possível nas estimativas do PPML (modelo exponencial), já que a condição de identificação desse método, de que a média condicional é igual a 1, impossibilita a identificação de modelos *log-lineares*. O modelo gravitacional é estimado empregando-se os métodos PPML, Seleção Amostral de Heckman e Seleção Quantílica.

Os problemas da simultaneidade entre a *proxy* de desenvolvimento do sistema financeiro e o valor exportado, bem como a causalidade reversa entre o PIB e as exportações brasileiras, têm sido comumente citados na literatura de comércio internacional (Manova 2008, Héricourt & Poncet 2013, Do & Levchenko 2007). Quanto à possível endogeneidade da variável representativa da renda dos países (PIB), Almeida et al. (2014) e Souza & Burnquist (2011) destacaram a presença desse problema. No entanto, não encontraram instrumentos apropriados para corrigi-lo. Seguindo as recomendações teóricas do modelo gravitacional, estudos recentes, como Figueiredo et al. (2016) e Baltagi et al. (2014), têm retirado o PIB das estimações e incorporado efeitos fixos país importador-ano e país exportador-ano, que são *proxies* para os termos de resistência multilateral. Todavia, essa abordagem não pode ser utilizada na presente pesquisa, já que a inclusão desses efeitos fixos poderia captar os impactos do desenvolvimento financeiro sobre as exportações do Brasil, o que comprometeria o objetivo principal do estudo.

Em relação à possível endogeneidade das variáveis referentes aos indicadores de desenvolvimento financeiro, Héricourt & Poncet (2013) argumentaram que ao utilizarem dados ao nível de firma, a questão da causalidade reversa entre o comércio e as *proxies* relacionadas ao ambiente financeiro é atenuada. A utilização de variáveis instrumentais seria o procedimento adequado para corrigir a endogeneidade. Entretanto, dado que é difícil encontrar instrumentos que representem corretamente os indicadores de desenvolvimento financeiro, deve-se considerar que os resultados encontrados nesta pesquisa podem conter esse possível viés da endogeneidade.

3.3 Elaboração dos Indicadores de Desenvolvimento Financeiro

No que se refere à *proxy* usada para o desenvolvimento financeiro, o padrão da literatura é tratar o crédito privado em relação ao PIB como principal medida, já que reflete a disponibilidade de recursos em um país. Todavia, diversos estudos (King & Levine 1993, Beck et al. 2000, Beck 2003, 2002, Svaleryd & Vlachos 2005, Manova 2013, Atiq & Haque 2015) apresentaram outras variáveis *proxy* como o passivo líquido, os indicadores do mercado de ações, ativos dos bancos, entre outros, que são importantes para representar o desenvolvimento financeiro. Considerar apenas o crédito concedido ao setor privado pode não ser uma medida ideal de desenvolvimento financeiro, já que outras características como a qualidade institucional, medidas referentes à intensidade, à eficiência e ao acesso nos mercados financeiros também devem ser levadas em conta para representar o desenvolvimento financeiro de um país. Por meio da análise fatorial, propõe-se a construção de um índice para sintetizar os indicadores de desenvolvimento financeiro.

A Tabela 1 apresenta as variáveis que foram utilizadas na elaboração do índice. A escolha dessas variáveis deveu-se à disponibilidade de dados para os países da amostra no período de 1995 a 2014. A inclusão do crédito pri-

vado reflete a disponibilidade de financiamento e evidencia o crédito emitido exclusivamente para o setor privado, não considerando o crédito concedido ao governo, agências governamentais e empresas públicas. Portanto, com base nessa variável o desenvolvimento do sistema financeiro refere-se à capacidade de fornecimento de financiamento ao setor privado. Assim, níveis mais elevados de crédito privado indicam maior prestação de serviços financeiros e maior volume de crédito e, consequentemente, maior o nível de desenvolvimento financeiro.

A justificativa de se utilizar o indicador passivo líquido relaciona-se ao fato de os intermediários financeiros captarem recursos de curto prazo, convertendo-os em empréstimos de longo prazo, permitindo às firmas um horizonte de investimento mais longo, favorecendo o alcance do mercado estrangeiro. Portanto, o tamanho do setor financeiro pode estar positivamente relacionado com a prestação e a qualidade dos serviços, sugerindo assim, bom desenvolvimento do sistema financeiro.

A variável ativos dos bancos é uma medida de intensidade financeira e, de acordo com Atiq & Haque (2015), pode representar a oferta de moeda, excluindo a moeda em circulação. Assim, quanto maiores os ativos dos bancos, mais eficiente tende a ser o mercado de crédito, o que pode indicar maior nível de desenvolvimento do sistema financeiro. A variável referente à qualidade das instituições financeiras é incluída na análise, pois o bom funcionamento dessas instituições pode ser considerado um fator importante para que os países apresentem um sistema financeiro bem desenvolvido. Nessas circunstâncias, os intermediários financeiros enfrentam menor risco e incerteza, o que favorece a melhoria na qualidade e quantidade de serviços financeiros prestados.

Tabela 1: Descrição das variáveis utilizadas para construção do indicador do desenvolvimento financeiro

Variável	Descrição
Crédito privado	Total de crédito concedido por bancos e ou- tras instituições financeiras ao setor privado como proporção do PIB
Passivo líquido	Exigíveis de curto prazo do sistema finan- ceiro como fração do PIB, refere-se ao tama- nho do sistema de intermediação financeira (intensidade financeira)
Ativos dos bancos	Total de ativos mantidos por bancos comerciais e outras instituições financeiras que aceitam depósitos transferíveis, como proporção do PIB
Qualidade das instituições econômico-financeiras	Variável composta pelos indicadores: liber- dade de negócios, liberdade comercial, liber- dade fiscal, liberdade monetária, liberdade fi- nanceira e liberdade de investimentos

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para a construção do índice de desenvolvimento financeiro é utilizada a

análise fatorial (AF)¹⁵ considerando as variáveis descritas na Tabela 2 para os 100 países da amostra (Brasil + 99 parceiros) ao longo dos anos de 1995 a 2014. Portanto, é empregada uma AF em dados em painel e gerado um escore fatorial para cada país em cada ano. Posteriormente, o índice resultante da análise fatorial é considerado como uma medida de desenvolvimento financeiro do Brasil e os países da amostra. Desse modo, após realizada a análise fatorial esse indicador é incorporado na Equação (4).

3.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados neste trabalho são de periodicidade anual e compreenderam o período de 1995 a 2014, que abrange o início da estabilização do sistema financeiro brasileiro e crescimento das exportações com o início da abertura comercial, até os anos recentes. Os valores das exportações brasileiras (US\$) foram obtidos junto ao United Nations Commodity Trade Statistics Database (UNCOMTRADE).

As variáveis representativas do desenvolvimento financeiro de cada país (crédito privado, passivo líquido e total de ativos dos bancos), os dados referentes ao PIB per capita nominal (US\$ bilhões), e taxa de juros real do país j (taxa de juros de empréstimo ajustada pelo deflator do PIB), foram obtidas junto ao Banco Mundial (2016) (Global Financial Development e World Development Indicators). Já os indicadores da qualidade das instituições econômicofinanceiras foram extraídos do Heritage Foundation (2016). Os dados de dependência externa para cada setor estão de acordo com Rajan & Zingales (1998), Manova (2008, 2013), Héricourt & Poncet (2013) e foram obtidos diretamente de Laeven & Klingebiel (2007). As variáveis de distância geográfica, fronteira e a língua comum entre o país j e país i, foram obtidas do Centre D'Estudes Prospective et d'Informations Internationales (CEPII 2015). Os desembolsos do BNDES (BNDES-Exim) para o financiamento às exportações foram obtidos do site do BNDES.

4 Resultados e Discussão

4.1 Efeitos do Desenvolvimento do Sistema Financeiro Sobre o Valor das Exportações Brasileiras

Esta seção contém as estimativas do modelo gravitacional descrito na Seção 3.1 deste trabalho. Os resultados apresentados basearam-se na estimação dos coeficientes da Equação (4) por meio do método de regressão quantílica com correção de seletividade amostral. Deve-se destacar que a equação também é estimada com base nos métodos de seleção amostral de Heckman por máxima verossimilhança e PPML. Porém, como os resultados obtidos nos diferentes métodos foram semelhantes, optou-se por apresentá-los nas Tabelas 4 e 5 do Apêndice.

É importante ressaltar que os resultados da Tabela 2 referem-se aos coeficientes obtidos para a equação de interesse (segundo estágio) por meio da téc-

¹⁵A motivação para a utilização dessa técnica é que reduz os problemas causados pela correlação esperada entre algumas das variáveis de desenvolvimento financeiro, o que poderia causar a muticolinearidade, caso cada uma dessas medidas fossem incluídas separadamente nos modelos empíricos. Ademais, deve-se destacar que o índice varia de 0 a 1, e os valores mais próximos de 1 indicam um maior nível de desenvolvimento financeiro.

nica de regressão quantílica sendo utilizados os quantis 0,25; 0,50 e 0,75, para representar volume exportado (US\$) baixo, médio e alto, respectivamente.

Para as estimativas obtidas da equação de seleção (primeiro estágio), conside-

rou-se a língua comum como variável utilizada para atender as condições de identificação, assim como Almeida et al. (2014) e Vollrath & Hallahan (2009). Helpman et al. (2007) consideraram que essa variável deve ser capaz de indicar custos fixos ao comércio. Nesse sentido, a *dummy* referente ao compartilhamento de idioma pode ser adequada para representar esse tipo de barreira comercial 16 . Ademais, é importante destacar que a regressão quantílica é estimada usando-se o estimador proposto por Machado & Santos Silva (2013), em que os erros-padrão e a estatística t são assintoticamente válidos na presença de heterocedasticidade. Conforme exposto na Tabela 2, a razão inversa de Mills e a razão inversa de Mills ao quadrado 17 são estatisticamente significativas, o que indica que o problema de seleção amostral não pode ser ignorado.

Em todos os quantis analisados, a variável indicativa da renda do país exportador, $ln(PIB_{jt})$, apresentou coeficiente positivo, porém é estatisticamente significativo apenas no quantil 0,75. Esse resultado sugeriu que o crescimento da renda do Brasil, ao permitir que as firmas domésticas se tornem mais produtivas, tende a favorecer o aumento do valor das exportações no quantil mais elevado. Em conformidade com esse aspecto, Fidrmuc & Fidrmuc (2008), que analisaram o impacto do conhecimento de línguas estrangeiras sobre o comércio internacional, verificaram relação positiva entre a renda do exportador e o valor das exportações nos diferentes pontos de distribuição da amostra. Para os quantis 0,25 e 0,50, assim como o resultado obtido pelo estimador de Heckman por ML, os coeficientes estimados para a variável PIB do Brasil não foram estatisticamente significativos, o que é plausível ao se levar em conta o valor exportado de setores específicos, como no presente estudo.

A variável referente ao PIB do país importador, $ln(PIB_{it})$, também apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo nos três quantis considerados na análise empírica. Assim, acredita-se que variações positivas no nível de renda dos parceiros comerciais brasileiros tendem a aumentar a demanda por bens importados, o que contribui para elevar as exportações do Brasil. Esses resultados corroboram aqueles obtidos por Bilici (2016), que em seu estudo sobre os determinantes do comércio internacional de serviços no Reino Unido, encontrou resultado semelhante para a variável PIB do importador, ou seja, incrementos na renda do país parceiro afetaram positivamente o valor das exportações em todos os quantis.

Em se tratando do coeficiente estimado para a variável distância, $ln(dist._{ji})$, assim como sugerido pela teoria, verificou-se impacto negativo e estatisticamente significativo sobre o valor das exportações em todos os quantis. Portanto, verifica-se que a distância eleva os custos e reduz o comércio entre o Brasil e os parceiros, e esse efeito é observado nos três quantis. Constatou-se

¹⁶Helpman et al. (2007) consideraram, também, a variável "religião comum" no primeiro estágio, mas os resultados foram semelhantes aos obtidos quando utilizaram o "idioma comum" como variável excluída do modelo de seleção amostral.

¹⁷De modo a verificar a presença do viés de seleção amostral, calculou-se a razão inversa de Mills com base nas estimativas obtidas no primeiro estágio e, posteriormente, essa variável é incluída no segundo estágio (equação de interesse). Segundo Buchinsky (1998, 2001), a razão inversa de Mills baseia-se na expansão em séries de potência. Assim como proposto por Buchinsky (2001) e Coelho et al. (2015), no presente estudo é utilizada a série de potência de ordem dois.

Tabela 2: Efeitos do desenvolvimento do sistema financeiro sobre o valor das exportações brasileiras: estimativas para a regressão quantílica

		Coeficientes	
Variáveis/Quantis	q0,25	q0,5	q0,75
1 (272	$0,220^{NS}$	0,234 ^{NS}	0,373*
$ln(PIB_{jt})$	(0,3247)	(0,2697)	(0,2241)
$ln(PIB_{it})$	0,456*** (0,0180)	0,526*** (0,0153)	0,575*** (0,0144)
1 (1: ,)	-0,365***	-0,713***	-0,820***
ln(dist. _{it})	(0,0550)	(0,0398)	(0,0321)
$(IDF{jt})$	$-1,805^{NS}$	1,664 ^{NS}	$-2,957^{NS}$
(1D1.jt)	(8,1474) 2,781**	(6,6901) 3,094***	(5,7025) 2,267**
$IDF{jt}dep{s}$	(1,1926)	(0,9879)	(0,9282)
121.jjirep.s	1,384***	1,896***	1,388***
$(IDF{it})$	(0,1948)	(0,1479)	(0,1497)
(11)	-0.750**	-0,568**	-1,132***
IDF. _{it} dep. _s	(0,3823)	(0,2522)	(0,2285)
	1,325***	1,802***	1,229***
f ront. _{ji}	(0,1201)	(0,0887)	(0,0537)
ling.	-	-	-
•	2,114***	0,557***	0,329***
Mercosul	(0,1133)	(0,0751)	(0,0509)
	-0.021^{NS}	-0.097^{NS}	-0.064^{NS}
Crise	(0,1329)	(0,1129)	(0,0874)
. 1	-0.080^{NS}	0,017 ^{NS}	$0,018^{NS}$
crisedep. _s	(0,1502)	(0,1477)	(0,1069)
1 (:	$0,175^{NS}$	0,533 ^{NS}	$0,068^{NS}$
ln(juros _{jt})	(0,4820)	(0,4030)	(0,3364)
1/DNIDEC \	$0,258^{NS}$	$0,325^{NS}$	$0,1564^{NS}$
$ln(BNDES_{jt})$	(0,2822)	(0,2483)	(0,1887)
M:11-	-28, 231***	-15,493***	-12,089***
Mills	(2,9934)	(2,7280)	(2,8911)
Mills ²	27,8507***	14,723***	10,911***
IVIIIIS"	(3,3917)	(3,0736)	(3,289)
Constante	16, 245***	15,047***	19,707***
	(3,6263)	(3,0683)	(2,4966)
Nº Obs.:		46509	

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota 1: Erros-padrão robusto em parênteses *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; NS - Não significativo. Nota 2: Os subscritos ji referem-se às relações entre o país j e o país i. O subscrito j refere-se ao Brasil, o subscrito i aos principais parceiros comerciais, o subscrito s representa os setores e s indica o ano de análise. Nota 3: Foi realizado o teste de Wald e rejeitou-se a hipótese de igualdade dos parâmetros entre os quantis, o que mostrou a adequação da regressão quantílica.

que para maiores valores de exportação, quantil 0,75, a distância teve maior influência. É importante destacar que esses resultados estão de acordo com outros trabalhos encontrados na literatura, tais como os estudos de Figueiredo et al. (2014) e Fidrmuc & Fidrmuc (2016), que também verificaram coeficiente negativo para a variável distância.

Quanto ao efeito do desenvolvimento do sistema financeiro brasileiro sobre as exportações do país, o coeficiente estimado da variável, (IDF_{it}), não apresentou significância estatística em nenhum dos quantis analisados, o que pode ser explicado por alguns fatores. O índice de desenvolvimento financeiro do Brasil, calculado por meio da análise fatorial, embora tenha aumentando ao longo dos anos, ainda apresenta um valor relativamente baixo. Do total de 100 países analisados, o índice do Brasil foi o 48°, obtendo uma média de 0,2608 entre 1995 e 2014. O sistema financeiro brasileiro apesar de ter evoluído em termos de concessão de crédito ao setor privado, ter expandido os ativos dos bancos e a disponibilidade dos serviços financeiros, ainda apresenta dificuldades. Os principais problemas podem estar relacionados com a qualidade das instituições econômico-financeiras, dificuldade de acesso ao crédito, elevadas taxas de juros, entre outras características que podem afetar de maneira negativa o desempenho do sistema financeiro nacional. Portanto, esses fatores podem explicar a não influência do desenvolvimento financeiro do Brasil sobre o valor exportado no quantis 0,25, 0,50 e 0,75. Ademais, as evidências reportadas na presente pesquisa estão em conformidade com os estudos de Manova (2013), Héricourt & Poncet (2013), Berman & Héricourt (2010) que também verificaram o impacto estatisticamente não significante do desenvolvimento financeiro sobre o valor exportado por determinados paí-

Já os coeficientes estimados para a variável de interação entre o nível de desenvolvimento financeiro do Brasil e a dependência financeira de cada setor, em todos os quantis, apresentaram-se estatisticamente significativos e positivamente relacionados com as exportações brasileiras. Ao se levar em consideração o fato de que os setores se diferem quanto à necessidade de capital de terceiros, quanto maior o desenvolvimento financeiro maior o valor exportado nesses setores, independentemente do volume exportado ter sido classificado em baixo, médio ou alto (quantis 0,25, 0,50 e 0,75). Portanto, diante da grande importância dos recursos externos para os setores com menor montante de recursos internos (mais dependentes de financiamento), o bom funcionamento do sistema financeiro ao proporcionar maior acesso ao crédito, redução dos riscos e incertezas e fornecimento de serviços financeiros de qualidade, se faz ainda mais relevante para promover as exportações desses setores. Resultados similares são comumente encontrados na literatura acerca do tema, podendo citar os estudos de Hur et al. (2006), Svaleryd & Vlachos (2005) e Zavacka (2009).

O indicador de desenvolvimento financeiro dos países parceiros mostrouse estatisticamente significativo ao nível de 1% e com sinal positivo nos três quantis. Portanto, o melhor ambiente financeiro nos países importadores pode auxiliar a reduzir os custos de importação, bem como os riscos que envolvem a atividade, o que, por sua vez, tende a impactar positivamente as exportações brasileiras. Com base na Tabela 2, constatou-se que esse efeito se mantém independentemente do quantil considerado, no entanto, o impacto é maior para o quantil mediano.

Em relação à variável $IDF_{it}dep_s$, o coeficiente estimado indicou que o am-

biente financeiro dos principais parceiros comerciais exerceu influência negativa sobre o valor exportado pelo Brasil nos setores mais dependentes de recursos de terceiros. Uma possível explicação para esse efeito negativo é que o desenvolvimento financeiro do país importador pode permitir que os bens produzidos internamente se tornem mais competitivos e passem a concorrer com os produtos brasileiros, o que pode afetar de maneira negativa o valor das exportações do Brasil nos setores que mais dependem de financiamento.

Para a variável f r ont. $_{ji}$, que representa a existência de fronteira comum entre o Brasil e os países importadores, os coeficientes estimados em todos os quantis foram positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%. Esse resultado é pertinente, uma vez que se espera que o compartilhamento de fronteiras contribua para reduzir os custos de transporte no comércio, afetando de maneira positiva o valor das exportações brasileiras. Além disso, a magnitude dos coeficientes indicou que os menores quantis, sobretudo o quantil 0,50, foram os mais beneficiados. Nesse contexto, Fidrmuc & Fidrmuc (2016), também verificaram coeficientes positivos e significativos para a variável fronteira em todos os quantis, sendo que nos quantis intermediários foram encontrados os maiores coeficientes.

O fato de o país parceiro fazer parte do Mercosul (*Mercosul*) apresentou efeito positivo sobre o valor das exportações brasileiras em todos os quantis. De acordo com Oliveira & Badin (2013), a participação em acordos regionais, como o Mercosul, tende a reduzir os custos de comércio, já que há diminuição e eliminação de tarifas, aumento do poder de barganha, entre outros benefícios. Consequentemente, a redução desses custos tende a elevar o valor exportado pelo Brasil para os países membros do bloco. Observou-se que para menores volumes exportados (quantil 0,25), o fato de o país importador pertencer ao Mercosul exerceu maior influência. Esse resultado indicou a relevância da participação em acordos regionais de comércio de modo a expandir o acesso aos mercados internacionais, sobretudo para os menores valores de exportação.

Quanto aos efeitos da crise do *subprime* sobre as exportações brasileiras, verificou-se que o coeficiente da *dummy* crise não apresentou significância estatística nos três quantis analisados, revelando que as exportações do Brasil para os seus 99 principais parceiros comerciais não foram afetadas nesse período. Uma possível justificativa para esse resultado é que, nos anos anteriores à crise houve crescimento das exportações brasileiras alavancadas pela expansão da demanda internacional, ascensão da China e aumento do preço de commodities, o que permitiu ao país acumular reservas e assim, apresentar melhores condições de enfrentar a crise econômica mundial. Além disso, nesse período a estrutura econômico-financeira do Brasil havia se tornado mais sólida, o que, de certo modo, amenizou os efeitos negativos da crise. Desse modo, tais medidas podem ter contribuído para a não influência da crise do *subprime* sobre o valor exportado pelo país.

Em relação à variável de interação entre a *dummy* crise e a dependência financeira dos setores, verificou-se que a crise do *subprime* não exerceu influência sobre as exportações dos setores que se diferem quanto à dependência de capital de terceiros, já que o coeficiente estimado não é estatisticamente significativo em nenhum dos quantis analisados (0,25; 0,50 e 0,75). Se considerarmos que os setores que mais dependem de financiamento tendem a enfrentar maiores dificuldades para obterem recursos em períodos de crise, os resultados encontrados na presente pesquisa podem não ser condizentes com

o esperado. Contudo, as evidências empíricas para a variável *crisedepend*. $_s$ se assemelham às encontradas por Zavacka (2009) e Chor & Manova (2012)¹⁸.

Para a taxa de juros do Brasil, $ln(juros_{jt})$, constatou-se que essa variável não afetou o valor das exportações, e esse efeito é observado tanto para os menores valores exportados quanto para os maiores valores. Esse resultado não é surpreendente, uma vez que existem na literatura estudos que também encontraram, em especificações alternativas de seu modelo, coeficientes não significativos para essa variável, tais como Nakabashi et al. (2008) e Chor & Manova (2012).

No que se refere à variável $ln(BNDES_{jt})$, o coeficiente estimado não apresentou significância estatística em nenhum dos três quantis. Alguns fatores podem justificar a não significância estatística dessa variável. Segundo informações do relatório da CNI (2016), esse instrumento público de financiamento é considerado pelas empresas exportadoras como sendo pouco relevante. Além disso, muitas vezes, os exportadores têm dificuldades em obter informações sobre o programa, o que contribui para reduzir a utilização desse mecanismo de financiamento à exportação.

5 Conclusão

Diante da intensificação da globalização, incluindo a globalização financeira e a abertura comercial do Brasil no final da década de 1980, o debate de como o desenvolvimento financeiro pode afetar o comércio internacional se faz importante. Nesse sentido, dada a maior estabilização do sistema financeiro nacional após o Plano Real, bem como a grande relevância das exportações para a economia brasileira, o presente estudo analisou como o grau de desenvolvimento financeiro tem afetado as exportações brasileiras em determinados setores, no período de 1995 a 2014.

Com base nos resultados obtidos para três diferentes métodos de estimação, foi possível verificar coeficientes estatisticamente significativos e sinais conforme o esperado para a maioria das variáveis gravitacionais e de controle. De maneira geral, os resultados indicaram que o desenvolvimento financeiro brasileiro não é importante estatisticamente para determinar as suas exportações. Contudo, quando se analisou o grau de dependência financeira dos setores, encontrou-se relação positiva e significativa entre o desenvolvimento financeiro nacional e o valor exportado, confirmando a hipótese de que o bom funcionamento do sistema financeiro exerce maior influência nas exportações dos setores mais dependentes de capital externo. Além disso, na estimação da regressão quantílica, resultados semelhantes a esses foram obtidos para os três quantis analisados, ou seja, tanto para menores montantes exportados pelo Brasil quanto para os maiores valores de exportação.

A relação positiva entre o desenvolvimento financeiro brasileiro e o valor das exportações nos setores mais dependentes de financiamento evidenciou a importância de o país angariar esforços para aperfeiçoar o sistema financeiro nacional. Estes avanços devem estar relacionados à maior disponibilidade de crédito na economia, aumento no ativo dos bancos, à expansão do tamanho do setor de intermediação financeira, à melhoria na qualidade das

¹⁸É importante destacar que Zavacka (2009) consideraram em sua análise crises bancárias entre 1980 e 2000, e não especificamente a crise do *subprime*.

instituições econômico-financeiras e facilidade de acesso ao crédito. O ambiente financeiro mais desenvolvido pode levar ao aumento dos investimentos em tecnologia, infraestrutura, expansão da capacidade produtiva, bem como auxiliar na redução dos custos de comércio, riscos e incertezas das transações financeiras. Como consequência, maior pode ser o valor exportado pelo Brasil, principalmente nos setores mais dependentes de financiamento.

Como sugestão para futuros trabalhos, indica-se que sejam incorporados dados ao nível de firma e para um maior número de setores. Um estudo considerando as firmas brasileiras pode mostrar evidências mais claras sobre a relação entre o nível de desenvolvimento financeiro e as exportações. Além disso, ao utilizarem dados ao nível de firma, a questão da causalidade reversa entre o comércio e a *proxy* relacionada ao ambiente financeiro pode ser atenuada.

Agradecimento

Os autores agradecem o apoio financeiro recebido da FAPEMIG, por meio do edital Demanda Universal 2015, para a realização da pesquisa.

Referências Bibliográficas

Almeida, F. M., Gomes, M. F. M. & Silva, O. M. (2014), 'Notificações aos acordos TBT e SPS: diferentes objetivos e resultados sobre o comércio internacional de agroalimentos', *Revista de Economia e Sociologia Rural* **52**(1), 157–176.

Anderson, J. E. (2010), 'The gravity model', National Bureau of Economic Research (w16576).

Atiq, Z. & Haque, E. (2015), Financial development and economic growth: the role of financial liberalization, *in* 'Centre for Growth and Business Cycle Research Discussion Paper Series', University of Manchester.

BACEN (2015), *Relatório de Evolução Sistema Financeiro Nacional*. Banco Central do Brasil. Disponível em: <www.bcb.gov.br>. Acesso em agosto de 2015.

BACEN (2017), Relatório de evolução sistema financeiro nacional, Banco Central do Brasil, BACEN.

URL: Disponível em: <www.bcb.gov.br>

Baldwin, R. (1989), Exporting the capital markets: comparative advantage and capital market imperfections, Amsterdam, North-Holland.

Baldwin, R. & Taglioni, D. (2011), 'Gravity chains: Estimating bilateral trade flows when parts and components trade is important', *National Bureau of Economic Research* (w16672), 1–22.

Baltagi, B. H., Egger, P. & Pfaffermayr, M. (2014), Panel data gravity models of international trade, Working Paper.

Banco Mundial (2016), Global financial development.

URL: Disponível em http://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database

Bebencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1998), 'Economic development and financial depth in a model with costly financial intermediation', *Research in Economics* 52(4), 363–386.

Beck, T. (2002), 'Financial development and international trade. Is there a link?', *Journal of International Economics* **57**, 107–131.

Beck, T. (2003), 'Financial dependence and international trade', *Review of International Economics* **11**(2), 296–316.

Beck, T., Demirg, Á-Kunt, A. & Levine, R. (2000), 'A new data base on financial development and structure', *World Bank Economic Review* pp. p. 597–605.

Berman, N. & Héricourt, J. (2010), 'Financial factors and the margins of trade: evidence from cross-country firm-level data', *Journal of Development Economics* **93**(2), 206–217.

Berman, N. & Martin, P. (2012), 'The vulnerability of Sub-Saharan Africa to financial crises: the case of trade', *IMF Economic Review* **60**(3), 329–364.

Bernard, A. B., Redding, S. J. & Schott, P. K. (2011), 'Multiproduct firms and trade liberalization', *The Quarterly Journal of Economics* **126**(3), 1271–1318.

Bilici, O. (2016), International trade in a competitive world: empirical evidence from the UK, 207p. Tese de Doutorado em Filosofia, PhD thesis, University of Essex, UK.

Bittencourt, G. M., Mattos, L. B. & Lima, J. M. (2016), 'Heterogeneidade institucional e o ingresso de investimento direto estrangeiro na economia brasileira', *Estudos Econômicos* **46**(2), 281–310.

Buchinsky, M. (1998), 'The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach', *Journal of Applied Econometrics* **13**, 1–30.

Buchinsky, M. (2001), 'Quantile regression with sample selection: estimating women's return to education in the U.S', *Empirical Economics* **26**, 87–113.

CEPII (2015), Databases, Centre D'Estudes Prospective et d'Informations Internationales.

URL: Disponível em: http://www.cepii.fr/cepii/en/bddmodele/bdd.asp

Chan, J. M. L. & Manova, K. (2015), 'Financial development and the choice of trade partners', *Journal of Development Economics* **116**, 122–145.

Chaney, T. (2005), 'Liquidity Constrained Exporters', University of Chicago Mimeo .

Chaney, T. (2013), The gravity equation in international trade: an explanation, National Bureau of Economic Research, *in* 'Working Paper', number 19285.

Chor, D. & Manova, K. (2012), 'Off the cliff and back: credit conditions and international trade during the global financial crisis', *Journal of International Economics* **87**, 117–33.

CNI (2016), Desafios à competitividade das exportações brasileiras, Technical report, Confederação Nacional da Indústria.

URL: Disponível em :< http://www.portaldaindustria.com.br\$/cni\$/publicacoes -e-estatisticas/publicacoes\$/2016\$/8\$/8,1166\$/desafios-competitividade-das-exportacoes-brasileiras.html>

Coelho, D., Kubota, L. C. & Figueiredo, C. O. (2015), 'O impacto da adoção de ERP na produtividade das firmas industriais no Brasil', *Produtividade no Brasil* p. 171.

Dell'Ariccia, G., Detragiache, E. & Rajan, R. (2008), 'The real effect of banking crises', *Journal of Financial Intermediation* 17, 89–112.

Do, Q. & Levchenko, A. A. (2007), 'Comparative advantage, demand for external finance, and financial development', *Journal of Financial Economics* **86**(3), 796–834.

Eaton, J., Kortum, S. & Kramarz, F. (2004), 'Dissecting trade: firms, industries, and export destinations', *American Economic Review* **94**(2), 150–154.

Fidrmuc, J. & Fidrmuc, J. (2008), 'Foreign Languages and Trade: What are you sinking about?'.

Fidrmuc, J. & Fidrmuc, J. (2016), 'Foreign languages and trade: evidence from a natural experimente', *Empirical Economics* **50**(2), 31–49.

Figueiredo, E., Lima, L. R., Loures, A. & Oliveira, C. (2014), 'Uma análise para o efeito-fronteira no Brasil', *Revista Brasileira de Economia* **68**(4), 481–496.

Figueiredo, E., Lima, L. R. & Schaur, G. (2016), 'The effect of the Euro on the bilateral trade distribution', *Empirical Economics* **50**(1), 17–29.

Global Competitiveness Report (2015), The global competitiveness report 2014-2015, Technical report.

URL: Disponível em: < http://www.weforum.org/reports/global-competitiveness-report-2014-2015>

Greenaway, D., Guariglia, A. & Kneller, R. (2007), 'Financial factors and exporting decisions', *Journal of International Economics* **73**(2), 377–395.

Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', *Econometrica* 47(1), 153–161.

Helpman, E., Melitz, M. & Rubinstin, Y. (2007), Trading partners and trading volumes, *in* 'NBER Working Paper Series', number 12927, Working Paper.

Heritage Foundation (2016), *Index of economic freedom*, Disponível em:http://www.heritage.org/index/about>.

Hur, J., Raj, M. & Riyanto, Y. (2006), 'Financeand trade: a cross-country empirical analysis on the impact of financial development and asset tangibility on international trade', *World Development* **34**(10), 1728–1741.

Héricourt, J. & Poncet, S. (2013), 'Exchange rate volatility, financial constraints, and trade: empirical evidence from Chinese firms', *The World Bank Economic Review* **29**(3), 550–578.

King, R. & Levine, R. (1993), 'Finance and growth: Schumpeter might be right', Quarterly Journal of Economics 108, p. 717-737.

Kletzer, K. P. (1987), 'Bardhan, credit markets and patterns of international trade', Journal of Development Economics 27, 57-70.

Laeven, L. & Klingebiel, D. (2007), 'Banking crises, financial dependence, and growth', Journal of Financial Economics 84(1), 187-228.

Linders, G. & De Groot, H. L. F. (2006), 'Estimation of the gravity equation in the presence of zero flows', Tinbergen Institute Discussion Paper (06-072/3).

Luitel, K. & Khan, M. (1999), 'A quantitative reassessment of the financegrowth nexus: evidence from a multivariate VAR', Journal of Development Economics **60**, 381–405.

Machado, J. A. F. & Santos Silva, J. M. C. (2013), Quantile regression and heteroskedasticity, department of economics edn, University of Essex.

Manova, K. (2008), 'Credit constraints, equity market liberalizations and international trade', Journal of International Economics 76, 33–47.

Manova, K. (2013), 'Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade', Review of Economic Studies 80, 711-744.

Manova, K., Wei, S. & Zhang, Z. (2015), 'Firm exports and multinational activity under credit constraints', Review of Economics and Statistics 97(3), 574-588.

Martin, W. & Pham, C. S. (2008), 'Estimating the gravity equation when zero trade flows are frequent', MPRA Paper.

Nakabashi, L., Cruz, M. J. V. & Scatolin, F. D. (2008), 'Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira', Revista de Economia Contemporânea 12(3).

Oliveira, I. T. M. & Badin, M. R. S. (2013), Tendências regulatórias nos acordos preferenciais de comércio no século XXI: os casos de Estados Unidos, União Europeia, China e Índia, Brasília, IPEA.

Rajan, R. & Zingales, L. (1998), 'Financial dependence and growth', American Economic Review 88, 559-586.

Rossi, P. & Prates, D. (2013), 'Financiamento às exportações no Brasil', Revista Análise Econômica 31(59), 203-230.

Shepherd, B. (2013), The gravity model of international trade: a user guide, Artnet Gravity Modeling Initiative.

Silva, E. N. & Porto Júnior, S. S. (2006), 'Sistema financeiro e crescimento econômico: uma aplicação de regressão quantílica', Economia aplicada **10**(3), 425–442.

Silva, J. M. C. S. & Tenreyro, S. (2006), 'The log of gravity', The Review of Economics and Statistics 88(4).

Sonaglio, C. M., Zamberlan, C. O., Lima, J. E. & Campos, A. C. (2010), 'Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel', *Economia Aplicada* 14(4), 347–372.

Souza, J. P. & Burnquist, H. L. (2011), 'Facilitação de comércio e impactos sobre o comércio bilateral', *Revista de Estudos Econômicos* **41**(1), 91–118.

Svaleryd, H. & Vlachos, J. (2005), 'Financial markets, the pattern of industrial specialization and comparative advantage: evidence from OECD countries', *European Economic Review* **49**, 113–144.

Vollrath, T. L. & Hallahan, C. B. (2009), Economic costs and payoffs of bilate-ral/regional trade agreements, Annual Meeting, Agricultural and Applied Economics Association, Milwaukee.

Webber, S. L. & Dathein, R. (2014), A atuação do BNDES-Exim como fortalecedor das exportações brasileiras no período 2000-2012, *in* 'Texto para discussão', number 4, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas.

Zavacka, V. (2009), 'Banking crises and exports: lessons from the past', World Bank Policy Research Working Paper (5016).

Apêndice

Principais parceiros comerciais do Brasil incluídos na amostra: Argélia, Alemanha, Panamá Angola, Gana, Paraguai, Argentina, Grécia, Peru Austrália, Guatemala, Filipinas, Áustria, Haiti, Polônia Bahamas, Honduras, Portugal, Bangladesh, Hong Kong, Romênia, Bélgica, Hungria, Rússia, Benim, Islândia, Arábia Saudita, Bolívia, Índia, Senegal, Bulgária, Indonésia, Singapura, Cabo Verde, Irã, Eslovênia, Camarões, Irlanda, África do Sul, Canadá, Israel, Espanha, Chile, Itália, Sri Lanka, China, Jamaica, Santa Lúcia, Colômbia, Japão, Suriname, Congo, Jordânia, Suécia, Costa Rica, Quênia, Suíça, Costa do Marfim, Coreia do Sul, Tanzânia, Croácia, Kuwait, Tailândia, Chipre, Líbano, Togo, República Checa, Lituânia, Trinidade e Tobago, Dinamarca, Malásia, Tunísia, República Dominicana, Malta, Turquia, Equador, México, Ucrânia, Egito, Moçambique, Emirados Árabes Unidos, El Salvador, Marrocos, Reino Unido, Finlândia, Países Baixos, Estados Unidos, França, Nicarágua, Uruguai, Gabão, Nigéria, Venezuela, Gâmbia, Omã, Vietnã, Geórgia, Paquistão, Iémen.

Tabela 3: Médias, desvios-padrão, valores mínimos e máximos das variáveis da amostra, 1995 a 2014

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
export.jist (milhões US\$)	28,597	169,826	0	9.421,936
dist.ji (km)	9.203,201	4.019,673	1.134,650	18.549,610
PIB _{jt} (per capita - US\$)	6.757,566	3.439,733	2.805,717	13.039,120
PIB _{it} (per capita - US\$)	12.700,230	15.575,590	158,469	88.002,610
DF_{jt}	0,261	0,042	0,189	0,336
$ID\acute{F}_{it}$	0,296	0,153	0,000	1,000
dep.financs	-0,1621	0,3618	-1,140	0,720
f ront. ji	0,081	0,273	0	1
ling.	0,040	0,197	0	1
Mercosul	0,040	0,197	0	1
Crise	0,100	0,300	0	1
BNDES _{jt} (milhões US\$)	4494,536	2701,587	377,6	11255,18
juros _{jt}	44,837	15,934	18,630	77,617
Nº de Observações:		55440		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os subscritos ji referem-se às relações entre o país j e o país i. O subscrito j refere-se ao Brasil, o subscrito i aos principais parceiros comerciais, o subscrito srepresenta os setores e t refere-se ao ano de análise.

Tabela 4: Resultados das estimativas da equação gravitacional (4) por meio do modelo de seleção amostral de Heckman, período de 1995 a 2014

17	Seleção A	Seleção Amostral - Heckman						
Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão	p-valor					
$ln(PIB_{it})$	0,890	0,755	0,238 ^{NS}					
$ln(PIB_{it})$	0,494	0,012	0,000***					
$ln(dist{ji})$	-0,493	0,034	0,000***					
IDF_{it}	-1,195	5,820	0,837 ^{NS}					
IDF _{it} dep. _s	3,203	0,883	0,000***					
IĎF _{it}	1,224	0,130	0,000***					
$IDF_{it}dep{s}$	-0.490	0,239	0,040**					
f ron _{ii}	1,200	0,071	0,000***					
ling	-	-	-					
Mercosul	1,260	0,089	0,000***					
Crise	0,231	0,256	0,367 ^{NS}					
crisedepends	0,002	0,119	$0,984^{NS}$					
ln(juros _{it})	0,174	0,394	0,658 ^{NS}					
$ln(BNDES_{it})$	0,206	0,210	$0,326^{NS}$					
Nº Obs.	55440							
Nº Obs. Cens.	8931							
Wald X ²	16800	0,000***						
Teste de Wald	447,76	0,000***						

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota 1: Os erros-padrão robustos foram estimados pelo método de White. ***significativo a 1%; ** significativo a 5%; *significativo a 10%; NS - Não significativo. A Tabela 4 mostra os coeficientes obtidos para a equação de interesse. Nas estimativas da equação de seleção, diferentemente da equação de interesse, incluiu-se a variável língua comum, que é a chamada variável de seleção, de modo a atender às condições de identificação.

Tabela 5: Resultados das estimativas da equação gravitacional (4) por meio do PPML, período 1995 a 2014

Variáveis	Coeficiente	Erro-padrão Robusto	p-valor
$ln(PIB_{jt})$	-0,003	0,029	$0,902^{NS}$
$ln(PIB_{it})$	0,068	0,001	0,000***
ln(dist. _{ji}	-0.078	0,004	0,000***
IDF_{it}	0,967	0,743	$0,193^{NS}$
IDF _{it} dep.s	0,110	0,140	$0,430^{NS}$
IĎF _{it}	0,314	0,016	0,000***
IDF _{it} dep.s	-0,267	0,034	0,000***
front.ji	0,297	0,007	0,000***
ling.	0,161	0,007	0,000***
Mercosul	0,056	0,007	0,000***
Crise	0,014	0,011	$0,239^{NS}$
crisedeps	-0,004	0,016	$0,798^{NS}$
ln(juros _{it})	0,078	0,044	0,079*
$ln(BNDES_{jt})$	0,045	0,025	0,079*

Fonte: Resultados da pesquisa. Nota: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; NS - não significativo.

THE WAGE PENALTY OF SMOKING IN BRAZIL: EVIDENCE FROM THE SPECIAL SURVEY ON TOBACCO ADDICTION

Marcelo Justus *
Elder G. Sant'Anna †
Eloá S. Davanzo †
Gustavo C. Moreira §

Abstract

The aim of this study is to investigate the hypothesis that smoking reduces earnings. We use data from the Special Survey on Tobacco Addiction, which was jointly carried out with the 2008 Brazilian National Household Sample Survey. Our results support the hypothesis that smoking reduces wages. Furthermore, we found that about two-thirds of wage differential between male smokers and non-smokers is due to observable characteristics.

Keywords: smoking, tobacco, discrimination, human capital.

Resumo

O principal objetivo deste artigo é analisar a hipótese de que o tabagismo reduz os rendimentos do trabalho. Utilizamos dados da Pesquisa Especial de Tabagismo (PETab) realizada durante a PNAD 2008. Nossos resultados sustentam a hipótese de que fumar cigarro afeta negativamente o salário. Além disso, encontramos que as características observáveis explicam aproximadamente dois terços do diferencial salarial observado entre homens fumantes e não-fumantes.

Palavras-chave: tabagismo, tabaco, discriminação, capital humano.

JEL classification: I12, J24.

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea142568

^{*} Professor in the Intitute of Economics at the University of Campinas, São Paulo, Brazil. mjustus@unicamp.br.

[†] PhD student at the University of São Paulo, São Paulo. eldergenerozo@gmail.com.

[‡] PhD student in the Intitute of Economics at the University of Campinas, São Paulo, Brazil. eloadavanzo@gmail.com.

[§] Professor at the University of São João del-Rei, Minas Gerais, Brazil. gustavocmo-reira@ufsj.edu.br.

Introduction

Cigarettes are consumed by almost 1 billion adults in the world. Without a doubt smoking is associated with a higher risk of developing serious diseases such as cancer, emphysema and cardiovascular diseases. As a consequence, it causes the death of more than six million smokers every year. In Brazil, tobacco use often takes the form of consumption of manufactured cigarettes. In 2013, there were 21.5 million smokers in Brazil, 18.5 million of whom were daily smokers. According to the Brazilian Ministry of Health, about 200,000 deaths per year are related to tobacco consumption.

Regarding the private economic costs of smoking, a clear reduction in smoker's disposable income can be observed since smokers not only buy cigarettes, but may also be forced to spend money on medical treatment due to smoking. However, the costs associated with the effects of smoking on the labor market are not so evident.

There are few empirical studies published supporting the hypothesis that smoking can severely affect labor market outcomes through multiple channels such as wage (Van Ours 2004, Lye & Hirschberg 2004, Levine et al. 1997), absences (Leigh 1995, Ault et al. 1991), accidents (Leistikow et al. 2000), and less chance of participation (Lee et al. 1991). Indirect effects can also be caused by non-observed preferences and by the behavior of persistent smokers (Grafova & Stafford 2009). With regard to wage, these studies conclude from earnings equations where smoking is controlled. Ideally, these studies would have to solve two serious problems that arise in the attempt to identify the causal effect of smoking in wages, namely: sample selection - resulting from the decision to participate in the labor market - and smoking endogeneity. Undoubtedly, the endogeneity imposes a major difficulty in identifying the effect of smoking on earnings.

On the one hand, some empirical studies have found that smoking reduces earnings (Levine et al. 1997, Auld et al. 1998, Lee et al. 1999, Braakmann 2008, Anger & Kvasnicka 2010). On the other hand, other studies did not reject that smoking does not affect earnings (Van Ours 2004, Heineck & Schwarze 2003, Braakmann 2008). However, none of these studies solved both sample selection and smoking endogeneity problems at the same time.

The relationship between cigarette demand and income already evidenced in the literature (Levine et al. 1997) is a source of endogeneity between smoking and earnings. The endogeneity occurs because someone with a high intertemporal discount rate invests less in human capital and would be more predisposed to smoking (Almeida & Araújo Júnior 2017). As a result, the negative effect of such preferences on current consumption could be attributed to the fact that the individual is a smoker.

Recently, Almeida & Araújo Júnior (2017) found, using a instrumental quantile regression approach, that brazilians workers who smoke receive 15.2% to 36.5% less than others workers. Our study is based on the same Special Survey on Tobacco Addiction, but we consider gender differences and exploit a different set of instrumental variables. Another novel contribution of our approach lies in the decomposition of earnings applying the Oaxaca-Blinder decomposition to measure the wage gap between male smokers and non-smokers, which has been poorly investigated in the literature.

The aim of this study is to test the hypothesis that smoking reduces earnings. For this purpose, an empirical strategy to jointly deal with smoking

endogeneity and sample selection was applied. This reduction in wages can occur through mechanisms such as increased absenteeism, reduced productivity, and discrimination in the labor market. An important discussion on the discrimination hypothesis is presented by (Levine et al. 1997). The authors analyzed the effects of smoking on income and raised the hypothesis that discrimination occurred over the years as public intolerance to smoking became gradually stronger. Many employers institutionalized their own policies to ban smoking from their premises and some institutions adopted employment policies to hire non-smokers only. Those authors argue that in such scenario discriminatory employment practices can be adopted and reduce the wages of smokers and their expectations of employment.

This paper is sctructured as follows. Section 2 presents the data and sample. Section 3 describes the methodological procedures. Sections 4 and 5 show the main results and concluding remarks, respectively.

2 Data and Sample

We use data from the Special Survey on Tobacco Addiction (PETab, in the Brazilian acronym), which was jointly carried out with the 2008 Brazilian National Household Sample Survey (2008 PNAD, in the Brazilian acronym). The survey was conducted through a partnership between the Brazilian Institute for Geography and Statistics (IBGE in Brazilian acronym), the Ministry of Health, the National Cancer Institute, the Health Surveillance Secretariat and the National Health Surveillance Agency. It should be noted that the PETab survey is carried out in Brazil as part of an initiative of the World Health Organization and of the Centers for Disease Control and Prevention. This partnership was established with the aim of promoting part of a survey conducted in 14 countries, including Brazil, entitled Global Adults Tobacco Survey.

PNAD is a multipurpose random household survey that investigates several socioeconomic characteristics of the population, some on a permanent basis and others with variable periodicity, such as health status and smoking habit. An interesting advantage of this survey lies in its national coverage; additionally, this survey collects data on many other variables related to household structure and socioeconomic aspects of household members (labor, wage, education, housing characteristics, age, etc.). In addition to their representativeness at national level, this data covers several aspects related to tobacco addiction such as: tobacco use, attempts to quit smoking, exposure to tobacco, access to awareness-raising campaigns and perceptions about the risks of smoking, as well as aspects related to buying cigarettes and tobacco products.

The data was collected from a sub-sample of households surveyed through the 2008 PNAD, covering individuals aged 15 and above in about 51,000 Brazilian households. The individuals included in that sub-sample answered questions related to the use of tobacco products, their attempts to quit smoking, their exposure to smoke and their access to awareness-raising campaigns and to information on the risks of smoking, among other issues related to the main topic. For other people interviewed through the survey, information is also available on the habit of smoking, type of tobacco product used, and amount consumed.

To make the sample suitable for empirical modeling, we excluded all in-

dividuals under 18 years old or over 60 years old to reduce the labor market participation selection bias problem. Thus, our sample is restricted to individuals in the 18-60 age bracket; we also excluded individuals with ill-defined occupations, individuals who were still studying, individuals who worked but had no earnings, individuals who did not state their income, and individuals with wages in excess of R\$ 100,000.00 (Brazilian currency).

After applying the mentioned filters to the sample and with missing values, our empirical exercises began with two subsamples: 95,626 women and 95,090 men. Sample expansion factors associated to each observation were used.

3 Methodology

We know that OLS estimates for the earnings equation may be biased due to an individual's decision to participate in the labor market. Thus, with the aim of identifying the effect of smoking, Heckman's procedure was applied to correct the sample selectivity bias (see Heckman 1979). Additionally, the smoker variable might be endogenous. This makes it more difficult to identify the hypothetical effect of smoking on earnings. Thus, an empirical strategy was applied to simultaneously address the sample selection bias resulting from the decision to participate in the labor market and the smoking endogeneity (see Wooldridge 2010, 567-570). As a final step, we are able to decompose any existent difference to measure the influence of observable and non-observable characteristics using the Oaxaca-Blinder decomposition method (Oaxaca 1973, Blinder 1973). We will now present each of the methodologies used, duly specifying the variables used in each model.

Heckit Estimator

The modelling exercise began with the standard linear regression model estimated by OLS:

$$y_{2i} = \beta' x_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

where y_{2i} is the logarithm of hourly earnings from the main job for individual $i; x_i$ is a row vector containing a dummy variable labeled by smoker - which assumes value 1 if the individual is a smoker and 0 otherwise, other control variables (which will be described later) and a constant; β is a column vector of coefficients and ε_i is the random disturbance with $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_{\varepsilon})$.

This earnings equation is separately estimated by gender. As usual in earnings equations, education was proxied by years of schooling. We also considered the existence of a threshold effect, besides the years of schooling variable based on previous evidence from Brazil found by Hoffmann & Simão (2009) and Justus et al. (2015). The returns on education are positive, suggesting that increases in earnings are substantially higher from 10 years of schooling. It should be noted that the first year of schooling yielding the highest return is that of the 11th grade, the last grade of high school. Therefore, we considered the existence of a threshold effect, besides the years of schooling variable, and included variable $S^{\lambda} = Z(S - \lambda)$ in the specification, where $\lambda = 10$ is the threshold, i.e. the value of schooling from which the return on education increases, and Z is a *dummy* variable that assumes value 0 for $S \neq \lambda$ and value 1 for $S > \lambda$.

Other control variables are experience in the labor market, usually measured using a typical mincer model by *proxy* defined by the difference between the actual age of the person and that at which he or she began to work, and the square of this variable; a *dummy* variable to distinguish between white (Caucasian, Asian people) and non-white (black, mulatto, indigenous people); a *dummy* variable to distinguish between residence in an urban or rural area; a *dummy* variable for labor union membership; two *dummy* variables to distinguish between three activity sectors: agriculture (base group), industry and services; three *dummy* variables to distinguish between three positions: employer, employee and self-employed (base group). Controls were included in all models for Brazil's 27 federated units (26 *dummy* variables).

However, the estimates obtained by OLS from equation (1) are biased since we only observe wages for those who are working. That is, wages are related to the decision to participate in the labor market or not, which can be denoted by:

$$\Pr[y_{1i} = 1] = \Phi(\beta_1' x_1) \tag{2}$$

where y_{1i} is an indicator variable that assumes value one for those who work and zero otherwise, and x_1 is a vector of characteristics related to labor market participation.

Because OLS estimates for earnings equations may be biased due to an individual's decision to participate in the labor market, we apply the Heckit estimator (see Heckman 1979). This empirical strategy consists in: i) estimating the participation decision (equation 2), ii) obtaining $\phi(\hat{\beta}_1'x_1)$ and $\Phi(\hat{\beta}_1'x_1)$ through the estimated parameters from Equation 2, iii) calculating the estimate of the inverse Mills ratio, $\lambda(\hat{\beta}_1'x_1) = \phi(\hat{\beta}_1'x_1)/\Phi(\hat{\beta}_1'x_1)$, and adding this estimate as regressor in Equation 1.

Thus, rewriting Equation 1, we have:

$$y_{2i} = \beta' x_i + \sigma_{12} \lambda(\hat{\beta}_1' x_{1i}) + \varepsilon_i$$
(3)

which can be estimated by OLS, generates a consistent estimator of beta and is identified without any restrictions in the regressors (Cameron & Trivedi 2009).

It is important to note that the participation equation - probit regression - contains the same regressors as the earnings equation, except for the *dummy* variables for labor union membership, position, and activity sectors. We also included other personal and family characteristics: a *dummy* variable for non-labor income (e.g. from conditional cash transfer programs), which is 1 if the person has such income and 0 otherwise; and a *dummy* variable for marital status, which is 1 if the man is married and 0 otherwise; a *dummy* variable for children living in the same household, which is 1 if there are children in the household and 0 otherwise; a *dummy* variable for position in the family, which is 1 if the man is the head of the family and 0 otherwise.

In Table 1, we present all the variables used in the two mentioned equations. In addition, the description of the variables contains a superscript whose purpose is to identify in which of the equations the variables are used.

Variable	Variable Definition	N	Men	W	omen
variable		Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Hourly Earnings	Logarithm of hourly earnings from the main job ^a	1.373	0.886	1.240	0.873
Smoker	1 if is smoker and 0 otherwise ^{ab}	0.247	0.431	0.152	0.359
Years of Schooling	Years of Schooling ^{ab}	7.565	4.312	8.285	4.303
S^{λ}	Threshold for schooling ^{ab}	0.382	0.486	0.460	0.498
Experience	Years of experience ^a	22.952	12.568	20.896	12.361
White	1 if is white and 0 otherwise ^{ab}	0.442	0.497	0.468	0.499
Urban	1 if lives in an urban area and 0 otherwise ^{ab}	0.852	0.355	0.904	0.295
Labor Union	1 if is a labor union membership and 0 otherwise ^a	0.192	0.394	0.156	0.363
Industry	1 if works in the industry sector and 0 otherwise ^a	0.171	0.376	0.141	0.348
Service	1 if works in the service sector and 0 otherwise ^a	0.675	0.468	0.830	0.376
Agriculture	1 if works in the agricultural sector and 0 otherwise ^a	0.154	0.361	0.029	0.167
Employer	1 if is an employer and 0 otherwise ^a	0.059	0.235	0.034	0.182
Employee	1 if is an employee and 0 otherwise ^a	0.694	0.461	0.787	0.409
Self-employement	1 if is self-employed and 0 otherwise ^a	0.247	0.432	0.178	0.383
Married	1 if is married and 0 otherwise ^b	0.652	0.476	0.608	0.488
Children	1 if has children and 0 otherwise ^b	0.522	0.500	0.641	0.480
Non Labor Income	1 if earns non-labor income and 0 otherwise ^b	0.036	0.186	0.069	0.253
Householder	1 if is householder and 0 otherwise ^b	0.632	0.482	0.311	0.463
Age	Age in years ^b	37.161	11.550	37.544	11.568
Works	1 if works and 0 otherwise ^b	0.862	0.345	0.573	0.495
Number of Smokers	Number of smokers in the household ^c	0.200	0.476	0.229	0.478
Respiratory Disease	1 if has been already diagnosed with asthma or bronchitis and 0 otherwise c		0.163	0.042	0.201
Observations		95	5,090	95	,626

Table 1: Definition, mean and standard deviation of variables

Note: ^a indicates variables that were olny used in earning equations;

Endogenous Explanatory Variable (IV-GMM)

As suggested in the literature, it is possible that the variable smoker is endogenous. This imposes more difficulty in identifying the hypothetical effect of smoking on earnings. Thus, we applied an empirical strategy to deal with the sample selection bias resulting from the decision to participate in the labor market and smoking endogeneity at the same time (see Wooldridge 2010, 567-570).

In addition to the participation equation and the earnings equation, there is another equation:

$$y_{2i} = \beta' x_i + \beta_s \operatorname{smoke}_i + \varepsilon_i \tag{4}$$

$$smoke_i = \beta' x_i + \delta' z_i + v_i$$
 (5)

$$\Pr[y_{1i} = 1] = \Phi(\beta_1' x_{1i} + \delta' z_i)$$
 (6)

^b indicates variables that were only used in selection equations;

ab indicates variables that were used in selection and earnings equations;

^c indicates variables that were used instrumental variables; quadratic term were used for age in the selection equation and for experience in the earnings equation; dummy variables for Brazilian states were used in both equations.

where *z* is a vector with two robust instruments for variable smoker, which is now treated as an endogenous variable: i) number of smokers living in the same household (number of smokers) and ii) a *dummy* variable to indicate whether the individual had been already diagnosed with asthma or bronchitis (respiratory disease). It is assumed that both variables are correlated with smoking but do not affect earnings.

Thus, as y_1 and smoker were always observed along with z, Equation 4 can be estimated by 2SLS controlling for inverse Mills ratio, which was obtained from Equation 6 since smoke is endogenous.

In short, the procedure was performed in three steps. First, the selection equation (participation equation) was estimated using all observations in the probit model and taking into account the two instruments cited, besides the previously mentioned regressors.

$$\Pr[y_{1i} = 1] = \Phi(\beta_1' x_{1i} + \delta' z_i) \tag{7}$$

Second, the estimated inverse Mills ratios for all observations were calculated based on this equation. Thus,

$$\lambda_2(\hat{\beta}_1' x_{1i} + \hat{\delta}' z_i) = \phi(\hat{\beta}_1' x_{1i} + \hat{\delta}' z_i) / \Phi(\hat{\beta}_1' x_{1i} + \hat{\delta}' z_i)$$
(8)

Third, using the selected subsample for which wages and smoking were observed, we estimated the earnings equation also taking into account the inverse Mills ratios besides the controls variables cited previously. Thus,

$$y_{2i} = \beta' x_i + \theta \widehat{\text{smoker}}_i + \sigma_{12} \lambda_2 (\hat{\beta}_1' x_{1i} + \hat{\delta}' z_i) + \varepsilon_i, \tag{9}$$

In the presence of heteroskedasticity, the GMM estimator is more efficient than the IV estimator (Baum et al. 2003). Thus, we estimated the parameters of the overidentified model using the optimal GMM.

Oaxaca-Blinder Decomposition

If smoking negatively affects earnings, then we are able to decompose this differential in order to measure the influence of observable and non-observable characteristics. Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca 1973, Blinder 1973) for smoking and non-smoking individuals was applied for this purpose.

Decomposition is performed in two stages. In the first one, earning equations are estimated for each of the groups, labeled *s*, for smokers and *ns* for non-smokers. Once this is done, the difference between the logarithm of average earnings between workers in the two groups is calculated as

$$D = E(y_s) - E(y_{ns}) \tag{10}$$

$$= E(\beta_s' x_s + \varepsilon) - E(\beta_{ns}' x_{ns} + \varepsilon)$$
 (11)

$$= E(x_s)'\beta_s' - E(x_{ns})'\beta_{ns}'$$
 (12)

where $E(\varepsilon) = 0$ was used. According to Jann (2008), this equation can be rearranged from a twofold decomposition as

$$D = [E(x_s) - E(x_{ns})]' \beta^* + [E(x_s)'(\beta_s - \beta^*) + E(x_{ns})'(\beta^* - \beta_{ns})]$$
(13)

where β^* represents a vector of coefficients related to non-discrimination, term $[E(x_s) - (x_{ns})]'\beta^*$ represents the earnings differential that is explained by the

mean observable characteristics of smoking and non-smoking individuals, and other component on the right side of the equation refers to the portion not explained by these characteristics.

As presented in Jann (2008), in the presence of sample selection it is necessary to deduct the effects of the sample selection from the total difference, and then apply decomposition. In practical terms, two possibilities are suggested: i) calculating the decomposition together with the Heckman procedure or ii) adjusting the decomposition with the inverse Mills ratio. In this paper, we chose to adjust the decompositions using the estimates: $\lambda(\hat{\beta}_1'x_1) =$ $\phi(\hat{\beta}_1'x_1)/\Phi(\hat{\beta}_1'x_1)$. Note that since we are decomposing the wage gap between smokers and non-smokers and the procedure consists of estimating an income equation for each of the groups, it is not necessary to take the endogeneity between smoking and non-smoking and the income earned in the job market into account in the decomposition.

Results

Table 2 shows the earnings equations estimated by OLS, Heckman's procedure and IV-GMM with correction for sample selection bias. The selection equation estimates for Heckman's procedure and the results of the first-stage regression of the endogenous variable smoker are also presented.

In this study, we are interested in the variable smoker. However, it should be noted that for all control variables (e.g., schooling and experience) the results are the ones usually observed in studies on earnings determinants in the Brazilian labor market and international literature.

Since dependent variable is the natural logarithm of earnings, if c is the estimated value of the conditional marginal effect, the estimated percentage change in earnings due to change in a dummy variable is $[\exp(c) - 1] \times 100$. Based on IV-GMM estimates with correction for sample selection bias, we found that smoking had a greater impact on earnings. Smoking reduces wages by 29.7 and 24.2% for men and women, respectively. This is a serious economic consequence of being a smoker.

The higher magnitude after controlling for smoking endogeneity was also verified in previous studies. In Auld et al. (1998) for example, control for simultaneity between wages and smoking suggests that smokers earn about 20% to 67% less than non-smokers. This incremental effect after using instrumental variables was also observed by Van Ours (2004) when analyzing men's earnings. It is worth remembering that none of these studies applied a correction for sample selection bias.

Our results for the reductions observed in the wages of smokers as compared to those of non-smokers are corroborated by the literature, which provides several examples of ways by which smoking influences labor income. Anger & Kvasnicka (2010) show that the wages paid to smokers can decrease due to their reduced productivity resulting from high rates of absenteeism and health problems or due to potential discrimination of smokers by employers and co-workers. Damages to one's health, however, can be irreversible. Smoking can therefore have a negative impact on both an individual's current capacity and on his or her wages in the future.

In relation to absenteeism, Halpern et al. (2001) show that the rate of absenteeism measured for workers who smoke currently was higher than that

The wage penalty of smoking in Brazil 135

Table 2: Earnings equations using OLS, Heckman's procedure and IV-GMM with correction for sample selection bias: Brazilian individuals aged from 18 to 60 years old, by gender

			Men					Women		
Variables	OLS	Hec	kit	IV-G	IV-GMM		Hec	kit	IV-GMM	
	020	2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage	1 st Stage	OLS	2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage	1 st Stage
Smoker	-0.0633***	-0.0550***	-0.0747***	-0.2126***	-0.0688***	-0.0264***	-0.0245***	-0.0163	-0.4194***	-0.0206
	(0.0059)	(0.0061)	(0.0139)	(0.0353)	(0.0141)	(0.0091)	(0.0092)	(0.0136)	(0.0561)	(0.0137)
Years of Schooling	0.0816***	0.0793***	0.0363***	0.0773***	0.0346***	0.1049***	0.1085***	0.0710***	0.1032***	0.0706***
Ü	(0.0011)	(0.0011)	(0.0015)	(0.0012)	(0.0016)	(0.0015)	(0.0019)	(0.0012)	(0.0020)	(0.0012)
S^{λ}	0.0408***	0.0446***		0.0357***		-0.0529***	-0.0515***		-0.0684***	
	(0.0082)	(0.0082)		(0.0084)		(0.0108)	(0.0108)		(0.0113)	
Experience	0.0373***	0.0315***		0.0323***		0.0262***	0.0281***		0.0293***	
1	(0.0008)	(0.0009)		(0.0011)		(0.0009)	(0.0011)		(0.0011)	
Experience Squared	-0.0005***	-0.0004***		-0.0004***		-0.0003***	-0.0004***		-0.0004***	
•	(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)	
White	0.1440***	0.1401***	0.0577***	0.1384***	0.0567***	0.1460***	0.1432***	-0.0377***	0.1371***	-0.0402***
	(0.0055)	(0.0055)	(0.0134)	(0.0055)	(0.0134)	(0.0067)	(0.0068)	(0.0105)	(0.0069)	(0.0104)
Urban	0.1165***	0.1466***	-0.4233***	0.1488***	-0.4105***	0.1328***	0.1396***	0.0672***	0.1525***	0.0664***
	(0.0085)	(0.0088)	(0.0204)	(0.0092)	(0.0203)	(0.0131)	(0.0132)	(0.0159)	(0.0135)	(0.0159)
Labor Union	0.1757***			0.1670***		0.2641***	0.2630***		0.2619***	
	(0.0068)	(0.0068)		(0.0069)		(0.0089)	(0.0089)		(0.0091)	
Industry	0.2747***			0.2662***		0.0284	0.0280		0.0044	
	(0.0101)	(0.0101)		(0.0103)		(0.0251)	(0.0251)		(0.0258)	
Service	0.2555***	0.2546***		0.2536***		0.1818***	0.1823***		0.1713***	
	(0.0093)	(0.0093)		(0.0094)		(0.0238)	(0.0238)		(0.0244)	
Employer	0.6447***	0.6441***		0.6375***		0.6795***	0.6786***		0.6710***	
	(0.0149)	(0.0149)		(0.0150)		(0.0245)	(0.0245)		(0.0249)	
Employee	0.0555***	0.0541***		0.0586***		0.0595***	0.0616***		0.0577***	
	(0.0070)	(0.0070)		(0.0070)		(0.0104)	(0.0104)		(0.0105)	

Robust standard errors in parentheses; *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01. *dummy* variables for Brazilian states were used.

Table 2: Earnings equations using OLS, Heckman's procedure and IV-GMM with correction for sample selection bias: Brazilian individuals aged from 18 to 60 years old, by gender (continuation)

	Men					Women					
Variables	OLS	Hec	kit	IV-G	MM	OLS	Heckit		IV-0	IV-GMM	
		2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage	1st Stage		2 nd Stage	1st Stage	2 nd Stage	1st Stage	
Mills Ratio				-0.2368*** (0.0307)					0.0335 (0.0261)		
Married			0.4098***	,	0.3915***			-0.2428***	· ` ′	-0.2351***	
			(0.0209)		(0.0212)			(0.0130)		(0.0127)	
Children			0.0706***		0.0754***			-0.1338***		-0.1387***	
			(0.0196)		(0.0198)			(0.0123)		(0.0121)	
Non Labor Income			-0.4855***		-0.5890***			-0.3004***	,	-0.3028***	
			(0.0311)		(0.0283)			(0.0193)		(0.0192)	
Householder			0.3501***		0.3285***			0.2390**	*	0.2474***	
			(0.0147)		(0.0150)			(0.0133)		(0.0129)	
Age			0.1110***		0.1103***			0.1400**	*	0.1419***	
			(0.0036)		(0.0036)			(0.0032)		(0.0031)	
Age Squared			-0.0016***		-0.0016***			-0.0018***	•	-0.0018***	
			(0.0000)		(0.0000)			(0.0000)		(0.0000)	
Number of Smokers					-0.0405***					0.0132	
					(0.0119)					(0.0102)	
Respiratory Disease					-0.1359***					-0.0632***	
					(0.0352)					(0.0234)	
Constant	0.1028***	0.2095***	-0.9891***	0.2493***	-0.9160***	-0.1031***	-0.2189***	-2.7169***	-0.0843^*	-2.7621***	
	(0.0223)	(0.0235)	(0.0731)	(0.0252)	(0.0739)	(0.0325)	(0.0491)	(0.0644)	(0.0490)	(0.0610)	
Number of Observations	81,974	81,974	95,090	81,974	95,090	54,772	54,772	95,626	54,772	95,626	
GMM C (Difference-in-Sargan)				21.5960					54.7778		
Hansen's J Test				0.0169					0.3563		

Robust standard errors in parentheses; *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01. *dummy* variables for Brazilian states were used.

calculated for those who never smoked. It should be mentioned that in the group of individuals who were smokers in previous periods, absenteeism declined as they stopped smoking. With similar results, Weng et al. (2013) found that current smokers face a 33% higher risk of absenteeism than non-smokers. Those in the former group were absent from work for 2.64 more days per year on average than those in the latter.

In terms of productivity, smoking can reduce the net productivity of workers due to its effects on their ability to perform manual tasks (Levine et al. 1997) and to the high absenteeism rates recorded for smoking workers and/or their lower physical and mental resistance (Grafova & Stafford 2009). Considering subjective productivity (productivity as assessed by others and personal life satisfaction), Halpern et al. (2001) showed significant trends with higher figures for those who never smoked in their life, lower figures for current smokers, and intermediate figures for individuals who were smokers in previous periods.

In view of the evidence of effects of smoking on earnings in all the estimated models, we decomposed this differential in order to shows the influence of observable and non-observable characteristics. Oaxaca-Blinder decomposition (Oaxaca 1973, Blinder 1973) for smoking and non-smoking individuals was applied for this purpose. Table 3 shows the results.

	Table 3: Oaxaca-Blinder	decomposition	for logarithm	of hourly earnings
--	-------------------------	---------------	---------------	--------------------

	Me	en	Won	nen
	OLS	Heckit	OLS	Heckit
Smokers	1.2159***	1.2670***	1.1302***	1.0346***
	(0.0067)	(0.0127)	(0.0106)	(0.0401)
Non-smokers	1.4555***	1.5330***	1.2826***	1.2345***
	(0.0039)	(0.0074)	(0.0044)	(0.0167)
Difference	-0.2396^{***}	-0.2660***	-0.1524^{***}	-0.1999***
	(0.0078)	(0.0146)	(0.0115)	(0.0434)
Explained	-0.1763^{***}	-0.1735^{***}	-0.1260^{***}	-0.1312^{***}
	(0.0054)	(0.0054)	(0.0077)	(0.0080)
Unexplained	-0.0633^{***}	-0.0925^{***}	-0.0264^{***}	-0.0688
•	(0.0059)	(0.0138)	(0.0091)	(0.0427)
Number of smokers	19,799	19,799	8,165	8,165
Number of non-smokers	62,175	62,175	46,607	46,607

Robust standard errors in parentheses; *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Considering the results from decomposing the model with sample selection correction, around two-thirds of the wage differential between smoking and non-smoking men are due to their observable characteristics. The same proportion was found for women, but unobserved factors were not statistically significant for women. As far as we know, the only study that sought to analyze the decomposition of wage differentials between smokers and non-smokers was one conducted by Hotchkiss & Pitts (2013). The authors found that the differential between the groups was of about 24%, two-thirds of which were explained by differences in observable characteristics.

Our results corroborate by Becker & Murphy (1988) the theory of rational addiction, which suggests a higher intertemporal preference for the present

for individuals with an addiction of some kind. Considering their higher preference for the present, smokers have lower incentives to invest in human capital since they will not be able to enjoy its returns for the same period of time as non-smokers. There was virtually no change in the magnitude of wage differentials between smokers and non-smokers that can be explained by observable characteristics for both males and females and regardless of the model used for the decomposition.

Still regarding the decomposition, we could only observe a significant effect of non-observable characteristics on the earnings of smokers compared to non-smokers for men. This effect may result, for example, from a certain productive heterogeneity not controlled for by the model's exogenous variables or even from discrimination toward smokers in the labor market. This significance can be justified by studies that confirm that smokers generate higher costs for companies. Smoking workers can be more expensive for their employers due to their increased absenteeism, higher health insurance premium, higher maintenance costs, and negative effects on the company's image. Due to health problems associated with smoking, smokers themselves may prefer jobs that provide partial or full health insurance to higher-wage jobs (Levine et al. 1997).

Robustness Checks

Regarding our instrument variables, the coefficient for respiratory disease is highly significant statistically (p < 0.001) for both men ($\beta = -0.1359$) and women ($\beta = -0.0632$), as expected. The number of smokers variable is statistically significant at 1% level only in the first-stage equation estimated for men.

After the GMM estimation, we performed a robust test of endogeneity (orthogonality conditions). The GMM C statistic is χ^2 distributed with one degree of freedom, under the null hypothesis that the regressor is exogenous. We apply the test to our model with one potentially endogenous regressor, smoker, intrumented by number of smokers and respiratory disease. The stastistic is $\chi^2 = 21.60$ (p = 0.0000) and $\chi^2 = 54.78$ (p = 0.0000) for men and women, respectively. For both genders, the statistical test leads to the strong rejection of the null hypothesis that smoker is an exogenous variable in the earnings equations. We conclude that it is endogenous.

We also applied Hansen's J test to test the validity of the overidentified restrictions. The statistic is $\chi^2 = 0.02$ (p = 0.8965) and $\chi^2 = 0.36$ (p = 0.5505) for men and women, respectively. Because p > 0.05, we do not reject the null hypothesis. The failure to reject H_0 is interpreted as indicating that at least one of the instruments is valid. We conclude that overidentifying is valid. For details about this endogeneity and overidentification tests see (Cameron & Trivedi 2009).

Finally, we estimated the earnings equations once again disregarding variables related to activity sector and position in the occupation, as these are potentially endogenous characteristics, to check the robustness of the estimates. For all variables, the estimates are virtually the same as compared to those shown in Table 2. These additional results are shown in Table 4.

Table 4: Earnings equations without potential endogenous regressors using OLS, Heckman's procedure and IV-GMM with correction for sample selection bias: Brazilian individuals aged from 18 to 60 years old, by gender

		Men					Women			
Variables	OLS	Hec	kit	IV-GMM		OLS	Hec	kit	IV-GMM	
		2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage	1st Stage		2 nd Stage	1st Stage	2 nd Stage	1st Stage
Smoker	-0.0739*** (0.0061)	-0.0654*** (0.0062)	-0.0747*** (0.0139)	-0.2286*** (0.0361)	-0.0688*** (0.0141)	-0.0257*** (0.0093)	-0.0235** (0.0094)	-0.0160 (0.0136)	-0.4447*** (0.0570)	-0.0206 (0.0137)
Years of Schooling	0.0912*** (0.0011)	0.0888*** (0.0012)	0.0360*** (0.0015)	0.0866*** (0.0012)	0.0346*** (0.0016)	0.1105*** (0.0015)			0.1086*** (0.0020)	0.0706*** (0.0012)
S^{λ}	0.0321*** (0.0085)	,	(******)	0.0270*** (0.0087)	(010010)	-0.0513*** (0.0110)	-0.0496*** (0.0111)	(****/	-0.0673*** (0.0116)	(*****)
Experience	0.0403*** (0.0008)			0.0347***		0.0279***	0.0300*** (0.0011)		0.0313*** (0.0011)	
Experience Squared	,	-0.0004*** (0.0000)		-0.0004*** (0.0000)		-0.0003*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)		-0.0004*** (0.0000)	
White	0.1616*** (0.0056)	0.1577*** (0.0057)	0.0580*** (0.0134)	0.1552*** (0.0056)	0.0567*** (0.0134)	0.1562*** (0.0068)	0.1530*** (0.0069)	-0.0373*** (0.0105)	0.1463*** (0.0071)	-0.0402*** (0.0104)
Urban	0.2570*** (0.0078)	0.2870*** (0.0081)	-0.4234*** (0.0203)	0.2910*** (0.0085)	-0.4105*** (0.0203)	0.1778*** (0.0129)	0.1854*** (0.0130)	0.0671*** (0.0159)	0.1960*** (0.0133)	0.0664*** (0.0159)
Labor Union	0.1563*** (0.0069)	0.1532*** (0.0069)	,	0.1472*** (0.0070)	,	0.2526*** (0.0089)	0.2515*** (0.0089)	, ,	0.2502*** (0.0091)	, ,
Mills Ratio				-0.2600*** (0.0317)					0.0362 (0.0267)	

Robust standard errors in parentheses; *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Table 4: Earnings equations without potential endogenous regressors using OLS, Heckman's procedure and IV-GMM with correction for sample selection bias: Brazilian individuals aged from 18 to 60 years old, by gender (continuation)

Variables	Men					Women					
	OLS	Heckit		IV-GMM		OLS	Heckit		IV-	IV-GMM	
		2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage	1 st Stage	020	2 nd Stage	1st Stage	2 nd Stage	1st Stage	
Married			0.4115***		0.3915***			-0.2434**	+	-0.2351***	
			(0.0208)		(0.0212)			(0.0130)		(0.0127)	
Children			0.0763***		0.0754***			-0.1337***	•	-0.1387***	
			(0.0196)		(0.0198)			(0.0123)		(0.0121)	
Non Labor Income			-0.4744***		-0.5890***			-0.3009***	+	-0.3028***	
			(0.0314)		(0.0283)			(0.0193)		(0.0192)	
Householder			0.3485***		0.3285***			0.2384**	*	0.2474***	
			(0.0146)		(0.0150)			(0.0134)		(0.0129)	
Age			0.1106***		0.1103***			0.1398**	*	0.1419***	
_			(0.0036)		(0.0036)			(0.0032)		(0.0031)	
Age Squared			-0.0016***		-0.0016***			-0.0018***	•	-0.0018***	
			(0.0000)		(0.0000)			(0.0000)		(0.0000)	
Number of Smokers					-0.0405***					0.0132	
					(0.0119)					(0.0102)	
Respiratory Disease					-0.1359***					-0.0632***	
					(0.0352)					(0.0234)	
Constant	0.1732***	0.2808***	-0.9840***	0.3343***	-0.9160***	0.0210	-0.1026**	-2.7130***	0.0295	-2.7621***	
	(0.0211)	(0.0224)	(0.0730)	(0.0243)	(0.0739) (0.0254	(0.0464)	(0.0649)	(0.0440)	(0.0610)	
Number of Observations	81,974	81,974	95,090	81,974	95,090	54,772	54,772	95,626	54,772	95,626	
GMM C (Difference-in-Sargan)				22.3074					60.5239		
Hansen's J Test				0.0940					0.2609		

Robust standard errors in parentheses; *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01.

Concluding Remarks

We do not reject the hypothesis that smoking reduces earnings, i.e., smoking really harms wages. Our results are in line with those recently presented by Almeida & Araújo Júnior (2017), but our estimates are higher, i.e., men (women) who smoke earn 29.7% (24.2%) less than other non-smokers workers. Furthermore, when the wage differential between smokers and non-smokers were decomposed, we saw that a significant part of this difference is due to observable characteristics for both men and women. This final exercise provides evidence that women smokers suffer less wage discrimination than men smokers.

It is well known how harmful smoking is. We provide evidence that the private costs of smoking are not limited to health-related aspects, but that they also affect wages. Productivity on the decline, high absenteeism rates, and the higher costs borne by employers are possible reasons referred to in the literature. This paper contributes to the literature by showing that the decrease in earnings is partly explained by non-observable characteristics in the labor market only for men. We provide more evidence of the hazards of smoking in an unprecedented way by addressing the topic in the context of a developing country with approximately 20 million smokers and 200,000 deaths caused by tobacco use every year.

Acknowledgments

Marcelo Justus thanks the National Council for Technological and Scientific Development (CNPq) for financial support to conduct this research (process number 442483/2014-7), and is also grateful to CNPq for his Productivity in Research Grant. A preliminary version of this paper was presented at the 14th International Conference on Urban Health (ISUH International Society for Urban Health, 2017).

References

Almeida, A. T. C. & Araújo Júnior, I. T. (2017), 'Tabagismo e penalização salarial no mercado de trabalho brasileiro', Economia Aplicada 21(2), 249. doi: 10.11606/1413-8050/ea146024.

Anger, S. & Kvasnicka, M. (2010), 'Does smoking really harm your earnings so much? Biases in current estimates of the smoking wage penalty', Applied Economics Letters 17(6), 561–564. doi: 10.1080/13504850802260846.

Auld, M. C. et al. (1998), Wages, alcohol use, and smoking: simultaneous estimates, Institute of Pharmaco-Economics.

Ault, R. W., Ekelund Jr, R. B., Jackson, J. D., Saba, R. S. & Saurman, D. S. (1991), 'Smoking and absenteeism', Applied Economics 23(4), 743-754. doi: 10.1080/00036849108841031.

Baum, C. F., Schaffer, M. E., Stillman, S. et al. (2003), 'Instrumental variables and GMM: Estimation and testing', Stata Journal 3(1), 1-31. doi: 10.1177/1536867X0300300101.

Becker, G. S. & Murphy, K. M. (1988), 'The theory of rational addiction', Journal of Political Economy **96**(4), 675–700. doi: 10.1086/261558.

Blinder, A. S. (1973), 'Wage discrimination: reduced form and structural estimates', Journal of Human Resources pp. 436–455. doi: 10.2307/144855.

Braakmann, N. (2008), 'The smoking wage penalty in the United Kingdom: regression and matching evidence from the British Household Panel Survey', Working Paper Series in Economics (96).

Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2009), Microeconometrics using Stata, 2 edn, Stata Press, College Station.

Grafova, I. B. & Stafford, F. P. (2009), 'The wage effects of personal smoking history', ILR Review **62**(3), 381–393. doi: 10.1177/001979390906200307.

Halpern, M. T., Shikiar, R., Rentz, A. M. & Khan, Z. M. (2001), 'Impact of smoking status on workplace absenteeism and productivity', Tobacco Control **10**(3), 233–238. doi: 10.1136/tc.10.3.233.

Heckman, J. J. (1979), 'Sample selection bias as a specification error', Econo*metrica* **47**(1), 153–61. doi:10.2307/1912352.

Heineck, G. & Schwarze, J. (2003), 'Substance use and earnings: the case of smokers in Germany', IZA Discussion Paper (173).

Hoffmann, R. & Simão, R. C. S. (2009), 'Determinantes do rendimento das pessoas ocupadas em Minas Gerais em 2000: o limiar no efeito da escolaridade e as diferenças entre mesorregiões', Nova Economia 15(2), 35–62.

Hotchkiss, J. L. & Pitts, M. M. (2013), 'Even one is too much: the economic consequences of being a smoker', FRB Atlanta Working Paper Series 2013-3. doi: 10.2139/ssrn.2359224.

(2008),'The Blinder-Oaxaca decomposition lin-Jann, ear regression models', The Stata Journal 8(4), 453-479. doi: 10.1177/1536867X0800800401.

Justus, M., Kawamura, H. & Kassouf, A. L. (2015), 'What is the best age to enter the labor market in Brazil today?', EconomiA 16(2), 235-249. doi: 10.1016/j.econ.2015.03.007.

Lee, A. J., Crombie, I. K., Smith, W. C. & Tunstall-Pedoe, H. D. (1991), 'Cigarette smoking and employment status', Social Science and Medicine **33**(11), 1309–1312. doi: 10.1016/0277-9536(91)90080-V.

Lee, Y. L. et al. (1999), 'Wage effects of drinking and smoking: an analysis using Australian twins data', Working Paper (22), 1-29.

Leigh, J. P. (1995), 'Smoking, self-selection and absenteeism', The Quarterly Review of Economics and Finance 35(4), 365-386. doi: 10.1016/1062-9769(95)90046-2.

Leistikow, B. N., Martin, D. C. & Milano, C. E. (2000), 'Fire injuries, disasters, and costs from cigarettes and cigarette lights: a global overview', Preventive Medicine 31(2), 91–99. doi: 10.1006/pmed.2000.0680.

Levine, P. B., Gustafson, T. A. & Velenchik, A. D. (1997), 'More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages', Indutrial and Labour Relations Review **50**(3), 493–509.

Lye, J. N. & Hirschberg, J. (2004), 'Alcohol consumption, ing and wages', Applied Economics 36(16), 1807-1817. doi: 10.1080/00036840410001710645.

Oaxaca, R. (1973), 'Male-female wage differentials in urban labor markets', International Economic Review pp. 693-709. doi: 10.2307/2525981.

Van Ours, J. C. (2004), 'A pint a day raises a man's pay; but smoking blows that gain away', Journal of Health Economics 23(5), 863-886. doi: 10.1016/j.jhealeco.2003.12.005.

Weng, S. F., Ali, S. & Leonardi-Bee, J. (2013), 'Smoking and absence from work: systematic review and meta-analysis of occupational studies', Addiction 108(2), 307-319. doi: 10.1111/add.12015.

Wooldridge, J. M. (2010), Econometric analysis of cross section and panel data, MIT Press.

EFEITOS DA EDUCAÇÃO DOS PAIS SOBRE O RENDIMENTO ESCOLAR DOS FILHOS VIA MEDIAÇÃO DAS CONDIÇÕES SOCIOECONÔMICAS

Mateus Mota dos Santos * Francisca Zilania Mariano † Edward Martins Costa ‡

Resumo

Este trabalho busca avaliar os efeitos da educação dos pais sobre o rendimento escolar de alunos. O método contrafactual de mediação desenvolvido por Imai et al. (2010) foi aplicado às informações extraídas do SAEB, Censo Escolar e Indicadores Sociais, disponibilizadas pelo INEP (2015). Os resultados evidenciam que o efeito de mediação causal ganha força à medida que o nível de educação dos pais aumenta, indicando que parte do efeito da escolaridade dos pais é potencializado pelo nível socioeconômico familiar. Além disso, a influência indireta da escolaridade dos pais via mediação das condições socioeconômicas é maior para filhos do sexo masculino.

Palavras-chave: efeito de mediação causal, educação dos pais, rendimento escolar

Abstract

This study aims to analyze the effects of parents' education on the school performance of the students. The Causal Mediation Effect method was applied to the information extracted from SAEB, School Census, and the Platform of Social Indicators made available by INEP (2015). The results showed that the causal mediation effect gains strength as parents 'level of education increases, indicating that part of the effect of parents' schooling is strengthened by the family socioeconomic level. The indirect influence of parents' schooling through mediation of socioeconomic conditions, on average, is higher for the male children.

Keywords: effect causal mediation, parents' education, school performance **JEL classification:** A21, C21, I21

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea144751

^{*} Mestrando em Economia CAEN/UFC. E-mail: matheus12_mota@hotmail.com

[†] Doutora em Economia e Professora UFC/Sobral. E-mail: zilania@ufc.br

[‡] Doutor em Economia e Professor PPGER/UFC. E-mail: edwardcosta@ufc.br

1 Introdução

A educação tem sido um tema de ampla discussão na literatura acadêmica devido à sua influência sobre os retornos privados, medidos pela acumulação de capital humano e, consequentemente, sobre o crescimento e desenvolvimento de uma dada região ou país, já que, maiores níveis de escolaridade estão associados à maior produtividade dos fatores de produção. Além disso, estudos evidenciam a educação como uma das principais fontes sociais de externalidades positivas, capaz de reduzir os níveis de desigualdades de renda (Becker & Chiswick 1966, Souza et al. 2013), além da redução significativa da criminalidade (Lochner & Moretti 2004). Ressalta-se também que, as influências do capital humano tornam-se ainda mais eficientes e significativas para a explicação do crescimento econômico quando se utiliza como proxy para a mesma, a qualidade da educação em vez da quantidade. Hanushek & Woessmann (2010) evidenciam que a inclusão de uma variável indicadora da qualidade educacional dos indivíduos eleva o poder de explicação do crescimento econômico, de modo que o coeficiente de determinação do modelo eleva-se de 25% para 73%, após a inclusão da qualidade da educação.

Há uma diversidade de fatores que podem estar associados às melhorias na qualidade da educação. Soares (2004) argumenta que estes podem ser agregados em três grupos específicos: características individuais dos alunos, família e escola. Estudos relacionados ao desempenho escolar encontraram uma influência positiva dos insumos escolares sobre o progresso na qualidade da educação (Albernaz et al. 2002, Nieto & Ramos 2013). Entretanto, evidências empíricas constatam que a qualidade da escola possui menor contribuição sobre os resultados acadêmicos dos alunos quando comparada ao *background familiar* dos mesmos (Coleman 1966, Felício & Fernandes 2005, Araújo & Almeida 2013, Palermo et al. 2014). Ademais, a influência de tais fatores difere entre gêneros (Peraita & Sánchez 1998, Glick & Sahn 2000, Chen 2009, Jerrim & Micklewright 2011) e regiões (Barros & Lam 1993, Melo & Arakawa 2012, Medeiros & de Oliveira 2013).

Os diferenciais na qualidade da educação estão associados não somente às diferenças na distribuição de insumos escolares, mas, também, nas disparidades do contexto socioeconômico dos alunos, as quais são geradas pelas diferenças no nível de escolaridade dos pais, já que, pais mais escolarizados estão mais propensos a adquirir maiores níveis de renda.

A literatura referente ao background familiar e desempenho escolar revela que há diferenças inter-regionais e entre gêneros, no que diz respeito às influências da escolaridade e nível socioeconômico dos pais sobre os resultados escolares dos filhos. Segundo de Serf'02 (2002), a renda dos pais é um importante determinante do investimento a ser destinado à educação dos filhos. Além disso, Vieira & Tenório (2014) destacam que o efeito da educação dos pais sobre os resultados escolares dos filhos está fortemente relacionado às condições socioeconômicas da família, já que, a escolaridade de um indivíduo está intimamente associada ao nível socioeconômico de sua família.

Entretanto, tais estudos limitam-se apenas em estimar o grau de associação entre *background familiar* e habilidades dos alunos, sem conclusões a respeito das direções causais de tais variáveis. Com isso, a contribuição deste trabalho reside em considerar que, o efeito causal do nível de educação dos pais não se dá somente de forma direta, mas, também, de forma indireta via condição socioeconômica, a qual poderá potencializar tal efeito, pois, espera-se que ní-

veis de escolaridade mais elevados estejam associados a melhores níveis de renda e, consequentemente, maior será o desempenho escolar dos filhos. Convém ressaltar que, estudos que não levam em consideração esse efeito indireto possivelmente vão superestimar os reais efeitos da educação dos pais, pois, a influência da educação dos pais pode ser potencializada pelo nível socioeconômico da família, principalmente nos níveis mais elevados de educação dos pais, já que estes terão maiores disponibilidades financeiras para investir na educação de seus filhos aumentando-se, assim, as chances de sucesso escolar destes.

Diante do exposto, este estudo tem por objetivo avaliar o efeito da educação dos pais via mediação das condições socioeconômicas sobre o rendimento escolar de alunos do 5° ano do ensino fundamental da rede pública de ensino, levando-se em consideração a heterogeneidade de tais efeitos entre gênero e regiões, da área urbana do Brasil. Para tanto, este estudo utilizou as informações retiradas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2015b).

Visando atingir o objetivo proposto, aplicou-se o método de efeito de mediação causal desenvolvido por Imai et al. (2010), o qual permite capturar a parcela do efeito da educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos que pode ser explicado por seu efeito no nível socioeconômico da família (variável mediadora), permitindo, assim, particionar o efeito médio total da escolaridade dos pais nos efeitos, direto e indireto (mediação), sendo que, neste último, o nível de instrução do pai e da mãe afeta indiretamente o desempenho escolar dos filhos via mediação do nível socioeconômico da família, o qual se encontra na via de causalidade entre a educação dos pais e o sucesso acadêmico dos filhos, até então, não levado em consideração pela literatura.

Diferentemente dos métodos de estimativas causais usuais¹, a análise de mediação capta o efeito do caminho percorrido da variável de tratamento até afetar a variável de resultado potencial, por meio de uma variável intermediária que se encontra na via causal entre o tratamento e a variável de interesse. Nesse sentido, a mesma permite particionar o efeito médio total do tratamento em dois efeitos, direto e indireto, o qual não pode ser verificado nas demais abordagens, tais como, no método de variável instrumental, por exemplo, o qual assume que o tratamento afeta o resultado apenas indiretamente, eliminando-se, assim, a possibilidade de estimativa de outras vias causais. Outra vantagem desse estimador, segundo Imai et al. (2010), reside na correção da ignorabilidade do mediador por meio da identificação não paramétrica sob a ignorabilidade sequencial, o qual mensura resultados empíricos mais robustos.

Em sequência, o artigo está dividido nas seções: breve revisão de literatura referente aos determinantes do desempenho escolar e influências da escolaridade dos pais sobre o rendimento acadêmico dos filhos; fontes dos dados utilizadas e abordagem metodológica; resultados e considerações finais.

¹Propensity Score Matching (PSM); Entropia; Diferença em Diferença; Variáveis Instrumentais (VI), dentre outros.

2 Referencial Teórico

2.1 Determinantes do Rendimento Escolar

Na literatura acadêmica sobre desempenho escolar são utilizadas diferentes medidas para mensurar a qualidade da educação: frequência escolar, taxa de distorção idade-série, abandono escolar, além de proficiências em testes cognitivos e não cognitivos. Além do mais, muitos são os estudos, tanto a nível nacional quanto internacional, que investigam os principais fatores associados a tal desempenho, que de acordo com Soares (2004) podem ser agrupados em três grupos: características individuais dos alunos, família e escola.

Visando estimar o efeito dos recursos escolares sobre o desempenho acadêmico na Inglaterra, Levacic et al. (2005), a partir de dados do National Pupil Database (NPD) e Pupil Level Annual Schools Census (PLASC), encontram, por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MOO) e de Variáveis Instrumentais (VI), que elevações nas despesas por aluno além da redução da proporção de alunos por professor possui efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre os resultados em Matemática e Ciências, realizadas por alunos com idade entre 14 e 15 anos, no ano de 2003. Além disso, os autores evidenciaram que, tais efeitos quando estimados por VI são, aproximadamente, até dez vezes maiores que os encontrados por MQO, mostrando que, a relação entre tais recursos e o desempenho dos alunos pode ser subestimada quando a endogeneidade entre os mesmos não é levada em consideração, já que, na Inglaterra, como destacam os autores, maiores recursos escolares são destinados as escolas com uma maior proporção de alunos com nível socioeconômico desfavorável. Ressalta-se também que esses recursos escolares possuem maiores efeitos sobre alunos de famílias mais pobres.

Fazendo uso da mesma fonte de dados, Steele et al. (2007) encontraram resultados similares. Por meio da análise de equações simultâneas multinível, estes encontram uma relação positiva e significativa entre os recursos escolares e o desempenho nas disciplinas de Matemática e Ciências. Ademais, os mesmos estimam que, um aumento de £ 1000 com despesas por aluno elevaria o desempenho escolar em 0,07 e 0,2 pontos, aproximadamente, em Matemática e Ciências, respectivamente, e que uma redução na proporção de alunos por professor levaria a um ganho no rendimento acadêmico de 0,12 e 0,13 pontos para as mesmas disciplinas, respectivamente.

No Brasil, Barbosa & Fernandes (2001) analisaram os fatores associados a escola que influenciam os resultados em Matemática para alunos da 4ª série do ensino fundamental na Região Sudeste do Brasil. Com base na análise de um modelo multinível com três níveis (aluno, turma, escola) os autores ao realizar o controle por nível socioeconomico dos alunos, verificaram que a infraestrutura e equipamentos escolares explicam cerca de 54% da variabilidade do desempenho entre escolas. Ressalta-se também que ao controlar a infraestrutura e equipamentos escolares, os resultados evidenciam um alto poder explicativo das variáveis relacionadas aos professores e a interação destes com a turma para um bom desempenho acadêmico.

Ao estimar uma função de produção educacional para alunos da 8ª série, no Brasil, Albernaz et al. (2002), com base em informações do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 1999 e, por meio da análise de modelos hierárquicos lineares verificaram que, aproximadamente, 80% da variância de rendimento entre escolas dizem respeito a diferenças socioeconô-

micas dos alunos. Ademais, também é ressaltada a influência da escolaridade dos professores e da infraestrutura da escola para uma boa performance escolar.

Ao investigar os possíveis fatores que podem influenciar os resultados em Matemática de alunos do ensino fundamental e médio, Menezes Filho (2012), com base em microdados do SAEB de 2003 verificou que, além das características individuais dos alunos, as variáveis mais relevantes para explicar os resultados escolares dizem respeito às características da família, com destaque à educação da mãe, a quantidade de livros e trabalhar fora de casa, sendo que, esta última afeta negativamente o desempenho em Matemática. Os resultados também apontam para diferenças de gêneros, em que os homens, em média, possuem melhores resultados em Matemática quando comparados às mulheres, em todos os níveis de ensino. Ressalta-se também que, o autor encontra evidências de influência negativa do atraso escolar sobre o rendimento dos alunos, indicando que, alunos que já repetiram o ano, em média, possuem baixo desempenho se comparado àqueles que se encontram na série certa. Utilizando-se da mesma fonte de dados, para o ano de 2001, resultados similares são encontrados por Andrade e Laros (2007). Utilizando-se de um modelo multinível, o autor constatou que além do atraso escolar, alunos que trabalham fora do domicílio possuem menor desempenho quando comparados àqueles em situação diferente.

Soares & Sátyro (2008) avaliaram as influências da infraestrutura da escola sobre o desempenho escolar no Brasil, medido pela taxa de distorção idadesérie para o ensino fundamental, com o auxílio de informações provenientes do Censo Escolar de 1998 a 2005 e, também, do Censo Demográfico de 2000. Os resultados apontam para a importância da infraestrutura da escola para um melhor resultado escolar, cujos efeitos são maiores para escolas que se encontram em piores situações.

Ao analisar os fatores associados à evasão escolar de alunos do ensino fundamental em Pernambuco, Sergipe, Pará, Rondônia, Mato Grosso do Sul e Goiás, Gonçalves et al. (2008), com o auxílio de modelos hierárquicos logísticos longitudinais encontraram uma associação negativa entre *background familiar* e evasão escolar, indicando que menores níveis socioeconômicos estão associados a maior probabilidade de desistência escolar do aluno. Além disso, os autores ressaltam a significância estatística de variáveis relacionadas à trajetória escolar passada do aluno, como repetência escolar anterior à 4ª série. Os resultados também evidenciam que a probabilidade de evasão escolar média é maior na Região Nordeste do que nas demais regiões.

Fazendo uso de informações provenientes da Prova Brasil e Censo Escolar de 2005 de Araújo & de Siqueira (2010), por meio de um modelo *probit* ordenado destacam a importância do contexto familiar, de alunos da 4ª série do ensino fundamental, sobre o desempenho escolar. Os resultados encontrados também apontam para diferenças de gênero, raça e região, de modo que, meninas e alunos negros registram desempenho inferior em Matemática, em comparação aos seus pares. Outra evidência importante é que alunos pertencentes à Região Nordeste estão mais propensos a obter menores notas em tal disciplina.

Utilizando-se de microdados do Programme of International Student Assessment (PISA) de 2006 e 2009, Nieto & Ramos (2013) analisaram as influências da qualidade da escola e de seus professores sobre o desempenho escolar dos alunos. Por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder os autores encon-

traram evidências de que a qualidade da escola e dos professores possui maior poder explicativo do que as características individuais dos alunos. Diferentemente destes, Araújo & Almeida (2013), ao analisar o desempenho de estudantes do 5° ano do ensino fundamental do município de João Pessoa - PB, com base em microdados da Prova Brasil de 2001 e de informações do Censo Demográfico de 2010, averiguaram que além das características socioeconômicas da família, o perfil do aluno e a localização da escola, são as variáveis que mais influenciam os resultados dos alunos quando comparadas aos insumos escolares.

Por meio da análise longitudinal (2009 a 2011) e modelos logísticos multinível, Shirasu & Arraes (2015) investigaram os fatores possivelmente associados à evasão e repetência escolar em escolas públicas do estado do Ceará, para o ensino médio. Dentre as estimativas obtidas, constatou-se que os fatores que mais contribuem para o abandono e repetência escolar dizem respeito ao desinteresse dos alunos pelos estudos e a repetência escolar em anos anteriores. Ressalta-se também que o nível de educação dos pais também se mostrou significativo para explicar a evasão e repetência dos alunos.

Background Familiar e Desempenho Acadêmico

Estudos empíricos a respeito do desempenho escolar evidenciam uma influência positiva e significativa do background familiar sobre o rendimento acadêmico dos alunos (Marbuah 2016, Palermo et al. 2014, Vieira & Tenório 2014, de Serf'02 2002), e que os fatores associados ao background familiar exercem maior participação nos resultados escolares do que as características da própria escola (Coleman 1966, Felício & Fernandes 2005, Araújo & Almeida 2013, Palermo et al. 2014). Estudos apontam para a existência de uma heterogeneidade de tal relação entre regiões (Barros & Lam 1993, Melo & Arakawa 2012, Medeiros & de Oliveira 2013) e, também, entre gêneros (Peraita & Sánchez 1998, Glick & Sahn 2000, Chen 2009, Jerrim & Micklewright 2011).

Utilizando dados do Gansu Survery of Children and Families (GSCF) de 2000, para a área rural da China, Chen (2009) investiga a relação existente entre background familiar e o desempenho na educação básica em Matemática, levando em consideração características individuais das crianças, da família e escola. Por meio do método de variável instrumental (VI), o autor verificou que maiores níveis de escolaridade dos pais estão associados a melhores desempenhos dos filhos. Ao fazer uma distinção dos efeitos entre gêneros, os resultados evidenciam que a educação da mãe se mostra significativa apenas para meninas, enquanto que a escolaridade do pai influencia os resultados de ambos os filhos. Além do mais, o nível de instrução do pai possui maior associação com os resultados dos filhos que se encontram no extremo inferior da distribuição de notas, enquanto que para a mãe verifica-se o contrário.

Resultados semelhantes são encontrados por Glick & Sahn (2000). Por meio de informações extraídas de uma pesquisa realizada em Conakry, principal centro urbano da Guiné, na África, em 1990, e com o auxílio de um modelo probit ordenado, os autores encontraram influências positivas e estatisticamente significativas dos níveis de educação e renda dos pais sobre os anos de escolaridade dos filhos. Além disso, tais efeitos diferem entre gêneros, sendo que, a educação do pai possui influências positivas sobre os anos de estudo de ambos os filhos, enquanto que o nível de instrução da mãe afeta apenas os anos de escolaridade das filhas. Em relação à renda familiar, esta tem

efeito positivo e significativo apenas para as meninas, sem nenhuma influência para meninos. Com base em um modelo logit ordenado e, em microdados extraídos da pesquisa ECVT, na Espanha, Peraita & Sánchez (1998) também encontraram uma associação positiva entre a renda familiar e os anos de escolaridade, e que tais influências diferem entre gêneros, sendo maiores para as meninas.

Jerrim & Micklewright (2011) por meio de informações extraídas do Programmefor International Student Assessment (PISA) para o ano de 2003, levando em consideração todos os países da OCDE, com exceção do México e Japão, com base no método de regressão múltipla, também encontraram que quanto mais elevado for o nível de escolaridade dos pais melhores serão as habilidades dos filhos na disciplina de Matemática, e que tais efeitos diferem entre gênero. A educação da mãe possui maior influência sobre o rendimento escolar das filhas enquanto que a educação do pai possui maior participação nos resultados dos filhos.

Baseado em informações extraídas do Ghana Living Standards Survey 2012/2013, Marbuah (2016), por meio de análise de correlação de Parson e de regressão múltipla, encontra que maiores níveis de renda e escolaridade de pais estão associados a maiores níveis de educação dos filhos. Além disso, os resultados indicam que a educação do pai possui maior influência sobre a educação dos filhos em detrimento à escolaridade da mãe, no sistema básico de ensino.

de Serf'02 (2002), a partir de dados da National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) de 1979 e 1998, também encontra uma relação positiva e significativa entre o background familiar, composta pelo nível de renda, escolaridade da mãe e tamanho da família, e a educação dos filhos, medida pelos anos de escolaridade, sendo que, tal influência é maior sobre indivíduos brancos, quando comparados a negros e hispânicos.

A relevância da qualidade da escola é evidenciada por Felício & Fernandes (2005), os quais, por meio de um Índice de Theil e da decomposição de notas entre escola e background familiar encontraram evidências, para o estado de São Paulo, de que a escola explica entre 0 e 28,4% e, as características familiares, entre 8,7 e 34,44% dos diferenciais de rendimentos nas disciplinas de Português e Matemática, respectivamente, para alunos da 4ª série do ensino fundamental, indicando que o background familiar possui maior participação na explicação das desigualdades de notas dos alunos do que a própria escola. Resultados similares são encontrados no Relatório de Coleman (1966), o qual evidencia uma maior participação das características familiares em detrimento dos fatores escolares, como infraestrutura, no desempenho escolar. Além do mais, o mesmo também verificou que maiores níveis educacionais dos pais estão associados a melhores resultados escolares de seus filhos.

Barros & Lam (1993), fazendo uso de dados da PNAD (1982) investigaram as diferenças de escolaridade entre as áreas urbanas da Região Nordeste e São Paulo, além de seus determinantes, com o auxílio de três modelos econométricos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com exceção do terceiro, o qual se aplicou o método de variável instrumental (VI). No primeiro modelo, o desvio da regressão é tido como aleatório e independente dos níveis de escolaridade dos pais e renda familiar. No segundo, o desvio domiciliar depende do nível de instrução dos avós, fazendo com que a função resposta dependa não apenas da renda e escolaridade dos pais, mas também, da escolaridade dos avós. Por fim, no terceiro modelo utilizado pelos autores, a escolaridade dos avós é utilizada como instrumento para a educação dos pais

dos alunos. De acordo com os resultados encontrados, a educação e renda dos pais possuem influências positivas sobre os anos de escolaridades dos filhos. Ademais, os achados apontam para existência de diferenças nas médias de escolaridade entre a Região Nordeste e São Paulo, com vantagem de 1,5 anos para esta última.

Melo & Arakawa (2012) analisaram as diferenças regionais das influências do background familiar sobre o desempenho escolar no ENEM de 2008, restringindo a análise apenas para indivíduos que estavam concluindo o ensino médio, com idade entre 15 a 20 anos. Utilizando-se do método de MQO os autores encontraram uma relação positiva entre a educação e renda dos pais sobre os resultados potenciais dos filhos, em todas as regiões do Brasil. Ademais, por meio do teste estatístico de Chow, estes constaram que tal relação, entre o background familiar e desempenho no ENEM, possui diferenças estatisticamente significantes entre as regiões do país. Ressalta-se também que, os resultados encontrados pelos autores evidenciam que essa relação é mais forte em regiões menos desenvolvidas, enquanto que, para regiões mais desenvolvidas, o contrário é verificado.

As possíveis influências do background familiar sobre os resultados acadêmicos de alunos, nas grandes regiões do Brasil, também foram investigadas por Mendes & Karruz (2012). Com base em microdados do ENEM de 2012 e análise de regressão múltipla, estimada por MQO, os autores constataram que o background familiar possui relação direta e significativa com o desempenho no ENEM. Os resultados também apontam para diferenças inter-regionais das influências da educação e renda dos pais sobre o desempenho escolar. As regiões Centro-Oeste e Sul registraram, respectivamente, maior influência da educação da mãe e do pai. Ressalta-se também que os resultados evidenciam que, em média, a educação do pai possui maior participação nos resultados do que o nível de instrução da mãe, em todos os estratos de escolaridade. No que diz respeito à renda familiar, esta possui maior e menor influência para o Nordeste e Sul, respectivamente.

Com base em informações extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2011, Medeiros & de Oliveira (2013) apontam para diferenças educacionais entre as diferentes regiões do país, as quais são causadas não somente pelas diferenças entre as distribuições de características individuais e familiares, mas também, o modo pelo qual as diferentes regiões reagem a essas características. Os autores também constataram que, o estado de São Paulo possui os maiores níveis de escolaridade e que as regiões Norte e Nordeste possuem média de escolaridade mais baixa, com desvantagem média de 1,3 ano, quando comparadas ao estado de São Paulo.

A importância do *background familiar* também foi comprovada por Palermo et al. (2014) os quais estudaram as influências de diferentes fatores sobre o desempenho escolar em Matemática de alunos da rede pública de ensino. Para tanto, os autores utilizaram-se de informações retiradas da Prova Brasil e Censo Escolar de 2007, além do Censo Demográfico de 2000. Com o auxílio de Modelos de Regressão Hierárquica com três níveis (alunos, turmas e escolas) constataram que os fatores de maior participação no desempenho escolar são provenientes do *background familiar*.

Buscando avaliar a relação entre os níveis socioeconômicos e educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos nos anos iniciais da educação básica no estado da Bahia, Vieira & Tenório (2014), a partir da utilização de dados longitudinais do Projeto GERES 2005 e por meio de modelos hierárqui-

cos lineares, constataram que os aspectos individuais dos alunos não afetam os resultados escolares iniciais, mas sim, o *background familiar* destes. As estimativas também revelam que a escolaridade dos pais está fortemente ligada ao nível socioeconômico da família. Logo, quanto maior o nível de instrução dos pais, maiores serão os níveis de renda da família e, consequentemente, melhores serão os resultados acadêmicos dos filhos.

A literatura referente ao background familiar e desempenho escolar revela que há diferenças inter-regionais e entre gêneros, no que diz respeito às influências da escolaridade e nível socioeconômico dos pais sobre os resultados escolares dos filhos. Entretanto, tais estudos limitam-se apenas em estimar o grau de associação entre background familiar e habilidades dos alunos, sem conclusões a respeito das direções causais de tais variáveis. Este estudo busca realizar uma avaliação dos efeitos causais da escolaridade dos pais sobre os resultados escolares dos filhos.

Segundo de Serf'02 (2002), a renda dos pais é um importante determinante da quantidade de dinheiro a ser destinado à educação dos filhos. Além disso, Vieira & Tenório (2014) destacam que o efeito da educação dos pais sobre os resultados escolares dos filhos está fortemente relacionado às condições socioeconômicas da família, já que, a escolaridade de um indivíduo está intimamente associada ao nível socioeconômico de sua família. Considera-se neste estudo que o efeito causal do nível de educação dos pais não se dá somente de forma direta, mas, também, de forma indireta via condição socioeconômica, a qual poderá potencializar tal efeito, pois, espera-se que níveis de escolaridade mais elevados estejam associados a melhores níveis de renda e, consequentemente, maior será o desempenho escolar dos filhos.

3 Metodologia

3.1 Base de Dados

Com o intuito de avaliar os efeitos da educação dos pais sobre o desempenho dos filhos no sistema de ensino público brasileiro, serão utilizadas informações referentes às características individuais dos alunos e de sua família, além das condições socioeconômicas da escola a qual estes frequentam. Tais informações foram extraídas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo INEP, para o ano de 2015.

A amostra utilizada foi dividida em cinco subamostras, de acordo com as regiões brasileiras, restringindo o estudo apenas para estudantes da área urbana de escolas públicas. Além do mais, a mesma foi separada por gênero a fim de comparar os possíveis efeitos entre homens e mulheres nas diferentes regiões do país.

3.2 Metodologia Econométrica

Efeito Mediação

O objetivo central da estimação de causalidade reside em mensurar o impacto causal de um determinado tratamento sobre o resultado potencial. Entretanto, a obtenção de tal estimativa não fornece informações adicionais a respeito da construção de tais efeitos, além do caminho percorrido pela variável de tratamento até afetar os resultados potenciais. Esse é o objetivo da análise de mediação causal, estimar como o tratamento (T) afeta causalmente o valor

de resultado (Y) via mediação de uma variável intermediária (M), na qual, encontra-se na via causal entre o tratamento e a variável de resultado.

Nas ciências sociais a análise de mediação causal foi formulada e aplicada na tabela de modelos de equações estruturais lineares, havendo dificuldades na ampliação de tal definição para uma estrutura de modelos não lineares. Ademais, estimar tal efeito por meio de equações estruturais lineares mostrava-se problemático devido à incapacidade de especificar a suposição de identificação chave e também, por conta da existência de uma interdependência de tais resultados a um modelo estatístico específico. Diante de tais limitações, Imai et al. (2010) desenvolveram uma abordagem alternativa e geral para a análise de mediação causal, generalizando-a para modelos tanto lineares quanto não-lineares, paramétricos e não paramétricos. Além do mais, tal generalização é estendida para mediadores contínuos e discretos. Vale salientar também que os autores estenderam a análise de mediação causal para a estrutura contrafactual, independentemente de um modelo estatístico específico.

Abordagem Contrafactual da Educação dos Pais sobre o Rendimento Escolar dos Filhos

Na tabela contrafactual, a estimativa causal da educação dos pais sobre o desempenho escolar dos filhos é obtida por meio da diferença entre dois resultados acadêmicos possíveis: o primeiro que seria obtido caso a criança tivesse pai (mãe) com determinado nível de instrução (tratados), e o segundo, caso esta tivesse pai (mãe) com escolaridade abaixo do observado no primeiro caso (controle). Diante disso, serão criados dois grupos, o de tratados e não tratados.

Formalizado as informações mencionadas, considere uma amostra composta por n observações retiradas de uma população de N observações com $n \leq N$. Seja T_i a variável indicadora de tratamento para o aluno i, com valor igual a um se o aluno pertencer ao grupo de tratados e, zero caso contrário. A variável de resultado potencial é dada por $Y_{i(t)}$, em que, $Y_{i(1)}$, e $Y_{i(0)}$, correspondem às proficiências em Português e Matemática que seriam observadas caso o aluno fosse tratado e caso não fosse tratado, respectivamente. Dessa forma, os possíveis resultados entre tratados e não tratados pode ser representado por: $Y_{i(t)} = T_i Y_{i(1)} + (1 - T_i) Y_{i(0)}$. Entretanto, como não há informações a respeito do desempenho escolar de alunos nas condições, de tratamento e não tratamento, simultaneamente, se $Y_{i(1)}$ for ocorrer $Y_{i(0)}$ não será observado para o indivíduo i.

Diante do exposto, o efeito causal da educação dos pais sobre o sucesso escolar dos filhos é dado pela diferença entre $Y_{i(1)}$ e $Y_{i(0)}$ para cada i. Entretanto, as possíveis inferências de causalidade para a população são obtidas a partir do efeito médio causal definido como $E[Y_{i(1)}-Y_{i(0)}]$. Vale salientar também que, se o tratamento for randomizado $Y_{i(t)} \perp T_i$, em que, t=0,1, o efeito médio causal pode ser obtido como se segue:

$$E[Y_{i(1)} - Y_{i(0)}] = E[Y_{i(1)}IT_i = 1] - E[Y_{i(1)}IT_i = 0] =$$

$$E[Y_iIT_i = 1] - E[Y_iIT_i = 0]$$
(1)

Efeitos Causais da Educação dos Pais via Mediação das Condições Socioeconômicas

O objetivo central desta pesquisa reside em demonstrar como a escolaridade dos pais influencia causalmente o rendimento acadêmico dos filhos por meio de uma variável mediadora que se encontra na via de causalidade entre a educação dos pais e o desempenho dos filhos, sendo que esta é afetada pela variável de tratamento antes mesmo de influenciar os resultados potenciais. Neste estudo, a variável mediadora considerada será o nível socioeconômico da família, pois, espera-se que maiores níveis de instrução dos pais estejam associados a melhores condições socioeconômicas, aumentando-se as disponibilidades financeiras para investir na educação dos filhos.

Diante de uma análise de mediação causal, a variável de resultado é função não apenas da condição de tratamento, mas também, da variável mediadora, isto é, $Y_i(T_i,M_i)$, em que, M_i é o mediador entre o tratamento e o resultado potencial. Desse modo, o efeito de mediação causal, também conhecido como efeito indireto, é dado pela diferença entre dois possíveis resultados: o desempenho escolar que seria observado na condição t (tratamento ou de controle), dado o nível socioeconômico observado na condição de tratamento e o resultado que seria obtido pelo mesmo indivíduo na mesma condição t (tratado ou não tratado), porém, com nível socioeconômico que este teria caso estivesse na condição de não tratamento:

$$\delta_{i(t)} \equiv Y_i(t, M_{i(1)}) - Y_i(t, M_{i(0)}) \tag{2}$$

O resultado $\delta_{i(1)}$ corresponde a diferença de rendimento acadêmico quando a criança possuiu determinado tratamento (pai ou mãe com determinado nível de escolaridade). Dado $\delta_{i(1)}$, temos que, $Y_i(1,M_{i(1)})$ diz respeito ao desempenho escolar dos filhos caso estes tenham pais com um dos tratamentos definidos neste estudo (fundamental, médio, superior completos) e, $Y_i(1,M_{i(0)})$ representa o rendimento escolar dos filhos que seria observado caso estes tenham sido tratados, porém, com uma situação socioeconômica familiar caso este estivesse na situação de não tratamento. Dessa forma, percebe-se que, na estimação do efeito de mediação causal, o mediador varia enquanto que o tratamento é mantido constante de modo a responder a seguinte pergunta: o que aconteceria com o rendimento acadêmico da criança que possui pai (mãe) com ensino médio completo caso esta tivesse o mesmo nível socioeconômico de uma criança com pai (mãe) com ensino médio incompleto?

Diferentemente da mediação causal, no efeito causal direto, a variável de tratamento varia enquanto que o mediador é mantido constante, isto é, fixado para determinada condição de tratamento ou controle. Tal efeito é definido da seguinte forma:

$$\zeta_{i(t)} \equiv Y_i(1, M_{i(t)}) - Y_i(0, M_{i(t)}) \tag{3}$$

Diante disso, $\zeta_{i(t)}$ corresponde ao efeito direto da educação dos pais sobre o desempenho dos filhos, mantido constante o nível socioeconômico da família. $Y_i(1,M_{i(1)})$ representa o rendimento escolar da criança com determinado tratamento, enquanto que, $Y_i(0,M_{(i(1)})$ diz respeito ao resultado que uma criança com a ausência de tal tratamento teria caso a mesma tivesse o mesmo nível socioeconômico da condição de tratado.

Uma vez obtidos os efeitos direto e indireto, podemos então obter o efeito tratamento causal total para cada unidade *i*, definido como se segue:

$$\tau_{i(t)} \equiv Y_i(1, M_{i(1)}) - Y_i(0, M_{i(0)}) = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^{1} \left\{ \delta_{i(t)} + \zeta_{i(t)} \right\}$$
(4)

Dessa forma, percebe-se que, o efeito causal total pode ser particionado em efeito direto e indireto, destacando que, um efeito total de tratamento igual a zero não necessariamente implica que o tratamento não tem efeito sobre os resultados, pois, é possível que os efeitos direto e indireto tenham a mesma magnitude, com sinais opostos, gerando, assim, um efeito total nulo. Ademais, ao assumir a hipótese de que tanto o efeito direto quanto o indireto são invariantes em relação ao estado de tratamento, $\delta_{i(t)} = \delta_{i(1)} = \delta_{i(0)}$ e $\zeta_{i(t)} = \zeta_{i(1)} = \zeta_{i(0)}$, caso em que não há efeito de mediação causal, o efeito total será definido como a soma dos dois efeitos causais, já que, sob esta hipótese, o efeito do tratamento total causal não se altera diante de modificações na variável mediadora.

$$Y_i(1, M_{i(1)}) - Y_i(0, M_{i(1)}) = Y_i(1, M_{i(0)}) - Y_i(0, M_{i(0)})$$
(5)

Com base no que já foi exposto, podemos definir o efeito médio de mediação causal, estimativa de maior interesse neste estudo, da seguinte forma:

$$\bar{\delta}_{i(t)} \equiv E \left[Y_i(t, M_{i(1)}) - Y_i(t, M_{i(0)}) \right]$$
 (6)

Ignorabilidade Sequencial

Seja X_i o vetor de variáveis de pré-tratamento para cada unidade i em que \mathcal{X} corresponde ao suporte à distribuição das variáveis de pré-tratamento. Neste estudo, X_i é caracterizado pelas características individuais e familiares das crianças além das informações a respeito da escola que a mesma frequenta. Diante disso, a hipótese de ignorabilidade sequencial, que depende de outras duas de independência condicional, pode ser escrita como:

$${Y_i(t',m), M_{i(t)}} \perp T_i \mid X_i = x_i,$$
 (7)

$$Y_i(t',m) \perp M_{i(t)} \mid T_i = t, X_i = x_i,$$
 (8)

em que, $0 < Pr(T_i = t \mid X_i = x)$ e $0 < p(M_{i(t)} = m \mid T_i = t \mid X_i = x)$ para t = 0, 1, e para todo $x \in \mathcal{X}$ e $m \in \mathcal{M}$.

Percebe-se que a ignorabilidade é feita de forma sequencial, ou seja, em (7) o tratamento é independente dos resultados potenciais, os quais são função da atribuição de tratamento e do mediador, dada as covariadas de prétratamento. Já em (8), o mediador é independente dos resultados quando condicionado à condição de tratamento e às covariadas de pré-tratamento.

Identificação não Paramétrica sob Ignorabilidade Sequencial

A identificação não paramétrica garante a consistência das estimativas causais da análise de mediação, independentemente de suposições adicionais de

forma distributiva ou funcional, o que permite uma generalização da estimação do efeito médio de mediação causal. Sob a hipótese de ignorabilidade sequencial tem-se que

$$f(Y_{i}(t, M_{i(t')}) | X_{i} = x) = \int_{\mathcal{M}} f(Y_{i} | M_{i(t)} = m, T_{i} = t, X_{i} = x)$$

$$dF_{M_{i}}(T_{i} = t', X_{i} = x)$$

$$(9)$$

Para todo $x \in \mathcal{X}$ e t, t' = 0, 1.

Desse modo, temos que, sob a hipótese de ignorabilidade sequencial, a distribuição dos resultados potenciais (desempenho em Português ou Matemática) pode ser escrita como função das distribuições das variáveis observadas, $M_{i(t)} \mid (T_i, X_i)$ e de $Y_i \mid (M_{i(t)}, T_i, X_i)$. Ademais, tal suposição permite inferir a respeito das estimativas contrafactuais não observadas a partir das informações observadas.

3.3 Variáveis Utilizadas no Modelo

A Tabela 3 apresenta a descrição das variáveis que serão utilizadas no modelo econométrico. As variáveis de tratamento utilizadas referem-se ao nível de instrução dos pais, os quais foram divididos em três níveis de escolaridade: ensinos fundamental, médio e superior. Ressalta-se também que foram criados dois grupos para cada um dos três estratos educacionais dos pais. O primeiro é caracterizado por filhos de pais com determinado nível de escolaridade (tratados), já o segundo, chamado grupo de controle, é composto por aqueles que possuem pais com nível de educação abaixo daquele definido no primeiro grupo. Por exemplo, se a variável de tratamento for ensino médio, então o grupo de tratados é composto por aqueles alunos cujos pais possuem ensino médio completo e, o grupo de controle será caracterizado por aqueles alunos que possuem pais com nível educacional abaixo do ensino médio (médio incompleto, fundamental completo e incompleto, e analfabeto), excluindo-se, assim, de ambos os grupos, tratados e controle, para essa variável de tratamento (ensino médio), alunos cujos pais possuem ensino superior.

O Índice de Condição Socioeconômica da Família foi obtido a partir da análise de componentes principais que engloba os itens descritos na Tabela 2, com seus respectivos pesos, baseados no Critério de Classificação Econômica Brasil (CCEB) da Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (ABEP) de 2014. No Apêndice Apêndice A, encontram-se a metodologia e a matriz dos componentes utilizados para a construção do índice em que este foi padronizado no intervalo entre zero e um, de modo que quanto mais próximo de um estiver o índice, melhor será o nível socioeconômico do aluno e, para valores próximos de zero, o contrário é verificado.

O Índice de Infraestrutura da Escola foi obtido a partir da análise de componentes principais considerando-se as seguintes variáveis: abastecimento de água da rede pública; existência de esgoto sanitário da rede pública; coleta periódica de lixo; sala de diretoria; sala de professores; laboratório de informática; laboratório de ciências; quadra de esportes coberta ou descoberta; cozinha; biblioteca; parque infantil; banheiro adequado para alunos com deficiência; vias adequadas para alunos com deficiência; aparelho de televisão;

Tabela 1: Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Dependentes	
Prof. LP	Desempenho em Língua Portuguesa
Prof. Mat.	Desempenho em Matemática
Perfil do Aluno	-
Sexo	1 = se masculino; 0 = c.c.
Raça	1 = se branca; 0 = c.c.
Idade ¹	1 = se a criança está na idade certa para
idade-	frequentar o 5° ano; 0 = c.c.
Reprovação	$1 = \text{se j\'a reprovou; } 0 = \text{c.c.}$
Abandono Escola	1 = se já abandonou a escola alguma vez; 0 = c.c.
Dever Casa1	1 = se faz o dever de casa de Português; 0 = c.c.
Dever Casa 2	1 = se faz o dever de casa de Matemática; 0 = c.c.
Trabalha	1 = se a criança trabalha fora de casa; 0 = c.c.
Leitura	1 = se a criança lê com frequência; 0 = c.c.
Computador	1 = se tem computador em casa; 0 = c.c.
Características da	
Pai/Mãe	1 = se a criança mora com o pai e com a mãe; 0 = c.c.
Incentivo Escola	1 = se os pais incentivam a criança a ir à escola; 0 = c.c.
Tratamentos	•
Ed 2- D.:1	1 = pai com fundamental completo; 0 = pai com escolaridade
Educação Pai1	inferior ao fundamental completo;
Ed 2- D.:0	1 = pai com ensino médio completo; 0 = pai com escolaridade
Educação Pai2	inferior ao médio completo
Educação Dai2	1 = pai com ensino superior completo; 0 = pai com escolaridade
Educação Pai3	inferior ao superior completo
Educação Mão 1	1 = mãe com fundamental completo; 0 = mãe com escolaridade
Educação Mãe1	inferior ao fundamental completo;
Educação Mãe2	1 = mãe com ensino médio completo; 0 = mãe com escolaridade
Educação Maez	inferior ao médio completo;
Educação Mãe3	1 = mãe com ensino superior completo; 0 = mãe com escolaridade
	inferior ao superior completo;
Mediador	
ICSF	Índice de Condição Socioeconômica da Família
Características da	Escola
IIE	Índice de Infraestrutura da Escola
IAFD	Índice de Adequação da Formação Docente
Fonte: Elaboração	própria.

¹Nota: assume valor um se o estudante tiver 10 anos de idade, com margem para um ano a mais ou um a menos de idade.

Itens	Quantidade de Itens e Pontos							
	0	1	2	3	4 ou +			
Televisor em cores	0	1	2	3	4			
Rádio	0	1	2	3	4			
Banheiro	0	4	5	6	7			
Automóvel	0	4	7	9	9			
Empregada mensalista	0	3	4	4	4			
Máquina de lavar	0	2	2	2	2			
Videocassete e/ou DVD	0	2	2	2	2			
Geladeira	0	4	4	4	4			
Freezer (aparelho independente ou parte da geladeira duplex)	0	2	2	2	2			

Tabela 2: Itens utilizados na criação do Índice de Condição Socioeconômica da Família

Fonte: Elaboração própria a partir do Índice ABEP (2014).

videocassete; DVD; antena parabólica; copiadora; retroprojetor; impressora; computador; internet e alimentação escolar. Tais informações foram retiradas do Censo Escolar de 2015.

Por fim, o Índice de Adequação da Formação Docente, obtido por meio dos Indicadores Educacionais, corresponde ao percentual de docentes com formação superior de licenciatura ou complementação pedagógica na mesma área da disciplina que leciona.

4 Análise dos Resultados

Estatísticas Descritivas Condicionadas aos Níveis de Educação dos **Pais**

As estatísticas descritivas das variáveis proficiências e Índice de Condição Socioeconômica condicionados ao nível de escolaridade dos pais, para cada região do país, fazendo distinção de gênero, estão explicitadas na Tabela 3. O desempenho escolar tanto em Matemática quanto em Português, quando condicionado à escolaridade dos pais, varia significativamente entre gêneros e regiões. Para todas as regiões do país, as pessoas do sexo feminino, em média, apresentam melhor desempenho em Português, quando comparadas aos homens. Entretanto, em Matemática, o contrário é verificado. O melhor desempenho acadêmico, quando condicionado à escolaridade dos pais, ocorre na Região Sudeste, exceto para o extremo superior da distribuição de escolaridade dos pais, pois, condicionando o rendimento dos alunos a esse nível (ensino superior), a Região Sul apresenta melhores índices. Ressalta-se também que a Região Nordeste registrou o menor rendimento acadêmico por gênero, em todas as categorias de escolaridade dos pais.

A partir da análise descritiva constata-se também que, em todos os estratos de educação dos pais e regiões do Brasil, em média, pais mais escolarizados possuem filhos com melhores desempenhos.

O maior e menor diferencial de desempenho em Língua Portuguesa, entre os grupos tratados e controle, em favor do primeiro, no estrato inferior de educação do pai (ensino fundamental completo) foram registrados pelas regiões Norte (3,6%) e Sudeste (1,7%), respectivamente, e nas regiões Norte (5,2%) e Sudeste (1,0%), respectivamente, para o extremo superior da distribuição de escolaridade do pai (ensino superior completo); em Matemática, encontramse, respectivamente, o Norte (3,2%) e as regiões Sul e Sudeste com diferencial de 2,0% em favor das crianças que possuem pai com ensino fundamental completo e, para o estrato superior, as regiões Norte (4,5%) e Sudeste (1,0%), respectivamente.

Para filhos do sexo feminino, os maiores e menores hiatos de desempenho em Português encontram-se nas regiões Norte/Nordeste (3,2%) e Sudeste (2,3%), respectivamente, para a distribuição inferior de educação do pai, enquanto que, para a superior, encontram-se as regiões Norte (3,1%) e Sudeste (0,83%), respectivamente; em Matemática, os maiores e menores hiatos de desempenhos em favor dos tratados encontram-se nas regiões Centro-Oeste (2,9%) e Sul/Sudeste (2,0%), respectivamente, para o extremo inferior e, Norte (3,1%) e Sudeste (0,88%), respectivamente, para o superior.

No que diz respeito à escolaridade da mãe, os maiores e menores desempenho em Português, em favor dos filhos tratados, foram verificados nas regiões Norte (6,2%) e Centro-Oeste (3,3%), respectivamente, para o extremo inferior de educação da mãe (fundamental completo) e, para o Norte (6,1%) e Sudeste (1,9%), para o nível de ensino superior, respectivamente; em Matemática, encontram-se as regiões Norte e Sudeste com magnitude de 5,3% e 3,4%, respectivamente, para o estrato inferior e, 5,4% e 1,7%, para a categoria de ensino superior, respectivamente.

Em relação às filhas, para o extremo inferior da distribuição de educação, as maiores e menores diferenças na proficiência de Português encontra-se nas regiões Norte (6,6%) e Sul (3,9%) e, em Norte (4,4%) e Sudeste (1,7%), para o extremo superior, respectivamente; na disciplina de Matemática, os maiores e menores diferenciais estão presentes nas regiões Norte (5,5%) e Sudeste (3,7%), respectivamente, em favor das filhas que possuem mãe com ensino fundamental completo, quando comparadas àquelas com nível de escolaridade inferior a esta. Para as filhas de mãe com ensino superior completo (tratados) em comparação àquelas com pais abaixo desse nível de educação (controle), os maiores e menores diferenciais encontram-se nas regiões Norte e Nordeste, com magnitude de 3,9% e 1,4% em favor dos tratados, respectiva-

A análise descritiva dos dados também releva que, maiores níveis socioeconômicos da família estão associados a melhores resultados escolares dos filhos, para as duas disciplinas analisadas. Além disso, verifica-se que, em média, estratos mais elevados de educação dos pais estão associados a maiores níveis socioeconômicos, o que indica que, há uma associação positiva entre educação dos pais e condição socioeconômica familiar, já que, pais mais escolarizados estão mais propensos a adquirir maiores níveis de renda.

4.2 Resultados Econométricos

Conclusões a respeito do efeito causal da educação dos pais sobre o rendimento escolar de seus filhos não são sustentáveis a partir de uma simples comparação de resultados entre as crianças tratadas e não tratadas, pois devese isolar os efeitos da educação dos pais de outros fatores que possam influenciar os resultados potenciais. Visando isolar tais efeitos, e estimar os reais

Região Norte Tratamento: Educação do Pai Tratamento: Educação da Mãe Variáveis Fundamental Completo Superior Completo Médio Completo Médio Completo Fundamental Completo Superior Tratados Controle Controle Tratados Controle Controle Tratados Controle Tratados Controle Tratados Filhos 215,1661 191,2787 208,4883 198,1668 185,2548 214,2480 188,7278 209,6942 197.6447 196,0175 189,2781 196,6672 Nota LP (0.2250)(0,2248)(0.2089)(0.2254)(0.2141)(0.2226)(0.2224)(0.2069)(0.2242)(0.2149)(0.2263)(0.2269)212,9038 206,2879 229,9835 208,2518 224,1258 214,5184 212,9542 202,2208 229,7519 205,4872 225,4454 213,9654 Nota Mat. (0,2081)(0,2048)(0,1939)(0,2063)(0,2006)(0,2077)(0,2035)(0,2019)(0,1940)(0,2039)(0,1999)(0.2074)0,5115 0,4884 0,5402 0,4927 0,5579 0,4982 0,50507 0,4845 0,5355 0,4882 0,5627 0,4959 **ICSF** (0,2133)(0,2323)(0.1992)(0,2298)(0,2164)(0,2290)(0,2155)(0,2341)(0,2004)(0,2314)(0,2118)(0,2289)Ν 2715 6431 3706 12852 2517 5754 4442 8271 4315 12713 9146 4176 Filhas 217,7134 208,7203 202,1399 224,9209 204,1469 211,2592 209,9133 196,8870 224,7512 200,9094 219,8862 210,6646 Nota LP (0,2149)(0,2140)(0,1944)(0,2148)(0,2057)(0,2125)(0,2127)(0,2132)(0,1907)(0,2152)(0,2058)(0,2119)212,5463 206,8821 225,5185 208,6097 219,5279 214,3987 213,1573 201,9802 225,6321 205,4316 222,0421 213,6969 Nota Mat. (0.1964)(0,1994)(0.1889)(0,2003)(0,2001)(0.1978)(0,2004)(0.1988)(0.1989)(0.1942)(0.1861)(0.1983)0.4950 0.5086 0.4866 0.5305 0.4907 0.5628 0.4960 0.5099 0.4826 0.5260 0.4885 0.5677 **ICSF** (0,2060)(0,2234)(0.1995)(0,2215)(0,2163)(0,2216)(0,2017)(0,2287)(0,2001)(0,2241)(0,2116)(0,2216)12843 2357 2576 5870 4397 8446 3837 5276 5286 7633 3761 12919 Região Nordeste **Filhos** 195,8855 189,3471 211,9988 190,9306 201,3627 196,1823 186,6068 212,7434 188,9736 202,3327 194,8853 195,1134 Nota LP (0,2358)(0,2403)(0,2175)(0,2396)(0,2213)(0,2388)(0,2356)(0,2369)(0,2183)(0,2377)(0,2231)(0,2383)213.8119 208,2037 226.3910 209.5618 217.4932 212.9031 214.4400 205.4089 227.7658 207.6412 218.6317 212.6463 Nota Mat. (0,2078)(0,2093)(0.1964)(0,2092)(0.1969)(0,2089)(0,2075)(0,2067)(0,1931)(0,2078)(0,2013)(0,2079)0,5136 0.4863 0.5296 0.4894 0,54314 0.4886 0.5104 0.4834 0.5262 0.4865 0.5498 0.4869 ICSF (0,2036)(0,2279)(0,2011)(0,2263)(0,2151)(0,2285)(0,2060)(0,2301)(0.1964)(0,2283)(0,2118)(0,2278)Ν 4973 15562 5087 20535 5244 25622 4739 14434 6347 19173 5346 25520 **Filhas** 223,2622 210,1216 199,0163 222,6963 201,3488 211,7979 207,3310 207,7873 201,3274 202,8968 207,6145 208,1407 Nota LP (0,2229)(0,2274)(0,1967)(0,2267)(0,2109)(0,2231)(0,2242)(0,2265)(0,1968)(0,2267)(0,2125)(0,2226)212,0656 207,1561 223,2451 208,3488 212,0323 211,7996 212,8364 204,7497 223,0812 206,8170 214,3633 211,3746 Nota Mat. (0,2004)(0,2021)(0,1875)(0,2019)(0,1937)(0,2006)(0,1993)(0,2012)(0,1865)(0,2014)(0,1963)(0,2000)

0,4820

(0,2249)

24161

0,5049

(0,2038)

4488

0,4779

(0,2233)

13068

0,5169

(0,2014)

6835

0,4810

(0,2228)

17556

0,5470

(0,2135)

4470

0,4814

(0,2243)

24391

0,5092

(0,2009)

4510

ICSF

Ν

0,4793

(0,2228)

14054

0,5185

(0,2022)

5597

0,4829

(0,2222)

18564

0,5403

(0,2162)

4700

Tabela 3: Estatística descritiva dos dados condicionados aos níveis de escolaridade dos pais

Tabela 3: Estatística descritiva dos dados condicionados aos níveis de escolaridade dos pais (continuação)

						gião Centro-	Oeste					
¥7!		T	ratamento: E				Tratamento: Educação da Mãe					
variaveis		al Completo		Completo		Completo		al Completo		Completo		erior
	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Control
	212,4080	207,9855	226,0441	209,3789	219,4246	Filhos 214,5237	209,8962	203,0997	226,0280	205,3912	221,6477	213,4993
Nota LP	(0,2085)	(0,2116)	(0,1899)	(0,2108)	(0,2065)	(0,2071)	(0,2130)	(0,2103)	(0,1912)	(0,2119)	(0,2009)	(0,2087)
	230,4763	225,1735	241,8933	226,8443	235,4396	231,4902	228,5752	219,7385	242,2386	222,7179	237,9770	230,3875
Nota Mat.	(0,1891)	(0,1925)	(0,1779)	(0,1917)	(0,1904)	(0,1896)	(0,1958)	(0,1914)	(0,1767)	(0,1939)	(0,1844)	(0,1913)
	0,5700	0,5550	0,5869	0,5573	0,6062	0,5579	0,5652	0,5494	0,5841	0,5522	0,6076	0,5554
ICSF	(0,1652)	(0,1792)	(0,1663)	(0,1763)	(0,1797)	(0,1781)	(0,1725)	(0,1836)	(0,1626)	(0,1813)	(0,1738)	(1,7914)
N	2501	5437	3545	7938	3653	11483	2259	4441	4336	6700	4100	11036
. V	2301	3437	3343	7 7 3 6	3033		2239	4441	4330	0700	4100	11030
	226,5628	219,1065	236,3006	221,5364	230,3831	Filhas 226,7254	224,8203	215,4157	236,2788	218,6134	232,4001	226,0679
Nota LP	(0,1922)	(0,1922)	(0,1750)	(0,1929)	(0,1873)	(0,1889)	(0,1869)	(0,1962)	(0,1730)	(0,1940)	(0,1870)	(0,1887)
	229,2704	222,8831	236,5436	224,9646	231,9826	229,0342	227,5902	219,1776	236,4616	222,0380	234,8831	228,1245
Nota Mat.	(0,1778)	(0,1838)	(0,1713)	(0,1823)	(0,1826)	(0,1799)	(0,1824)	(0,1811)	(0,1695)	(0,1825)	(0,1823)	(0,1795)
	0,5638	0,5451	0,5777	0,5487	0,6043	0,5503	0,5573	0,5417	0,5762	0,5444	0,6074	0,5485
ICSF	(0,1711)	(0,1796)	(0,1667)	(0,1789)	(0,1805)	(0,1797)	(0,1664)	(0,1850)	(0,1681)	(0,1805)	(0,1737)	(0,1807)
N	2480	5130	4124	7610	3263	11734	2271	4408	4876	6679	3442	11555
						Região Sude						
						Filhos						
Note I D	218,6409	214,9674	234,9012	216,2699	225,1276	222,8352	218,6657	211,0334	234,6913	213,6365	226,4791	222,3000
Nota LP	(0,2103)	(0,2162)	(0,1895)	(0,2142)	(0,2051)	(0,2089)	(0,2107)	(0,2181)	(0,1893)	(0,2162)	(0,2026)	(0,2098)
Nota Mat.	241,2604	236,6394	255,6978	238,2779	246,8937	244,4163	240,9358	232,9952	255,7054	235,7034	248,1034	243,9337
ivota mat.	(0,1908)	(0,1977)	(0,1736)	(0,1955)	(0,1884)	(0,1905)	(0,1928)	(0,1987)	(0,1729)	(0,1973)	(0,1866)	(0,1911)
ICSF	0,5984	0,5798	0,6116	0,5838	0,6252	0,5849	0,5944	0,5780	0,6101	0,5809	0,6283	0,5833
iCSF	(0,1622)	(0,1748)	(0,1530)	(0,1719)	(0,1660)	(0,1695)	(0,1623)	(0,1760)	(0,1533)	(0,1726)	(0,1647)	(0,1691)
N	13101	23847	20104	36948	21120	57052	11356	21940	23279	33296	43012	129296
						Filhas						
Nota LP	232,9221	227,7126	244,9887	229,5389	237,6006	235,6352	233,0707	224,1269	245,2377	227,2857	239,1443	235,2050
NOTA LI	(0,1909)	(0,1962)	(0,1697)	(0,1946)	(0,1867)	(0,1873)	(0,1899)	(0,1970)	(0,1695)	(0,1954)	(0,1859)	(0,1874)
Nota Mat.	240,2170	235,1130	250,9787	236,9023	244,5986	242,4567	240,3553	231,6773	251,1655	234,7422	246,2833	241,9871
i vota ividt.	(0,1828)	(0,1860)	(0,1693)	(0,1852)	(0,1802)	(0,1809)	(0,1808)	(0,1874)	(0,1671)	(0,1858)	(0,1813)	(0,1804)
ICSF	0,5934	0,5740	0,6062	0,5781	0,6214	0,5802	0,5902	0,5734	0,6044	0,5764	0,6275	0,5790
ICSI	(0,1612)	(0,1751)	(0,1556)	(0,1722)	(0,1676)	(0,1702)	(0,1617)	(0,1765)	(0,1553)	(0,1730)	(0,1656)	(0,1696
N	12484	23127	23210	35611	18524	58821	11775	21565	26317	33340	17688	59657

Tabela 3: Estatística descritiva dos dados condicionados aos níveis de escolaridade dos pais (continuação)

						Região Su	1					
		Tratamento: Educação do Pai						Tı	atamento: E	ducação da N	Лãе	
Variáveis	Fundament	al Completo	Médio (Completo	Superior	Completo	Fundament	tal Completo	Médio (Completo	Sur	erior
	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle	Tratados	Controle
						Filhos						
Nota LP	218,3859	214,3132	232,2390	215,6013	229,4424	220,8250	219,2743	211,5010	232,2385	213,8271	230,0649	220,3855
Nota LP	(0,2000)	(0,2028)	(0,1851)	(0,2021)	(0,1952)	(0,1996)	(0,2018)	(0,2045)	(0,1829)	(0,2044)	(0,1924)	(0,2003)
Note Met	240,5408	235,9147	251,6576	237,3778	249,5778	241,8612	241,3120	233,0553	251,5803	235,5261	250,8180	241,2448
Nota Mat.	(0,1782)	(0,1825)	(0,1650)	(0.1814)	(0,1743)	(0,1782)	(0,1787)	(0,1841)	(0,1645)	(0,1832)	(0,1706)	(0,1791)
LOCE	0,6170	0,6031	0,6270	0,6049	0,6410	0,6032	0,6113	0,5995	0,6269	0,6003	0,64729	0,6001
ICSF	(0.1519)	(0.1590)	(0.1458)	(0.1575)	(0.1575)	(0.1572)	(0.1514)	(0.1611)	(0.1437)	(0.1586)	(0,1528)	(0,1570)
N	5228	11302	7565	16530	7011	24095	4518	10580	8354	15098	7654	23452
						Filhas						
Moto I D	231,6397	225,6076	243,0541	227,5331	239,8194	232,8992	231,5954	222,9736	243,2389	225,6496	241,4977	232,3260
Nota LP	(0,1851)	(0,1877)	(0,1687)	(0.1874)	(0,1806)	(0,1834)	(0,1835)	(0.1897)	(0,1658)	(0,1885)	(0,1798)	(0,1833)
N N	238,3761	233,0921	247,9729	234,7788	246,0965	239,3404	239,3651	229,9847	248,3581	232,8962	247,7932	238,7651
Nota Mat.	(0,1730)	(0,1772)	(0,1620)	(0,1761)	(0,1767)	(0,1731)	(0,1734)	(0,1766)	(0,1611)	(0,1766)	(0,1739)	(0,1734)
LCCE	0,6105	0,5961	0,6215	0,5981	0,6423	0,5973	0,6097	0,5936	0,6214	0,5958	0,6454	0,5957
ICSF	(0.1507)	(0.1588)	(0.1443)	(0.1572)	(0.1578)	(0,1562)	(0.1481)	(0.1605)	(0.1452)	(0.1574)	(0,1536)	(0,1564)
N	4919	10491	8143	15410	5842	23553	4458	9905	8787	14363	6245	23150

Fonte: Elaboração própria. Nota: i) O grupo tratado é caracterizado por filhos de pais com determinado nível de escolaridade, já o segundo, chamado grupo de controle, é composto por aqueles que possuem pais com nível de educação abaixo daquele definido no primeiro grupo. ii) Os termos entre parênteses referem-se ao coeficiente de variação; iii) N = número de observações.

impactos médios da escolaridade dos pais, utilizou-se o método de mediação causal, o qual permite decompor o efeito total da educação dos pais nos efeitos direto e indireto, sendo que, neste último, a educação dos pais afeta o desempenho dos filhos via condição socioeconômica da família. Os resultados das estimativas estão explicitados nas Tabelas 4 e 5.

A partir dos resultados, verifica-se que, o efeito médio de mediação causal via condição socioeconômica da família é positivo e estatisticamente significante em todos os estratos de educação dos pais e regiões do país, para ambas as disciplinas.

As estimativas para ambas as disciplinas, regiões e gêneros, mostram que, o efeito médio de mediação causal ganha força à medida que a educação dos pais aumenta. Tal resultado já era esperado, pois, pais mais escolarizados possuem, em média, melhores condições socioeconômicas, e com isso, potencializa-se o efeito indireto da educação dos mesmos sobre o rendimento escolar dos filhos via condição socioeconômica. Ademais, torna-se importante destacar também que o efeito indireto da educação dos pais, nos níveis mais baixos de escolaridade (fundamental e médio), em média, é expressivamente menor que o efeito direto. Por outro lado, no extremo superior de educação (superior completo), ocorre o contrário, havendo, em média, uma predominância do efeito de mediação causal sobre o rendimento escolar dos filhos, sugerindo que, pais com ensino superior completo possuem maior influência via condição socioeconômica do que, de forma direta, indicando que, o efeito da educação dos pais para o extremo superior da distribuição de escolaridade destes, pode ser superestimado ao desconsiderar o efeito indireto associado ao nível socioeconômico da família, até então, não levado em consideração pela literatura.

Diferentemente do efeito indireto, o efeito direto perde força no extremo superior de escolaridade dos pais (ensino superior completo) e, consequentemente, o mesmo ocorre para o efeito total, já que, para esse mesmo estrato de educação, os efeitos, direto e indireto, variam em sentidos contrários de modo que o primeiro perde força ao ponto ser negativo, em alguns casos, e o segundo ganha força, gerando-se, assim, um efeito total relativamente pequeno.

Em alguns casos, as estimativas apontam para efeitos totais negativos da educação do pai de educação mais elevado. Em relação à mãe, não se observou esse efeito negativo, pois esta apresentou sinal negativo apenas sobre alunos da Região Nordeste, no que diz respeito ao efeito total, para ambas as disciplinas, porém o efeito foi insignificante. Já em relação ao pai com superior completo, este possui impacto total significativamente maior que zero apenas para a Região Sul, tanto em Português quanto em Matemática.

A partir da Tabela 3 verifica-se que a média de desempenho dos grupos tratados (filhos de pai com ensino superior completo) e controle (filhos de pai com escolaridade abaixo do ensino superior), em ambas as disciplinas, são relativamente próximas. Diante disso, mesmo que o desempenho médio dos tratados seja maior, quando comparado ao grupo de controle, este pode se tornar menor, após a eliminação de viés, feita a partir do controle de outras variáveis que possam influenciar o nível de desempenho dos alunos², gerando-

²Como teste de robustez, para as regiões e grupos (pai com nível superior), onde o impacto causal da variável de tratamento de ensino superior foi negativo, optou-se por fazer uma regressão simples da variável de educação dos pais com ensino superior contra o desempenho escolar, e encontrou-se que o coeficiente da regressão se mostra positivo e significativo. No entanto, após inserir as variáveis de controle, descritas na Tabela 1, a influência da educação dos pais com ní-

Tabela 4: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Português

•		Região Norte								
Efeitos	Tra	tamento: Educação d	o Pai	Tra	tamento: Educação da	Mãe				
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior				
			Filhos							
Efeito Mediação	0,4103	0,7088	0,8761	0,3419	0,8878	1,2982				
	[0,2337; 0,5962]	[0,4981; 0,9229]	[0,6652; 1,0870]	[0,1739; 0,5265]	[0,6430; 1,1376]	[1,0174; 1,5796]				
Efeito Direto	0,4952	8,5503	-0,5254	5,6627	10,7787	0,7738				
	[-1,2941; 2,2293]	[6,8475; 10,2006]	[-2,1011; 1,0017]	[3,7838; 7,4836]	[9,1338; 12,3728]	[-0,8076; 2,3064]				
Efeito Total	0,9055	9,2591	0,3507	6,0046	11,6665	2,0719				
	[-0,8677; 2,6388]	[7,5715; 10,8993]	[-1,2125; 1,8693]	[4,1407; 7,8096]	[10,0441; 13,2552]	[0,4898; 3,6284]				
			Filhas							
Efeito Mediação	0,3403	0,4377	0,6816	0,4794	0,4981	0,9139				
	[0,1780; 0,5180]	[0,2587; 0,6255]	[0,4418; 0,9151]	[0,2702; 0,7051]	[0,3211; 0,6819]	[0,6083; 1,2029]				
Efeito Direto	-0,0795	7,0254	-2,9874	6,3242	11,9332	0,4436				
	[-1,9686; 1,7513]	[5,3859; 8,6143]	[-4,6424; -1,3834]	[4,3085; 8,2778]	[10,3354; 13,4817]	[-1,2488; 2,0840]				
Efeito Total	0,2608	7,4631	-2,3058	6,8036	12,4313	1,3576				
	[-1,6156; 2,0732]	[5,8372; 9,0306]	[-3,9462; -0,7170]	[4,7987; 8,7427]	[10,8427; 13,9656]	[-0,3262; 3,0091]				
			Região l	Nordeste						
Efeitos	Tra	tamento: Educação d	o Pai	Tratamento: Educação da Mãe						
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior				
			Filhos							
Efeito Mediação	0,2795	0,2723	0,3187	0,2636	0,3172	0,5654				
	[0,1637; 0,4009]	[0,1537; 0,3944]	[0,1859; 0,4496]	[0,1462; 0,3881]	[0,1726; 0,4583]	[0,3612; 0,7573]				
Efeito Direto	0,2373	8,1115	-1,7241	4,2161	12,4571	-0,9073				
	[-1,1297; 1,5622]	[6,7103; 9,4695]	[-3,1207; -0,3705]	[2,8149; 5,5741]	[11,1513; 13,7228]	[-2,3109; 0,4529]				
Efeito Total	0,5168	8,3838	-1,4054	4,4798	12,7744	-0,3419				
	[-0,8343; 1,8227]	[6,9991; 9,7234]	[-2,7901; -0,0695]	[3,0960; 5,8183]	[11,4793; 14,0290]	[-1,7414; 0,9961]				
			Filhas							
Efeito Mediação	0,0935	0,0481	0,0824	0,0676	0,0785	0,1372				
	[-0,0531; 0,2281]	[-0,0723; 0,1590]	[-0,0851; 0,2382]	[-0,0531; 0,1783]	[-0,0572; 0,2043]	[-0,0888; 0,3432]				
Efeito Direto	1,4747	9,3412	-3,2463	2,8757	10,4527	-1,4678				
	[0,0226; 2,8821]	[7,9754; 10,6649]	[-4,7047; -1,8328]	[1,3963; 4,3095]	[9,1672; 11,6985]	[-2,9641; -0,0176]				
Efeito Total	1,5683	9,3893	-3,1638	2,9433	10,5312	-1,3305				
	[0,1325; 2,9585]	[8,0391; 10,7009]	[-4,6038; -1,7668]	[1,4823; 4,3609]	[9,2578; 11,7664]	[-2,8014; 0,1015]				

Tabela 4: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Português (continuação)

			Região Cen	tro-Oeste					
Efeitos	Trata	amento: Educação d	o Pai	Tra	tamento: Educação da	Mãe			
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior			
			Filhos						
Efeito Mediação	0,3188	0,4739	0,7474	0,5082	0,6798	1,0265			
	[0,1449; 0,5105]	[0,3006; 0,6551]	[0,5356; 0,9609]	[0,2605; 0,7772]	[0,4663; 0,8981]	[0,7616; 1,2946]			
Efeito Direto	0,0349	6,6930	-3,2274	3,0588	11,3754	1,4311			
	[-1,9352; 1,9442] 0,3537	[4,9403; 8,3917] 7,1670	[-4,9463; -1,5615] -2,4800	[0,9486; 5,1040] 3,5671	[9,6405;13,0568] 12,0552	[-0,2442; 3,0549] 2,4576			
Efeito Total	[-1,5995; 2,2420]	[5,4175; 8,8480]	[-4,1827; -0,8320]	[1,4831; 5,6329]	[10,3366; 13,7251]	[0,8035;4,0802]			
	[-1,3993, 2,2420]	[3,4173, 6,6460]		[1,4031, 3,0329]	[10,3300, 13,7231]	[0,8033,4,0802]			
			Filhas						
Efeito Mediação	0,2121	0,2855	0,4866	0,1662	0,3379	0,6491			
Dietto Mediação	[0,0668; 0,3731]	[0,1437; 0,4363]	[0,2573; 0,7067]	[0,0467; 0,3130]	[0,1615; 0,5171]	[0,3648; 0,9176]			
Efeito Direto	2,3801	6,1765	-2,4895	5,5558	10,5761	0,4202			
	[0,4192; 4,2804]	[4,5305; 7,7717]	[-4,2312; -0,8015]	[3,4699; 7,5774]	[8,9548; 12,1474]	[-1,3096; 2,0967]			
Efeito Total	2,5922	6,4620	-2,0029	5,7221	10,9140	1,0693			
	[0,6531; 4,4715]	[4,8342; 8,0326]	[-3,7326; -0,3457]	[3,6425; 7,7281]	[9,3091; 12,4669]	[-0,6417; 2,7296]			
	Região Sudeste								
Efeitos		amento: Educação d		Tratamento: Educação da Mãe					
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior			
			Filhos						
Efeito Mediação	0,3520	0,3168	0,4460	0,2996	0,4353	0,6492			
Licito Mcuiação	[0,2740; 0,4400]	[0,2481; 0,3900]	[0,3740; 0,5200]	[0,2233; 0,3800]	[0,3499; 0,5200]	[0,5315; 0,7600]			
Efeito Direto	-0,9920	7,7912	-3,1390	3,5927	11,1788	-0,5673			
	[-1,8990; -0,0500]	[6,9855; 8,6200]	[-3,8780; -2,3600]	[2,6281; 4,6000]	[10,3945; 11,9800]	[-1,2567; 0,1600]			
Efeito Total	-0,6390	8,1080	-2,6930	3,8923	11,6141	0,0819			
	[-1,548; 0,3100]	[7,3145; 8,9300]	[-3,4240; -1,9100]	[2,9302; 4,9000]	[10,8293; 12,4100]	[-0,6270; 0,7900]			
			Filhas						
Efeito Mediação	0,1912	0,1351	0,1528	0,1377	0,1253	0,2458			
Dieiro Mediação	[0,1155; 0,2700]	[0,0696; 0,2000]	[0,0802; 0,2200]	[0,0829; 0,1974]	[0,0636; 0,1944]	[0,1406; 0,3500]			
Efeito Direto	0,7088	6,5140	-2,2929	5,2486	10,2106	-0,2225			
	[-0,2437; 1,6900]	[5,7888; 7,2900]	[-3,0568; -1,5400]	[4,3297; 6,1809]	[9,5283; 10,9515]	[-0,9964; 0,6300]			
	0.9000	6,6491	-2.1401	5,3863	10,3359	0,0233			
Efeito Total	[-0,0305; 1,8800]	[5,9280; 7,4300]	[-2,9003; -1,3900]	[4,4765; 6,3352]	[9,6521; 11,0811]	[-0,7626; 0,9000]			

Tabela 4: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Português (continuação)

	Região Sul								
Efeitos	Trata	mento: Educação d	o Pai	Tratamento: Educação da Mãe					
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior			
			Filhos						
Efeito Mediação	0,1814	0,1405	0,3094	0,1556	0,3521	0,6897			
	[0,0981; 0,2721]	[0,0775; 0,2088]	[0,2133; 0,4076]	[0,0738; 0,2467]	[0,2234; 0,4794]	[0,5015; 0,8662]			
Efeito Direto	-0,1062	7,1256	1,0643	3,3200	8,5629	0,8022			
	[-1,4443; 1,1907]	[5,9286; 8,2858]	[-0,1469; 2,2383]	[1,8824; 4,7143]	[7,3698; 9,7192]	[-0,3896; 1,9574]			
Efeito Total	0,0752	7,2662	1,3738	3,4761	8,9150	1,4920			
Elello Iolai	[-1,2578; 1,3615]	[6,0727; 8,4120]	[0,1768; 2,5324]	[2,0431; 4,8556]	[7,7350; 10,0567]	[0,3124; 2,6333]			
			Filhas						
Efeito Mediação	0,1998	0,1532	0,2433	0,1678	0,1991	0,3464			
Elello Mediação	[0,1091; 0,2982]	[0,0768; 0,2336]	[0,1055; 0,3731]	[0,0721; 0,2711]	[0,0910; 0,3054]	[0,1654; 0,5155]			
Efeito Direto	2,5040	6,9716	0,1064	4,0956	9,1518	1,8315			
Eleito Difeto	[1,1427; 3,8235]	[5,8141; 8,0935]	[-1,1688; 1,3423]	[2,6582; 5,4888]	[7,9965; 10,2716]	[0,5786; 3,0457]			
Efaita Tatal	2,7039	7,1248	0,3497	4,2635	9,3510	2,1779			
Efeito Total	[1,3482; 4,0136]	[5,9777; 8,2344]	[-0,9112; 1,5737]	[2,8393; 5,6447]	[8,2040; 10,4579]	[0,5786; 3,0457]			

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Matemática

	Região Norte									
Efeitos	Trat	amento: Educação d	o Pai	Trat	amento: Educação da	Mãe				
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior				
			Filhos							
Efeito Mediação	0,4850	0,8215	0,9812	0,3871	0,9784	1,4576				
	[0,2870; 0,6963]	[0,5977; 1,0489]	[0,7581; 1,2030]	[0,2004; 0,5897]	[0,7277; 1,2312]	[1,1691; 1,7459				
Efeito Direto	0,3788	6,7727	-0,9873	5,2252	10,6054	0,5289				
	[-1,4150; 2,1175]	[5,0693; 8,4235]	[-2,5673; 0,5438]	[3,3442; 7,0483]	[8,9522; 12,2077]	[-1,0579; 2,0670				
Efeito Total	0,8639	7,5942	-0,0061	5,6123	11,5839	1,9866				
	[-0,9141; 2,6142]	[5,8971; 9,2437]	[-1,5804; 1,5290]	[3,7488; 7,4287]	[9,9477; 13,1856]	[0,3935; 3,5637]				
			Filhas							
Efeito Mediação	0,2570	0,4154	0,6754	0,3418	0,4579	0,9094				
	[0,1165; 0,4139]	[0,2438; 0,5958]	[0,4427; 0,9021]	[0,1583; 0,5397]	[0,2891; 0,6340]	[0,6141; 1,1889]				
Efeito Direto	-0,1198	4,6116	-3,4439	5,6612	9,8747	0,9669				
	[-1,9235; 1,6282]	[3,0361; 6,1386]	[-5,0427; -1,8944]	[3,7517;7,5119]	[8,3390; 11,3631]	[-0,6665; 2,5501				
Efeito Total	0,1372	5,0270	-2,7685	6,0031	10,3326	1,8763				
	[-1,6523; 1,8637]	[3,4647; 6,5330]	[-4,3524; -1,2327]	[4,1065; 7,8265]	[8,8064; 11,8057]	[0,2502; 3,4729]				
	Região Nordeste									
Efeitos	Trat	amento: Educação d	o Pai	Tratamento: Educação da Mãe						
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior				
			Filhos							
Efeito Mediação	0,3035	0,3281	0,3889	0,3267	0,4218	0,6785				
	[0,1898; 0,4229]	[0,2097; 0,4511]	[0,2582; 0,5233]	[0,2075; 0,4508]	[0,2784; 0,5635]	[0,4765; 0,8691]				
Efeito Direto	-0,1867	5,5104	-2,4688	4,4363	10,6221	-0,9605				
	[-1,5215; 1,1069]	[4,1423; 6,8364]	[-3,8303; -1,1493]	[3,0638; 5,7667]	[9,3500; 11,8550]	[-2,3284; 0,3652				
Efeito Total	0,1168	5,8385	-2,0798	4,7631	11,0439	-0,2820				
	[-1,2036; 1,3909]	[4,4842; 7,1448]	[-3,4303; -0,7806]	[3,4048; 6,0725]	[9,7828; 12,2630]	[-1,6424;1,0267]				
			Filhas							
Efeito Mediação	0,1576	0,1287	0,1949	0,1259	0,1665	0,2997				
	[0,0210; 0,2856]	[0,0185; 0,2330]	[0,0383; 0,3401]	[0,0161; 0,2342]	[0,0402; 0,2851]	[0,0892; 0,4964]				
Efeito Direto	0,5292	6,0142	-4,5423	3,4456	8,2599	-1,1245				
	[-0,8281; 1,8447]	[4,7298; 7,2590]	[-5,9094; -3,2174]	[2,0671; 4,7817]	[7,0526; 9,4301]	[-2,5278; 0,2354				
Efeito Total	0,6868 [-0,6541; 1,9883]	6,1430 [4,8734; 7,3719]	-4,3473	3,5715	8,4265	-0,8248				

Tabela 5: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Matemática (continuação)

			Região Co	entro-Oeste				
Efeitos	Trat	amento: Educação o	lo Pai	Tra	tamento: Educação da	Mãe		
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior		
			Filhos					
Efeito Mediação	0,3903	0,5949	0,9222	0,5252	0,7660	1,2624		
	[0,1890; 0,6133]	[0,4021; 0,7949]	[0,6946;1,1497]	[0,2711; 0,8005]	[0,5439; 0,9927]	[0,9886; 1,5385]		
Efeito Direto	0,4534	5,0038	-4,0196	4,837	10,6503	1,0614		
	[-1,4821; 2,3293]	[3,2694; 6,6847]	[-5,7211; -2,3705]	[2,7448; 6,8650]	[8,9319; 12,3157]	[-0,5981; 2,6699]		
Efeito Total	0,8437	5,5987	-3,0973	5,3624	11,4163	2,3239		
	[-1,0687; 2,7166]	[3,8775;7,2921]	[-4,7894; -1,4528]	[3,2973; 7,4166]	[9,7062; 13,0781]	[0,6754; 3,9480]		
			Filhas					
Efeito Mediação	0,2986	0,3387	0,6891	0,2179	0,4121	0,8970		
	[0,1451; 0,4701]	[0,1964; 0,4905]	[0,4606; 0,9205]	[0,0801; 0,3784]	[0,2389; 0,5948]	[0,6158; 1,1690]		
Efeito Direto	1,8395	3,7035	-3,2938	4,6468	8,3171	1,4582		
	[-0,0468; 3,6679]	[2,112; 5,2459]	[-4,9806; -1,6589]	[2,6472; 6,5849]	[6,7515; 9,8344]	[-0,2155; 3,0803]		
Efeito Total	2,1382	4,0423	-2,6046	4,864	8,7291	2,3552		
	[0,2647; 3,9436]	[2,4636; 5,5618]	[-4,2739; -0,9919]	[2,8750; 6,7856]	[7,1763; 10,2261]	[0,7005; 3,9817]		
			Região	Sudeste	•			
Efeitos	Trat	amento: Educação o	lo Pai	Tratamento: Educação da Mãe				
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior		
			Filhos					
Efeito Mediação	0,5350	0,5241	0,7330	0,4254	0,6738	1,0397		
	[0,4380; 0,6400]	[0,4354; 0,6100]	[0,6460; 0,8300]	[0,3243; 0,5300]	[0,5772; 0,7700]	[0,9375; 1,1600]		
Efeito Direto	-0,2780	6,8080	-3,1190	3,6532	10,1391	-1,0295		
	[-1,2590; 0,6900]	[5,9848; 7,6200]	[-3,8570; -2,3600]	[2,6707; 4,6100]	[9,3227; 10,9800]	[-1,8230; -0,3000]		
Efeito Total	0,2580	7,3321	-2,3860	4,0786	10,8128	0,0102		
	[-0,7130; 1,2400]	[6,5147; 8,1200]	[-3,1190; -1,6100]	[3,0753; 5,0600]	[10,0006; 11,6600]	[-0,7667; 0,7400]		
			Filhas					
Efeito Mediação	0,3606	0,3732	0,4870	0,2487	0,3494	0,7360		
	[0,2749; 0,4600]	[0,3045; 0,4500]	[0,4070; 0,5700]	[0,1800; 0,3200]	[0,2804; 0,4300]	[0,6150; 0,8500]		
Efeito Direto	0,6617	5,4392	-2,4870	5,2198	8,9582	-0,1680		
	[-0,3165; 1,5500]	[4,7032; 6,2100]	[-3,2620; -1,7600]	[4,2783; 6,1600]	[8,2593; 9,7100]	[-0,9120; 0,6200]		
Efeito Total	1,0223	5,8124	-2,0000	5,4684	9,3076	0,5680		
	[0,0409; 1,9100]	[5,0760; 6,5900]	[-2,7940; -1,2800]	[4,5355; 6,4200]	[8,6072; 10,0600]	[-0,1720; 1,3500]		

Tabela 5: Efeitos direto, indireto e total da escolaridade dos pais para a disciplina de Matemática (continuação)

	Região Sul								
Efeitos	Trat	amento: Educação o	lo Pai	Trata	Tratamento: Educação da Mãe				
	Fundamental	Médio	Superior	Fundamental	Médio	Superior			
			Filhos						
Efeito Mediação	0,3006	0,2628	0,5368	0,2462	0,6253	1,1495			
Elello Mediação	[0,1843; 0,4236]	[0,1670; 0,3635]	[0,4157; 0,6563]	[0,1319; 0,3703]	[0,4848; 0,7653]	[0,9552; 1,3415]			
Efeito Direto	0,2643	5,4229	0,1699	3,8321	6,8455	1,1154			
Elello Direto	[-1,0610; 1,5489]	[4,2480; 6,5617]	[-1,0166; 1,3199]	[2,4135; 5,2071]	[5,6730; 7,9818]	[-0,0521; 2,2470]			
Efeito Total	0,5650	5,6858	0,7067	4,0784	7,4709	2,2649			
Efeito Iotai	[-0,7498; 1,8359]	[4,5198; 6,8160]	[-0,4742; 1,8507]	[2,6715; 5,4432]	[6,3065; 8,6013]	[1,1068; 3,3994]			
			Filhas						
Pf.: 1. M. 1: 7 .	0,2449	0,2328	0,4309	0,2332	0,3426	0,5983			
Efeito Mediação	[0,1460; 0,3517]	[0,1507; 0,3188]	[0,2933; 0,5656]	[0,1312; 0,3427]	[0,2342; 0,4552]	[0,4184; 0,7683]			
Pf.:t. Dim.	1,4124	4,9485	0,1631	5,2499	7,6394	1,8296			
Efeito Direto	[0,0946; 2,6895]	[3,8275; 6,0350]	[-1,07847; 1,3665]	[3,86115; 6,5959]	[6,5168; 8,7275]	[0,6095; 3,0122]			
Efaita Tatal	1,6574	5,1814	0,5941	5,4831	7,9821	2,4280			
Efeito Total	[0,3473; 2,9238]	[4,0676; 6,2575]	[-0,6334; 1,7813]	[4,1022; 6,8161]	[6,8665; 9,0526]	[1,2160; 3,5938]			

Fonte: Elaboração própria. Nota: Os termos entre chave dizem respeito ao intervalo de confiança.

se, assim, um diferencial menor para os tratados, ou até mesmo negativo.

Ressalta-se também que esses resultados negativos foram observados apenas para a escolaridade do pai, em que, por se tratar de filhos de pai com ensino superior e que estudam em escolas públicas, acredita-se que, embora este apresente Índice de Condição Socioeconômica superior aos outros pais que possuem apenas o fundamental ou o médio (ver Tabela 3), o pai não tem condição financeira suficiente para colocar os filhos em escolas particulares, embora com escolaridade mais elevada. Nesse caso, espera-se que, para assegurar essas melhores condições, o pai está mais propenso a trabalhos que, diante das exigências do mercado de trabalho, exigem mais horas trabalhadas, o que pode reduzir o tempo de convivência destes para com os filhos, ao ponto de que o efeito desse pai sobre o desempenho do filho seja dado mais fortemente via condição socioeconômica, e ao isolar esse efeito da escolaridade do pai, esta passa a ser negativa. Entretanto, um efeito total negativo não implica, necessariamente, que pais mais escolarizados não possam intervir de forma eficaz na vida de seus filhos, pois estes podem influenciar positivamente o rendimento escolar dos filhos indiretamente, por meio de suas condições socioeconômicas, de modo a proporcioná-los maiores investimentos educacionais, além de um ambiente familiar mais adequado ao aprendizado de modo a compensar a restrição de tempo a qual estes estão sujeitos.

A fim de fazer comparações e dar suporte a esses resultados, buscou-se na literatura artigos que separem o efeito da educação da mãe e do pai sobre o desempenho dos filhos e que considerem outras variáveis no modelo, a fim de minimizar o viés e isolar esses efeitos, porém, não foi encontrado. de Araújo & de Siqueira (2010) procuraram evidenciar quais atributos pessoais e escolares são determinantes no desempenho dos alunos em testes de proficiência de matemática para uma turma de 4ª série, mas consideraram apenas a escolaridade da mãe para representar a escolaridade dos pais. e Silva et al. (2017) avaliaram a influência da escolaridade dos pais (mãe e pai) e a renda familiar no desempenho dos alunos do ensino médio, por meio da análise de variância a partir dos microdados disponibilizados pelo INEP do ENEM realizado em 2013, entretanto, não estimaram os efeitos dessas variáveis levando em conta outras variáveis importantes na determinação do desempenho.

Levando-se em consideração a heterogeneidade dos efeitos entre pai e mãe, o efeito total da educação da mãe, para filhos e filhas, domina o efeito total da educação do pai, para todos os estratos de escolaridade, indicando que, a educação da mãe possui maior influência sobre os resultados escolares dos filhos do que o pai, para ambas as disciplinas, diferentemente do que é evidenciado por Marbuah (2016) e, Mendes & Karruz (2012). Além disso, nas categorias de escolaridade média e superior, a educação da mãe possui maior influência tanto direta quanto indireta sobre os resultados acadêmicos de filhos e filhas, quando comparada aos mesmos estratos educacionais do pai, indicando que a mãe possui maior influência no resultado dos filhos do que o pai, tanto direta quanto indiretamente.

Uma maior importância da educação da mãe sobre o rendimento escolar dos filhos pode ser explicada pela maior convivência desta com a criança, de modo que, mães mais escolarizadas podem otimizar o tempo gasto com os filhos, tornando mais eficiente o seu envolvimento para com estes, ao ponto de

vel superior torna-se negativa, comprovando que os sinais permanecem robustos mesmo após mudança de método.

auxiliá-los na realização de tarefas extraescolares. Na categoria mais baixa de escolaridade, em média, o pai possui uma influência indireta marginalmente maior do que a da mãe, com maior diferencial registrado nas regiões Norte (20%) e Sudeste (38,85%), para filhos e filhas, respectivamente, em Língua Portuguesa e, em Matemática a Região Sudeste com 25,76% para homens e 45% para mulheres.

Ao comparar o efeito total causal de cada tratamento entre gênero, verificase que, na Região Norte, para as duas disciplinas, o nível de educação do pai exerce maior influência sobre o rendimento escolar dos filhos do que para as filhas, para todos os estratos de escolaridade, não havendo um padrão para as demais regiões. Ressalta-se também, para a mesma região, que o diferencial de efeitos da educação do pai entre filhos e filhas é maior no estrato de ensino superior, com diferença de 2,7 pontos, em Português, e 2,8 pontos em Matemática, a favor de alunos do sexo masculino. Observa-se, também, um padrão para o efeito total da educação da mãe nas regiões Nordeste e Sul. No Nordeste, a educação da mãe possui maior influência sobre os resultados dos filhos, com maior diferencial de efeito no estrato de ensino médio completo, com magnitude de 2,2 e 2,6 pontos em Português e Matemática, respectivamente, a favor dos filhos. Já para a Região Sul esse efeito é maior para as filhas, com maior diferença de efeitos entre gênero na categoria de ensino fundamental, com 0,79 e 1,4 pontos a mais que os homens, em Português e Matemática, respectivamente. Ressalta-se também que, não foi verificado um mesmo padrão, para todos os estratos de escolaridade, nas demais regiões.

Ao comparar os efeitos totais estimados entre regiões, os resultados para as duas disciplinas evidenciam que, na Região Sul filhos e filhas reagem mais ao efeito da educação do pai do que nas demais regiões, para o estrato mais alto de educação. Em relação aos níveis de educação, fundamental e médio, a escolaridade do pai possui influência mais efetiva sobre a Região Norte, para os filhos. Já para as filhas, tal efeito é maior para o Centro-Oeste, para o estrato inferior da educação do pai, e para a categoria de ensino superior encontra-se a Região Nordeste, a qual se mostrou mais sensível à educação do pai para esse nível de escolaridade, tanto em Português quanto em Matemática. Em relação à educação da mãe, alunos pertencentes à Região Norte reagem mais ao efeito total da escolaridade da mãe com ensino fundamental ou médio completo, excetuando-se os filhos, para o estrato de ensino médio, na disciplina de Português, sendo que, o Nordeste registra maior influência total com magnitude de 12,8 pontos, aproximadamente. Para a categoria de educação mais elevada (ensino superior), os maiores efeitos totais para os filhos são registrados pela Região Centro-Oeste com magnitude de 2,5 e 2,3 pontos, aproximadamente, a favor dos tratados, para as proficiências de Português e Matemática, respectivamente. Já para as filhas, o impacto total da educação da mãe com ensino superior é verificado na Região Sul do país, com importância de 2,2 e 2,4 pontos em Português e Matemática, respectivamente.

Particionando o efeito total causal pode-se verificar uma heterogeneidade dos efeitos, tanto direto quanto indireto, entre homens e mulheres e, também, entre regiões. A influência indireta da escolaridade tanto do pai quanto da mãe via mediação das condições socioeconômicas, em média, é maior para os filhos do que para as filhas, para todos os níveis de educação dos pais considerados neste estudo, indicando que, o efeito mediação via condição socioeconômica da família perde força quando o filho é do sexo feminino, para ambas as regiões do Brasil. Ressalta-se também que, o maior diferencial de efeitos

entre gênero é verificado na Região Nordeste, em todos os estratos de educação, com maior heterogeneidade nos níveis de escolaridade, médio (466,1%) e superior (312,1%) em Português e, em Matemática, médio (154,9%) e fundamental (159,5%), para pai e mãe, respectivamente.

Em relação às diferenças inter-regionais do efeito de mediação causal, os resultados para Português evidenciam que, na Região Norte, os alunos reagem mais ao efeito da educação dos pais via condição socioeconômica do que alunos das demais regiões, para todas as categorias de educação dos pais, excetuando-se a primeira, para a educação da mãe, para a qual o maior efeito indireto é registrado pelo Centro-Oeste (0,5 pontos) para estudantes do sexo masculino. O mesmo é verificado para Matemática, exceto para o estrato inferior de escolaridade do pai, sendo que o Sudeste registra os maiores efeitos médios de mediação causal com magnitude de 0,54 e 0,36 pontos, para homens e mulheres, respectivamente, e para filhas de pai com ensino superior e filhos de mãe com ensino fundamental pertencentes à Região Centro-Oeste. No que diz respeito ao efeito direto, a maior influência positiva do mesmo, é verificado na Região Norte para filhos de pai com ensino fundamental e médio completo, em Português, e filhas de mãe com esse mesmo nível de escolaridade, para ambas as disciplinas. Os resultados do estrato mais elevado de educação dos pais revelam que a Região Sul reage mais ao efeito direto da educação do pai do que as demais regiões do país. Resultado semelhante é verificado para o efeito direto da educação da mãe, para o mesmo nível de escolaridade, com exceção dos filhos, sendo que tal efeito é maior no Centro-Oeste para a disciplina de Português, com magnitude de 1,4 pontos a favor dos indivíduos tratados.

Considerações Finais

Este estudo visa mensurar os efeitos do nível de escolaridade dos pais sobre o desempenho escolar de alunos do 5° ano do ensino fundamental da rede pública de ensino, levando-se em consideração a heterogeneidade de tais efeitos entre gêneros e regiões, da área urbana do Brasil. O mesmo fez uso de informações extraídas do SAEB, Censo Escolar e da Plataforma de Indicadores Sociais disponibilizadas pelo INEP, para o ano de 2015.

Estudos referentes ao desempenho escolar evidenciam que maiores níveis educacionais dos pais estão associados a melhores resultados escolares de seus filhos, tanto a nível nacional (Melo & Arakawa 2012, Mendes & Karruz 2012), quanto a nível internacional (Glick & Sahn 2000, Chen 2009, Jerrim & Micklewright 2011). No entanto, uma determinada parcela dessa contribuição da educação dos pais se dá de forma indireta via condição socioeconômica da família, até então, não levada em consideração pela literatura. Desse modo, este estudo pretende contribuir com a literatura ao estimar as direções causais da educação dos pais sobre o rendimento escolar dos filhos, além de decompor tal efeito em duas parcelas, efeito direto e indireto, sendo que, neste último, a escolaridade dos pais afeta indiretamente o desempenho dos filhos por meio do nível socioeconômico da família, a qual se encontra na via de causalidade entre o nível de instrução dos pais e o desempenho escolar dos alunos.

Visando atingir o objetivo proposto por este trabalho, utilizou-se o método de efeito de mediação causal, o qual permite capturar a parcela do efeito de uma variável de tratamento sobre a variável de resultado que pode ser explicado por seu efeito na variável mediadora, permitindo, assim, particionar o efeito médio total da escolaridade dos pais nos efeitos, direto e indireto (mediação).

A partir dos resultados encontrados, verificou-se que, o efeito médio de mediação causal ganha força à medida que a educação dos pais aumenta, indicando que, pais mais escolarizados possuem, em média, melhores condições socioeconômicas, potencializando-se, assim, o efeito indireto da educação dos mesmos sobre o rendimento escolar dos filhos via condição socioeconômica da família. Ademais, no extremo superior de educação (superior completo), em média, há uma predominância do efeito indireto em detrimento ao efeito direto, sobre o rendimento escolar dos filhos, sugerindo que, pais com ensino superior completo possuem maior influência via condição socioeconômica do que de forma direta, indicando que, o efeito da educação dos pais para o extremo superior da distribuição de escolaridade destes, pode ser superestimado ao desconsiderar o efeito indireto associado ao nível socioeconômico da família, até então, não levado em consideração pela literatura.

As estimativas também mostram que o impacto total da educação da mãe domina o efeito total da educação do pai em todos os níveis de escolaridade. Além disso, nas categorias de escolaridade média e superior, a educação da mãe possui maior influência tanto direta quanto indireta sobre os resultados acadêmicos de filhos e filhas, quando comparada aos mesmos estratos educacionais do pai.

Torna-se importante destacar também que os resultados aqui encontrados apontam para diferenças nos efeitos causais entre gêneros e regiões, indicando que, filhos e filhas, além das macrorregiões brasileiras, reagem de forma diferenciada aos efeitos da educação dos pais. Na Região Norte, o nível de instrução do pai exerce maior influência sobre o rendimento escolar dos filhos quando comparado às filhas, em todos os estratos de educação. Em relação à educação da mãe, esta possui maior influência sobre os resultados dos filhos, na Região Nordeste, e maior efeito sobre as filhas pertencentes à Região Sul do país.

Ao decompor o efeito total verificou-se que, a influência indireta da escolaridade dos pais via mediação das condições socioeconômicas, em média, é maior para os filhos do que para as filhas, em todos os estratos de escolaridade dos pais, evidenciando que, o efeito médio de mediação causal perde força quando o filho é do sexo feminino, para ambas as regiões do país.

Diante do exposto, os resultados sugerem que pais mais escolarizados transmitem para seus filhos uma determinada parcela de vantagens educacionais por meio do nível socioeconômico familiar, o qual é afetado pela educação dos mesmos devido aos retornos privados do capital humano. Este estudo também procurou contribuir com a literatura ao fornecer indícios que, parte da disparidade de desempenho entre meninos e meninas e entre regiões estão associadas não apenas às desigualdades na distribuição de características relacionadas a esses grupos, mas, também, as formas pelas quais estes reagem a diferentes fatores, em especial, a educação dos pais.

Referências Bibliográficas

Albernaz, A., Ferreira, F. H. G. & Franco, C. (2002), 'Qualidade e equidade no Ensino Fundamental brasileiro', *Pesquisa e Planejamento Econômico - IPEA*

32, 453–76.

Araújo, E. S. d. P. & Almeida, A. T. C. d. (2013), 'Avaliação dos resultados educacionais dos alunos das escolas municipais de João Pessoa - PB', Gestão & Aprendizagem 2(2), 46-63.

Associação Brasileira de Empresas de Pesquisa (2014), 'Critério de classificação econômica Brasil'.

Barbosa, M. E. F. & Fernandes, C. (2001), 'A escola brasileira faz diferença? Uma investigação dos efeitos da escola na proficiência em Matemática dos alunos da 4ª série', Promoção, Ciclos e Avaliação Educacional, Porto Alegre, Art-*Med* pp. 155–172.

Barros, R. P. & Lam, D. (1993), 'Desigualdade de renda, desigualdade em educação e escolaridade das crianças no Brasil', Pesquisa e Planejamento Econômico 23(2).

Becker, G. S. & Chiswick, B. R. (1966), 'Education and the distribution of earnings', The American Economic Review (56), 358-369.

Chen, Q. (2009), 'Family background, ability and student achievement in rural China - identifying the effects of unobservable ability using faminegenerated instruments', Gansu Survey of Children and Families.

Coleman, J. S. (1966), 'Equality of educational opportunity', Washington, U.S. Government Printing Office.

de Araújo, F. R. A. & de Siqueira, L. B. O. (2010), 'Determinantes do desempenho escolar dos alunos da 4ª série do Ensino Fundamental no Brasil', Revista Economia e Desenvolvimento 9(2).

de Serf'02, M. (2002), 'The effects of family, social and background factors on children's educational attainment', Honors Projects.

e Silva, A. C. L., de Oliveira Mota, R., Lima, J. C. F., Queiroz, F. C. B. P. & Noronha, S. L. (2017), 'A influência da escolaridade dos pais e da renda familiar no desempenho dos candidatos do ENEM', XXXVII Encontro Nacional de Engenharia de Produção.

Felício, F. & Fernandes, R. (2005), 'O efeito da qualidade da escola sobre o desempenho escolar: uma avaliação do Ensino Fundamental do Estado de São Paulo', Encontro Nacional da ANPEC, Anais do XXXIII Encontro Nacional da ANPEC.

Glick, P. & Sahn, D. E. (2000), 'Schooling of girls and boys in a West African country: the effects of parental education, income, and household structure', Economics of Education Review 19(1), 63-87.

Gonçalves, M. E., Rios-Neto, E. L. & César, C. C. (2008), 'Evasão no Ensino Fundamental brasileiro: identificação e análise dos principais determinantes', XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caxambu.

Hanushek, E. A. & Woessmann, L. (2010), 'Education and economic growth', Economics of Education pp. 60-67.

Imai, K., Tingley, D. & Keele, L. (2010), 'A general approach to causal mediation analysis', *Psychological Methods* **15**(4), 309–334.

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2015a), 'Indicador de adequação da formação do docente da educação básica'.

Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (2015b), 'Microdados do SAEB (ANEB/Prova Brasil)'.

Jerrim, J. & Micklewright, J. (2011), 'Children's cognitive ability and parents' education: distinguishing the impact of mothers and fathers', Persistence, Privilege and Parenting: The Comparative Study of Intergenerational Mobility, Russell Sage Foundation, New York, NY.

Levacic, R., Jenkins, A., Vignoles, A., Steele, F. & Allen, R. (2005), Estimating the relationship between school resources and pupil attainment at Key Stage 3, Department for Education and Skills/Institute of Education, University of London, Londres.

Lochner, L. & Moretti, E. (2004), 'The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports', *American Economic Review* **94**(1), 155–189.

Marbuah, D. A.-A. (2016), 'Influence of parental income and educational attainment on children's years of schooling: case of Ghana', Master's thesis in Sociology of Education.

Medeiros, M. & de Oliveira, L. F. B. (2013), 'Potencial de convergência regional em educação no Brasil', Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Texto para Discussão.

Melo, L. M. C. & Arakawa, V. H. (2012), 'Existe desigualdade regional na relação entre *background familiar* e desempenho escolar dos filhos? Evidências para as grandes regiões do Brasil', XVIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP. São Paulo.

Mendes, B. D. & Karruz, A. P. (2012), 'Background familiar, desigualdade regional e o desempenho no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM)', Belo Horizonte, Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG) pp. 1–25.

Menezes Filho, N. A. (2012), Os determinantes do desempenho escolar do Brasil, 1 edn, Saraiva, São Paulo.

Nieto, S. & Ramos, R. (2013), 'Decomposition of differences in PISA results in middle income countries', *Background* paper prepared for the education for all global monitoring report 2013/4, Teaching and learning: achieving quality for all.

Palermo, G. A., Silva, D. B. N., Novellino, M. S. F. et al. (2014), 'Fatores associados ao desempenho escolar: uma análise da proficiência em Matemática dos alunos do 5º ano do Ensino Fundamental da rede municipal do Rio de Janeiro', *Revista Brasileira de Estudos de População* **31**(2), 367–394.

Peraita, C. & Sánchez, M. (1998), 'The effect of family background on children's level of schooling attainment in Spain', Applied Economics **30**(10), 1327–1334.

Shirasu, M. R. & Arraes, R. d. A. (2015), 'Determinantes da Evasão e Repetência Escolar no Ensino Médio do Ceará', Rev. Econ. NE, Fortaleza 46, 117-136.

Soares, J. F. (2004), 'O efeito da escola no desempenho cognitivo de seus alunos', REICE - Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia v Cambio en Educación 2(2).

Soares, S. & Sátyro, N. (2008), 'O impacto de infra-estrutura escolar na taxa de distorção idade-série das escolas brasileiras de ensino fundamental: 1998 a 2005'.

Souza, M. I. A., Taques, F. H., de Oliveira, J. d. C. & Alencar, D. A. (2013), 'Relação entre a desigualdade e educação no Brasil: uma estimativa de dados em painel (1995-2009)', Textos de Economia **16**(2), 111–142.

Steele, F., Vignoles, A. & Jenkins, A. (2007), 'The effect of school resources on pupil attainment: a multilevel simultaneous equation modelling approach', Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society) **170**(3), 801–824.

Vieira, M. A. & Tenório, R. M. (2014), 'Impacto da escolaridade dos pais e nível socioeconômico familiar nos resultados de testes cognitivos', IV Congresso Ibero, Americano de Política e Administração da Educação, VII Congresso Luso Brasileiro de Política e Administração da Educação, Porto, Portugal.

Apêndice A

Análise de Componentes Principais (PCA)

Com o intuito de agregar as informações contidas nas variáveis descritas na Tabela 2 em uma só variável, Índice de Condição Socioeconômica dos Alunos, utilizou-se o método estatístico de Análise dos Componentes Principais (PCA), o qual tem por objetivo reduzir um conjunto de variáveis em uma única que possa explicar as variabilidades desse conjunto, por meio da combinação linear não correlacionada de comprimento unitário do conjunto de variáveis que contêm a maior parte da variação, particionando, assim, as informações contidas nas variáveis em componentes ortogonais, sendo que o primeiro componente possui a maior variabilidade e, consequentemente, contendo mais informações, dentre todos os demais componentes posteriores.

Considere uma matriz $C_{n\times n}$ de correlação ou de covariância do conjunto de variáveis, utilizadas para a criação do PCA, a serem analisadas. A decomposição da matriz C é dada por

$$C = V \wedge V' = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i V_i V_i'$$

em que os λ_i é o i-ésimo autovalor associado ao i-ésimo autovetor V_i associados à matriz C, na qual os autovetores são ortogonais. Os Autoval medem as variâncias dos componentes principais, e, consequentemente, tem-se que $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \lambda_n \geq 0$, pois como dito anteriormente os componentes principais predecessores possuem maior variância em comparação aos seus sucessores. Ressalta-se também que a matriz \wedge corresponde à matriz diagonal na qual nas entradas da diagonal principal estão os Autoval e, diante disso, $Tr(C) = \sum_{i=1}^n \lambda_i$ = variância total do conjunto de variáveis. Já os autovetores são os próprios componentes da matriz C.

Os resultados da Análise de Componentes Principais (PCA), gerados para cada tratamento considerado nesse estudo, estão explicitados na Tabela A.1 a qual apresenta os Autoval da matriz de correlação, do maior para o menor, associados a cada componente, além da proporção de informações contidas em cada componente principal. Além do mais, a mesma também explicita os autovetores de cada variável levada em consideração para a criação do índice, associados às suas respectivas componentes. Os autovetores correspondentes são os componentes principais os quais possuem Comprimento 1, pois, a soma dos quadrados dos coeficientes das variáveis associados a cada componente, em particular, é unitário, por exemplo, da primeira coluna (Componente 1) na parte da tabela que descreve os autovetores, tem-se que $(0,3302)^2 + (0,2453)^2 + (0,1401)^2 + (0,3928)^2 + (0,3825)^2 + (0,4427)^2 + (0,3043)^2 + (0,1465)^2 = 1.$

O conjunto de informações aqui considerado para o cálculo das componentes é composto por nove variáveis, as quais são descritas na Tabela 2. Foram geradas, ao todo, nove componentes, sendo que a primeira corresponde a cerca de 21% a 22% da variância total, enquanto a última, contém cerca de 7% a 8% das informações contidas no conjunto de variáveis.

Tabela A.1: Componentes principais - autovalores

	Autovalores	Diferença	Proporção	Cumulativo	Autovalores	Diferença	Proporção	Cumulativo		
Componentes			1: Educação da				ento Nível 1: Educação do Pai			
	•		,		•		,			
Componente1	1,9349	0,9009	0,2150	0,2150	1,9415	0,9047	0,2157	0,2157		
Componente2	1,0340	0,0303	0,1149	0,3299	1,0368	0,0300	0,1152	0,3309		
Componente3	1,0037	0,0387	0,1115	0,4414	1,0068	0,0395	0,1119	0,4428		
Componente4	0,9650	0,0380	0,1072	0,5486	0,9673	0,0446	0,1075	0,5502		
Componente5	0,9269	0,0575	0,1030	0,6516	0,9227	0,0534	0,1025	0,6528		
Componente6	0,8694	0,0830	0,0966	0,7482	0,8693	0,0829	0,0966	0,7494		
Componente7	0,7864	0,0299	0,0874	0,8356	0,7864	0,0332	0,0874	0,8367		
Componente8	0,7566	0,0335	0,0841	0,9197	0,7532	0,0369	0,0837	0,9204		
Componente9	0,7231	-	0,0803	1	0,7162	=	0,0796	1		
Componentes	Trata	amento Nível	2: Educação da	ı Mãe	Trat	tamento Nível	2: Educação do	o Pai		
Componente1	1,9422	0,9038	0,2158	0,2158	1,9516	0,9111	0,2168	0,2168		
Componente 2	1,0383	0,0252	0,1154	0,3312	1,0405	0,0279	0,1156	0,3324		
Componente3	1,0131	0,0399	0,1126	0,4437	1,0125	0,0395	0,1125	0,4449		
Componente4	0,9733	0,0544	0,1081	0,5519	0,9730	0,0586	0,1081	0,5531		
Componente5	0,9189	0,0524	0,1021	0,6540	0,9144	0,0484	0,1016	0,6547		
Componente6	0,8665	0,0790	0,0963	0,7503	0,8661	0,0785	0,0962	0,7509		
Componente7	0,7875	0,0382	0,0875	0,8378	0,7876	0,0389	0,0875	0,8384		
Componente8	0,7493	0,0384	0,0833	0,9210	0,7487	0,0431	0,0832	0,9216		
Componente9	0,7109	-	0,0790	1	0,7057	-	0,0784	1		
Componentes	Trata	amento Nível	3: Educação da	ı Mãe	Tratamento Nível 3: Educação do Pai					
Componente1	2,0135	0,9633	0,2237	0,2237	2,0135	0,9633	0,2237	0,2237		
Componente2	1,0503	0,0329	0,1167	0,3404	1,0503	0,0329	0,1167	0,3404		
Componente3	1,0174	0,0447	0,1130	0,4535	1,0174	0,0447	0,1130	0,4535		
Componente4	0,9726	0,0826	0,1081	0,5615	0,9726	0,0826	0,1081	0,5615		
Componente5	0,8901	0,0400	0,0989	0,6604	0,8901	0,0400	0,0989	0,6604		
Componente6	0,8501	0,0631	0,0945	0,7549	0,8501	0,0631	0,0945	0,7549		
Componente7	0,7869	0,0558	0,0874	0,8423	0,7869	0,0558	0,0874	0,8423		
Componente8	0,7311	0,0431	0,0812	0,9236	0,7311	0,0431	0,0812	0,9236		
Componente9	0,6880	-	0,0764	1	0,6880	-	0,0764	1		

Tabela A.1: Componentes principais - autovetores (continuação)

Variável	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6	Comp7	Comp8	Comp9
			Trat	amento Nível	1: Educação	da Mãe			
Tv	0,4478	0,1146	-0,2034	-0.0626	-0.1405	-0.0934	-0,2982	-0,4363	-0,6583
Radio	0,3302	0,2262	-0,4724	-0.0524	-0.0856	-0,6273	0,1492	0,3904	0,1959
Dvd	0,2453	0,5822	-0,3125	0,0946	0,2784	0,6011	-0.0719	0,0329	0,2218
Geladeira	0,1401	0,4641	0,5878	0,5568	0,0329	-0.3024	0,0529	-0,1152	0,0298
Freezer	0,3928	-0.0818	0,2257	-0,2766	0,2951	0,115	0,7474	0,0293	-0,2278
Maq_roupa	0,3825	-0.1809	0,3660	-0,1725	0,2845	0,0243	-0,5431	0,5285	-0.0364
Carro	0,4427	-0,2706	0,0804	-0,1302	-0.0552	-0,0515	-0.0872	-0,5242	0,6475
Banheiro	0,3043	-0,1286	0,0736	0,2418	-0,7710	0,3579	0,1302	0,296	-0.0025
Empregada	0,1465	-0,5022	-0,3090	0,7019	0,3590	0,0222	0,0523	0,0195	-0,0754
Tratamento Nível 2: Educação da Mãe									
TV	0,4571	0,1038	-0,1801	-0,0529	-0,1745	-0,0565	-0,2243	-0,4286	-0,6909
Rádio	0,3218	0,3035	-0,4284	-0.0775	-0.1087	-0,6522	0,1099	0,3527	0,2025
DVD	0,2317	0,6173	-0,2658	0,0068	0,3441	0,5767	-0.0785	0,0227	0,1921
Geladeira	0,1127	0,4122	0,5302	0,6892	-0.0582	-0,2107	0,0569	-0,0993	0,0206
Freezer	0,3811	-0.0536	0,3141	-0,2833	0,2611	0,0525	0,756	0,0549	-0,1658
Lavadora	0,3757	-0,1457	0,4219	-0,1668	0,2506	-0.0276	-0,5691	0,4916	-0.0518
Carro	0,4514	-0,2508	0,0813	-0.0920	-0.0732	-0.0365	-0.1064	-0,5409	0,6385
Banheiro	0,3233	-0,2218	-0,0996	0,2771	-0,6394	0,4331	0,1368	0,3786	0,0320
Empregada	0,1627	-0,4582	-0,3730	0,5682	0,5392	-0.0446	0,0520	0,0278	-0.0742
			Trat	amento Nível	3: Educação	da Mãe			
TV	0,4562	0,0447	0,1854	-0,0291	-0,2164	-0.0724	-0,1555	-0,5071	-0,6490
Rádio	0,3095	0,2391	0,4745	-0.0862	-0,3605	0,5944	0,0419	0,3176	0,1692
DVD	0,2168	0,5438	0,4130	-0.0285	0,5436	-0,3991	-0.0730	0,0465	0,1535
Geladeira	0,0937	0,4748	-0,3547	0,7774	-0,1071	0,1172	0,0705	-0.0703	0,0230
Freezer	0,3606	0,1141	-0,3657	-0,3174	0,1798	0,0574	0,7431	0,1038	-0,1544
Lavadora	0,3550	0,0561	-0.4905	-0,2025	0,1602	0,1186	-0,6290	0,3814	-0.0915
Carro	0,4586	-0,1961	-0,1379	-0.0626	-0.0763	-0.0398	-0.0534	-0.4856	0,6944
Banheiro	0,3508	-0,3211	0,1041	0,2763	-0,3310	-0,5693	0,1049	0,4919	0,0063
Empregada	0,2253	-0,5118	0,1998	0,4057	0,5855	0,3542	0,0452	0,0306	-0,1075

Tabela A.1: Componentes principais - autovetores (continuação)

Variável	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6	Comp7	Comp8	Comp9
Tratamento Nível 1: Educação do Pai									
TV	0,4503	0,1300	-0,1931	-0.0472	-0,1559	-0,0751	-0,2576	-0,4664	-0,6535
Rádio	0,3242	0,2983	-0,4337	-0.0679	-0,0925	-0,6387	0,1229	0,3809	0,1909
DVD	0,2414	0,5981	-0,2601	0,0755	0,3208	0,5994	-0.0655	0,0445	0,2054
Geladeira	0,1349	0,4024	0,6142	0,5904	0,0288	-0,2747	0,0610	-0,1144	0,0312
Freezer	0,3868	-0.0942	0,2496	-0,3099	0,2716	0,0899	0,7437	0,0564	-0,2121
Lavadora	0,3801	-0,1868	0,3719	-0,1984	0,2527	0,0045	-0,5756	0,4943	-0,0575
Carro	0,4474	-0,2673	0,0560	-0,1170	-0.0696	-0.0346	-0.0769	-0,5108	0,6623
Banheiro	0,3118	-0,1675	-0,0012	0,3056	-0,7138	0,3760	0,1327	0,3359	-0,0051
Empregada	0,1553	-0,4808	-0,3549	0,6296	0,4597	-0,0320	0,0506	0,0337	-0,0792
Tratamento Nível 2: Educação do Pai									
TV	0,4570	0,0907	0,1879	-0.0504	-0,1791	0,0408	-0,2220	-0,4542	-0,6751
Rádio	0,3181	0,2895	0,4397	-0,1037	-0,1331	0,6532	0,0928	0,3457	0,1961
DVD	0,2316	0,5933	0,3002	-0.0087	0,3774	-0,5683	-0.0655	0,0395	0,1812
Geladeira	0,1121	0,4476	-0,4783	0,7057	-0.0536	0,2068	0,0645	-0,0995	0,0227
Freezer	0,3782	-0.0328	-0,3336	-0,2926	0,2402	-0.0303	0,7524	0,0626	-0,1744
Lavadora	0,3731	-0,1075	-0,4479	-0,1653	0,2251	0,0352	-0,5800	0,4786	-0,0631
Carro	0,4536	-0,2418	-0,0981	-0.0822	-0.0725	0,0176	-0.0944	-0,5232	0,6567
Banheiro	0,3254	-0,2341	0,1128	0,2984	-0,6066	-0,4415	0,1404	0,3931	0,0215
Empregada	0,1727	-0,4793	0,3438	0,5290	0,5687	0,0926	0,0509	0,0391	-0,0795
			Tra	tamento Níve	l 3: Educação	do Pai			
TV	0,4562	0,0447	0,1854	-0,0291	-0,2164	-0.0724	-0,1555	-0,5071	-0,6490
Rádio	0,3095	0,2391	0,4745	-0.0862	-0,3605	0,5944	0,0419	0,3176	0,1692
DVD	0,2168	0,5438	0,4130	-0.0285	0,5436	-0,3991	-0.0730	0,0465	0,1535
Geladeira	0,0937	0,4748	-0,3547	0,7774	-0,1071	0,1172	0,0705	-0,0703	0,0230
Freezer	0,3606	0,1141	-0,3657	-0,3174	0,1798	0,0574	0,7431	0,1038	-0,1544
Lavadora	0,3550	0,0561	-0,4905	-0,2025	0,1602	0,1186	-0,6290	0,3814	-0.0915
Carro	0,4586	-0,1961	-0,1379	-0.0626	-0.0763	-0.0398	-0.0534	-0.4856	0,6944
Banheiro	0,3508	-0,3211	0,1041	0,2763	-0,3310	-0,5693	0,1049	0,4919	0,0063
Empregada	0,2253	-0,5118	0,1998	0,4057	0,5855	0,3542	0,0452	0,0306	-0,1075

Fonte: Elaboração dos autores.

CRESCIMENTO ECONÔMICO E EMISSÕES DE CO₂ NO BRICS: UMA ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL

Alisson Silva de Castro * Janaina da Silva Alves † Daniel Caixeta Andrade ‡

Resumo

Este trabalho pretende investigar a relação entre crescimento econômico e emissões de poluentes no grupo de países do BRICS a partir da base teórica da Curva de Kuznets Ambiental (CKA). Utilizou-se a metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e os resultados do modelo empírico apontaram para evidências de uma curva no formato de "U" invertido, com pontos de inflexão de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61, respectivamente, nos estimadores DOLS e FMOLS. Além disso, os resultados indicaram que o consumo *per capita* de energia e o comércio internacional têm impacto, respectivamente, positivo e negativo sobre as emissões de CO₂.

Palavras-chave: emissões de CO₂, curva de Kuznets ambiental, BRICS, cointegração em painel

Abstract

This paper is aimed at investigating the relationship between economic growth and pollutant emissions in the BRICS countries based on the theoretical approach of the Environmental Kuznets Curve (EKC). We have used the econometric method of cointegration for panel data and the results of the empirical model pointed to evidence of an inverted U-shaped curve for this group of countries. We have found inflection points of US\$ 2,033,89 and US\$ 2,057.61, respectively, in the DOLS and FMOLS estimators. Additionally, the results indicated that $per\ capita$ energy consumption and international trade have a positive and negative impact on CO_2 emissions, respectively.

Keywords: CO₂ emissions, environmental Kuznets curve, BRICS, cointegration in panel

JEL classification: Q50, Q53, Q54

DOI: http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea146203

^{*} Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: alissonsilvacastro@hotmail.com

[†] Universidade Federal do Rio Grande do Norte. E-mail: janah.alves@gmail.com

[‡] Universidade Federal de Uberlândia. E-mail: daniel.andrade@ufu.br

Nos últimos anos, o debate sobre economia e meio ambiente polarizou-se no tema específico das mudanças climáticas. Isso se deve, em grande parte, ao aquecimento global de origem humana, gerado pelas emissões de gases de efeito estufa (GEE), que elevou progressivamente a temperatura média da Terra de 13,4° C para 14° C entre 1980 e 2005, com previsão de elevação de mais 2 a 3 °C até 2050, caso se mantenha o atual padrão de emissões¹ (Parry et al. 2007).

Atualmente, os países que compõem o bloco econômico do BRICS estão no rol dos principais emissores de CO_2 do mundo (EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research 2016). O crescimento econômico acelerado e o aumento no volume de emissões, desde o início da última década, têm despertado o interesse em relação ao modo como esses países estão se desenvolvendo, uma vez que o aumento significativo da renda *per capita* e do contingente populacional elevou o nível de poluição advindo dessas economias.

Nesse contexto de preocupação proeminente com as emissões de CO₂ advindas das economias dos países em desenvolvimento, o objetivo geral deste trabalho é investigar empiricamente qual a relação entre crescimento econômico e as emissões de CO₂ no BRICS, no período 1971-2011, tendo em vista o aporte teórico da hipótese da CKA. Para atingir tal objetivo, esta pesquisa fará uso da metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e os estimadores utilizados serão o *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e o *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS). As variáveis utilizadas no modelo econométrico serão o PIB *per capita*, que mensura o impacto do crescimento econômico sobre o nível de emissões, o consumo *per capita* de energia, o fluxo de comércio e uma *dummy* que representa o Protocolo de Quioto².

Acredita-se que a investigação da relação entre o nível de atividade econômica e as emissões de CO_2 é relevante em países emergentes, como é caso do grupo BRICS. Isso porque esses países têm vivenciado um intenso processo de *catching-up*³ econômico e social, cujo suporte é, em sua grande parte, uma matriz energética majoritariamente baseada em combustíveis fósseis, que os fez responder por mais de 40% das emissões mundiais de CO_2 em 2013 (Energy International Agency (EIA) 2016). Dessa forma, a elaboração de políticas eficazes e eficientes será bem sucedida se estiver respaldada em sólidos estudos que elucidem as interconexões existentes entre as variáveis que condicionam o progresso socioeconômico humano e as emissões de CO_2 .

Além desta introdução, o trabalho está dividido em quatro seções, sendo a segunda de cunho teórico-revisionista, a terceira metodológica e a quarta empírica. A segunda seção faz uma breve revisão teórico-empírica sobre a hipótese da CKA. A terceira seção aborda a base de dados, o modelo econométrico e a metodologia de cointegração em painel. A quarta seção traz os resultados do modelo, sua discussão e implicações. Por fim, as conclusões

 $^{^{1}}$ O principal gás causador do efeito estufa é o dióxido de carbono (CO $_{2}$), cujo peso nas emissões totais é de 75%.

²Há que se ressaltar que essa variável foi inserida no modelo para captar os efeitos das instituições desses países sobre os níveis de emissões.

³ Catching-up é o processo pelo qual um país tecnologicamente atrasado passa a crescer a taxas maiores que os países que compartilham a fronteira da tecnologia mundial, simplesmente utilizando os conhecimentos já desenvolvidos pelos países que estão na fronteira tecnológica (UNC-TAD 2005).

encerram e sistematizam o trabalho.

2 A Curva de Kuznets Ambiental

2.1 Aspectos Teóricos

Até os anos de 1970, a ideia que se tinha era a de que o crescimento econômico era o grande responsável pela degradação do meio ambiente. A publicação do documento "The limits to growth", elaborado em 1972 por diversos pesquisadores do Massassuchets Institute of Technology (MIT) a pedido dos membros do Clube de Roma, chamou a atenção ao apontar uma barreira biofísica para o crescimento contínuo da renda mundial. Tal barreira seria imposta pela base finita de recursos naturais do planeta e pela capacidade limitada do meio ambiente assimilar resíduos provenientes do sistema econômico (Meadows et al. 1972).

No fim da década de 1980, o debate entre o nível de renda da economia e a degradação ambiental toma outra vertente. O relatório da Comissão Mundial sobre Meio Ambiente e Desenvolvimento (World Comission on Environment and Development - WCED), conhecido como Relatório Brundtland (WCED 1987), foi um marco teórico por apresentar a possibilidade de se alcançar a sustentabilidade sem que houvesse mudanças significativas no sistema econômico, lançando a ideia de desenvolvimento sustentável (definido como aquele que atende às necessidades presentes sem comprometer as necessidades das gerações futuras).

Nesse contexto, alguns autores começaram a investigar a relação entre crescimento da renda e degradação ambiental a partir do formato de uma curva de "U" invertido. A hipótese básica acerca dessa curva é que nos estágios iniciais do processo de crescimento econômico há um aumento da degradação ambiental, mas que este, por si só, engendra posteriormente uma redução na deterioração ambiental. Essa relação ficou conhecida na literatura como CKA, em referência ao estudo clássico de Kuznets (1955) para explicar o nível de atividade econômica e distribuição de renda nas economias dos países.

A busca por evidências da CKA se iniciou com o trabalho de Grossman & Krueger (1995), no qual os autores estimaram os possíveis impactos ambientais de um acordo de livre comércio entre os países da América do Norte, o NAFTA (*North American Free Trade Agreement*). No entanto, o conceito popularizouse com a publicação do Relatório de Desenvolvimento Mundial (Banco Mundial 1992). Posteriormente, mais três trabalhos publicados na primeira metade da década de 1990 tornaram-se relevantes para o tema, quais sejam, Shafik & Bandyopadhyay (1992), Selden & Song (1994) e Grossman & Krueger (1995).

De acordo com Lucena (2015), a CKA é uma hipótese acerca da relação entre indicadores de degradação ambiental e a renda *per capita*. Segundo o autor, nos estágios iniciais do desenvolvimento econômico a degradação ambiental e a poluição aumentariam juntos com a renda *per capita*. Contudo, após um certo nível de renda (denominado de "ponto de inflexão"; em inglês, *turning point*), que varia de acordo com os indicadores estudados, essa tendência se reverteria de tal forma que a qualidade ambiental melhoraria com o crescimento econômico. Tal efeito foi denominado por alguns autores como "descolamento" (*decoupling*) entre a atividade econômica e pressão ambiental

(Banco Mundial 1992). Isso implica que o impacto ambiental é uma função na forma de "U" invertido da renda per capita.

O que se torna preponderante para a hipótese da CKA são os mecanismos subjacentes que explicam a inversão da trajetória positivamente inclinada para uma negativamente inclinada. Segundo Everett et al. (2015), em termos gerais, a reversão de trajetória da CKA seria explicada por três motivos:

- 1. A níveis baixos de renda per capita, a redução da poluição é indesejável, uma vez que os indivíduos estão preocupados em satisfazer suas necessidades básicas de consumo;
- 2. Quando certo nível de renda é atingido, os indivíduos começam a considerar o trade-off entre crescimento econômico e qualidade ambiental, e a degradação ambiental começa a decrescer a taxas inferiores;
- 3. Depois de certo ponto, os gastos com melhorias na qualidade ambiental dominam as preferências dos indivíduos, de tal forma que aquela começa a melhorar.

Outros autores oferecem uma explicação alternativa para a fase descendente da curva. Selden & Song (1994) indicam alguns fatores que atuariam como amortecedores ou compensadores do processo. São eles: i) elasticidaderenda positiva para a qualidade ambiental, ou seja, à medida que a renda aumenta as pessoas tendem a querer mais qualidade ambiental; ii) mudanças na composição da produção e consumo; iii) aumento do nível educacional e consciência ambiental; e iv) sistemas políticos mais abertos.

Existe, ainda, a interpretação de que o movimento de queda na curva de degradação ambiental se deve às instituições presentes na sociedade. Nos países desenvolvidos, as instituições tomadoras de decisão seriam as responsáveis pela internalização das externalidades ambientais e, portanto, responsáveis pela diminuição da poluição gerada nessas nações. A qualidade dessas instituições poderia, inclusive, levar a relação entre renda per capita e degradação ambiental a um formato contrário daquele proposto pela CKA (Jones & Manuelli 1995).

Em síntese, a questão básica por trás da CKA é se o crescimento econômico é ou não conciliável com a sustentabilidade ambiental, ou, dito de outra forma, se é possível uma estratégia de desenvolvimento sustentável sem a necessidade de promover drásticas mudanças na economia. Sua validade indicaria que não há necessidade de sacrificar o crescimento econômico por conta de preocupações ambientais (Carvalho 2013).

2.2 A Literatura Empírica

O grande volume de trabalhos difundidos sobre CKA apresenta um aporte empírico bastante diversificado. Variam os indicadores de degradação ambiental, as especificações dos modelos e suas formas funcionais, as técnicas econométricas, os países envolvidos e o período de tempo analisado. Alguns trabalhos encontram evidências da CKA, enquanto outros criticam a alta sensibilidade dos resultados às formas funcionais. Já o arcabouço teórico apresenta desde modelos estáticos simples até complexos modelos dinâmicos de gerações superpostas (Fonseca et al. 2005).

Os trabalhos pioneiros sobre CKA, publicados na primeira metade da década de 1990, analisam a relação entre renda e meio ambiente utilizando diversos indicadores de poluição. Todos esses estudos seminais empregam modelos de dados em painel e as diferenças ficam por conta dos resultados encontrados. Grossman & Krueger (1995), por exemplo, constataram uma CKA para o dióxido de enxofre (SO₂), a fumaça negra e partículas suspensas no ar quando a renda atinge algo em torno de US\$ 5.000. No entanto, a partir de níveis de renda entre US\$ 10.000 e US\$ 15.000 os níveis de poluentes voltavam a subir, fazendo, assim, com que a curva apresentasse um formato de "N".

Shafik & Bandyopadhyay (1992) testaram dez variáveis de qualidade ambiental e as únicas que demostraram a relação proposta pela CKA foram as de poluição do ar. No trabalho de Selden & Song (1994), os resultados apontaram que a degradação ambiental se reduziria quase a zero após ser alcançado os pontos de inflexão da curva que foram de \$8.709 para SO_2 , \$11.217 para NO_x , \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO. Já Grossman & Krueger (1995) encontraram evidências empíricas da curva no formato de "*U*" invertido para 11 indicadores, com pontos de inflexão para os diferentes poluentes que variaram bastante, mas que na maioria dos casos vêm antes de um país atingir uma renda *per capita* de US\$ 8.000.

Na literatura também é comum encontrar trabalhos sobre CKA que utilizam modelos de dados em série temporal. Tais trabalhos empregam um polinômio de segundo ou terceiro grau da renda *per capita* e uma variável adicional para explicar as emissões de CO₂ nos países, como consumo de energia *per capita*, densidade populacional e uma variável que representa o fluxo de comércio. Já os resultados são bastante heterogêneos nesses estudos, variando de evidências da CKA até a insignificância, do ponto de vista estatístico, dos parâmetros que mensuram o impacto do crescimento econômico sobre o meio ambiente [Jalil & Mahmud (2009), Pao et al. (2011), Ahmed & Long (2012), Saboori et al. (2012) e Rabbi et al. (2015)].

Outra aplicação bastante comum da hipótese da CKA tem sido para testar a relação entre crescimento econômico e outras variáveis que não seja necessariamente a emissão de poluentes. Fonseca et al. (2005), por exemplo, verificaram a influência da renda *per capita*, do nível de escolaridade, do capital social e do índice de Gini sobre o percentual de áreas preservadas nos estados brasileiros e constataram que os determinantes na extensão da proteção ambiental foram o crescimento econômico e o grau de escolaridade da população. Arraes et al. (2006), por sua vez, verificaram que as variáveis que denotam o desenvolvimento sustentável apresentam uma relação com a renda *per capita* dos países que pouco se aproxima do que é descrito na literatura como CKA, dado que o resultado do modelo *cross-section* mostrou evidências de uma curva desse tipo somente para o indicador de taxa de mortalidade.

O trabalho de CKA para as economias do BRIC encontra-se em Pao & Tsai (2010), que estimaram a relação entre emissões de $\rm CO_2$, crescimento econômico e consumo de energia por meio de um painel dinâmico compreendendo os anos de 1971-2005. Os resultados mostraram uma relação positiva das variáveis com as emissões de $\rm CO_2$ e um declínio na poluição a partir de níveis de renda de US\$ 5.300.

Para o caso brasileiro, a estimação da CKA é encontrada nos trabalhos de Lucena (2015), Pao & Tsai (2011) e Cunha & Scalco (2013). Lucena (2015) testou a relação entre o consumo final de energia e o crescimento econômico e constatou que o Brasil se situaria no estágio intermediário da curva. Já para

as emissões de CO₂, verificou-se uma relação linear com a renda *per capita*. Ainda para o Brasil, Pao & Tsai (2011) e Cunha & Scalco (2013) chegam à conclusão de que não há evidências de uma CKA e que o consumo de energia é mais importante para explicar as emissões de CO₂ no Brasil.

Em geral, por ser um fenômeno essencialmente empírico, a variedade de estudos da literatura que trata sobre CKA demonstra a grande sensibilidade dos resultados às técnicas econométricas empregadas, ao período de tempo abordado e as variáveis utilizadas nos modelos. A Tabela 1, resume os trabalhos econométricos da literatura sobre CKA, percorrendo os estudos seminais que idealizaram o conceito até os desdobramentos mais atuais dessa análise.

De acordo com a Tabela 1, percebe-se a pouca quantidade de estudos que envolvam as economias emergentes, mais especificamente, o grupo BRICS. Até o presente momento de elaboração deste artigo, o trabalho encontrado na literatura econométrica tradicional que testa a relação entre crescimento econômico e emissões de $\rm CO_2$ nesses países em conjunto é o de Pao & Tsai (2010). Contudo, tal trabalho faz uma análise somente até o ano de 2005, não inclui a África do Sul no grupo e não analisa o impacto do comércio internacional e das instituições dessas economias sobre seus níveis de emissões.

Dessa forma, o presente artigo busca se diferenciar e, assim, contribuir com a literatura sobre CKA em alguns pontos, tais como: i) testar a relação entre emissões de CO₂ e crescimento econômico incluindo a África do Sul no grupo BRICS; ii) abordar um período temporal maior e, dessa maneira, fazer uma análise mais recente e, por fim, iii) inserir duas variáveis no modelo que permitam captar os efeitos das transações comerciais e das instituições desse grupo de países em relação às suas emissões de CO₂.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de Dados, Análise Descritiva e o Modelo Econométrico

Com o intuito de averiguar a relação entre crescimento econômico e emissões de CO_2 no BRICS, este trabalho estimará o vetor de cointegração em um painel de dados desbalanceado. O motivo pelo qual se usará um painel desse tipo é a ausência de dados para a Rússia antes do ano de 1992. Dessa forma, os dados para o Brasil, China, Índia e África do Sul compreendem os anos de 1971-2011, enquanto os dados da Rússia abordam o período de 1992-2011. Logo, o modelo econométrico proposto neste trabalho para captar as relações entre crescimento econômico e emissões de CO_2 no BRICS é:

$$CO_{2}pc = \beta_{0} + \beta_{1}y + \beta_{2}y^{2} + \beta_{3}CE_{pc} + \beta_{4}VC + \beta_{5}PK + \varepsilon_{t}$$
 (1)

Em que: CO_2pc são as emissões per capita de dióxido de carbono; y é o produto interno bruto per capita; y^2 é o produto interno bruto per capita ao quadrado; CEpc é consumo de energia per capita; VC é uma variável de comércio e; PK é uma dummy para o Protocolo de Quioto. ε_t é o termo de erro aleatório do modelo com média zero e variância constante.

As informações sobre as variáveis utilizadas no modelo estão resumidas na Tabela 2:

A variável dependente que representará a poluição será uma *proxy* dada pelas emissões *per capita* de CO₂. Essa variável é calculada por meio das emissões totais de dióxido de carbono decorrentes da queima de combustíveis fósseis e da produção de cimento dividido pela população de cada país. Optou-se

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Grossman & Krueger (1995)	52 cidades em 32 países diferentes	1987, 1982 e	SO ₂ e partículas suspensas no ar	Dados em painel	Variáveis dummys de localidade, tendência temporal e uma variável de comércio	Aproximada- mente US\$ 5.000	Apesar de os autores encontrarem evidências de uma CKA, a degradação ambiental voltava a subir quando a renda <i>per capita</i> atingisse US\$ 10.000
Shafik & Bandyopadhyay (1992)	149 países	1960- 1990	Déficit na provisão de água potável, déficit na provisão de saneamento, partículas suspensas no ar, SO ₂ , alterações na cobertura florestal, oxigênio dissolvidos em rios, coliformes fecais em rios, geração de lixo per capita por município e emissão de carbono per capita	Dados em painel	Tendência temporal, densidade populacional, variável de comércio e <i>dummys</i> de localidade	Entre US\$ 3.000 e US\$ 4.000	Os dois indicadores de poluição do ar apresentaram o formato de "U" invertido; A geração de lixo per capita por município e emissão de carbono per capita mostraram-se altamente correlacionados com a renda
Selden & Song (1994)	30 países	1973- 1984	SO ₂ , óxido de nitrogênio (NOx) , SPM e monóxido de carbono (CO)	Dados em painel	Densidade populacional	\$8.709 para SO ₂ , \$11.217 para NOx, \$10.289 para SPM e \$5.963 para CO	A principal conclusão foi que a poluição se reduz quase a zero após ser alcançado determinado nível de renda <i>per capita</i>
Grossman & Krueger (1995)			14 indicadores de poluição do ar e da água	Dados em painel	Médias das variáveis PIB ao quadrado e ao cubo	Antes de US\$ 8.000	Encontraram-se evidências da CKA para 11 indicadores de poluição
Fonseca et al. (2005)	26 estados do Brasil	1985, 1990, 1995, 2000	Percentual de áreas preservadas em cada estado	Dados em painel	Logaritmo da escolaridade média, percentual de votos brancos e nulos e o índice de Gini		Os resultados indicaram a importância da renda per capita em polinômio e da escolaridade como determinantes na extensão da proteção ambiental; A medida de capital social (votos brancos e nulos) e a desigualdade não afetaram significativamente a variável dependente

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA (continuação)

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Lucena (2015)	Brasil	1970- 2003	Emissões de CO ₂	Série temporal	Variável de comércio		Não encontrou-se evidências da CKA para o Brasil no caso das emissões de CO ₂ e do consumo final <i>per capita</i> de energia
Arraes et al. (2006)	Diversos países do mundo	1980, 1985, 1990, 1995, 2000	Saneamento, abastecimento de água, taxa de mortalidade, expectativa de vida, alfabetização de adultos e as emissões de CO ₂	Dados em painel	Dummy para países da África Subsaariana		A maioria das variáveis dependentes apresentou o formato de "U", ao contrário do postulado pela hipótese da CKA
Jalil & Mahmud (2009)	China	1975- 2005	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia e uma variável de comércio exterior		As variáveis utilizadas estavam em suas formas logarítmicas, de forma que um aumento de 1% no consumo per capita de energia aumenta as emissões em 0,57% e um aumento de 1% no PIB per capita aumenta as emissões de CO ₂ em 4,10%; Encontraram-se evidências da CKA para a China
Pao & Tsai (2010)	BRIC	1971- 2005	Emissões de CO ₂	Painel dinâmico	Consumo <i>per capita</i> de energia	US\$ 5.300	Encontraram-se evidências da CKA para o BRIC; Contudo, nem todos os países apresentaram a CKA individualmente
Pao & Tsai (2011)	Brasil	1980- 2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo <i>per capita</i> de energia		O consumo per capita de energia se mostrou mais importante do que o crescimento econômico para explicar as emissões de CO ₂ no Brasil, tendo em vista que ele não foi estatisticamente significante; Dessa forma, não foram encontradas evidências da CKA para o Brasil

Tabela 1: Resumo dos estudos empíricos sobre CKA (continuação)

Autores	Região	Período	Indicador de Poluição	Tipo de Dados	Variáveis Adicionais	Ponto de Inflexão	Conclusões e Observações Gerais
Pao et al. (2011)	Rússia	1970- 2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia		No longo prazo, um aumento de 1% no consumo de energia levará a um aumento nas emissões de 1,535%; Um aumento de 1% no PIB diminuirá as emissões em 0,231%
Ahmed & Long (2012)	Paquistão	1971- 2008	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia, grau de abertura comercial e crescimento populacional		Entre as variáveis analisadas, o crescimento econômico foi o que teve o maior impacto sobre as emissões de CO ₂ ; Além disso, os autores encontraram evidências de uma CKA no longo prazo
Saboori et al. (2012)	Indonésia	1971- 2007	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo <i>per capita</i> de energia e uma variável de abertura comercial		Os resultados não suportaram a existência de uma relação no formato de "U" invertido entre renda per capita e poluição. Os autores concluíram que o comércio internacional e o consumo per capita de energia são mais importantes para explicar as emissões de CO ₂ na Indonésia
Saboori et al. (2012)	Malásia	1980- 2009	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia <i>per</i> capita e grau de abertura comercial	RMB 12.992	Os resultados indicaram a existência da CKA no curto e no longo prazo
Cunha & Scalco (2013)	Brasil	1980- 2006	Emissões de CO ₂	Série temporal			Apesar de não ser possível estimar a CKA, os resultados mostraram uma causalidade simultânea entre PIB per capita e emissões de CO ₂
Rabbi et al. (2015)	Blangadesh	1972- 2012	Emissões de CO ₂	Série temporal	Consumo de energia e uma variável de comércio internacional		Os resultados do modelo VEC indicaram que um aumento de 1% no PIB <i>per capita</i> aumenta as emissões <i>per capita</i> de CO ₂ em 1,25%. A variável de abertura comercial não apresentou significância estatística

Fonte: Elaboração própria.

Variável	Descrição	Unidade de Medida	Fonte	Sinal Esperado
CO ₂ pc	Emissões <i>per capita</i> de CO ₂	Toneladas métrica de carbono	World Development Indicators	
Y	PIB per capita	US\$ 2005	World Development Indicators	+
y^2	PIB <i>per capita</i> ao quadrado	US\$ 2005	World Development Indicators	-
CE_{pc}	Consumo <i>per capita</i> de energia	Quilogramas de óleo equivalente per capita	International Energy Agency	+
VC	Variável de comércio	Percentual do PIB	United Nations Statistics Division	*
PK	Protocolo de Quioto	0 até 2004 1 a partir de 2005		-

Tabela 2: Descrição das variáveis do modelo econométrico

Fonte: Elaboração própria.

pela sua escolha pelo fato de o CO_2 ser um dos gases mais importantes na geração do "efeito estufa" e seus impactos serem de escala global. Além disso, as emissões estão diretamente relacionadas com o nível de atividade econômica, de modo que a variável CO_2 pc é tida como uma variável de fluxo. As emissões *per capita* de CO_2 estão medidas em toneladas métricas de carbono e foram coletadas na base de dados *World Development Indicators* (WDI), do Banco Mundial.

O Produto Interno Bruto *per capita* será usado para mensurar os impactos do crescimento econômico sobre o nível de emissões. Além disso, o seu termo ao quadrado será incluído para testar a hipótese da CKA. Considerando-se a Equação 1, para que haja evidências da curva no formato de "U" invertido é necessário que $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$, implicando, assim, em aumento das emissões de CO_2 nos estágios iniciais do crescimento econômico, as quais começam a declinar a partir de certo ponto. O ponto de inflexão da curva é dado por $y^* = \frac{-\beta_1}{2\beta_2}$ (Greene 2003). Grossman & Krueger (1995) argumentam que a degradação ambiental diminui em níveis médios de renda, porém, volta a se elevar em níveis superiores de crescimento econômico. A variável PIB *per capita* foi obtida junto ao WDI e está expressa em dólares de 2005 (US\$ 2005).

O consumo per capita de energia expressa o consumo total de energia primária dividido pela população do país. Essa variável está medida em quilogramas (kg) de óleo equivalente per capita e foi obtida junto ao site da International Energy Agency (IEA). Optou-se pela sua inclusão para captar o impacto da matriz energética utilizada no BRICS sobre as emissões de CO₂. Dessa forma, considera-se que o crescimento econômico desses países possui relação direta com a demanda de energia.

A variável de comércio mede o grau de abertura comercial da economia e

^{*}O coeficiente desta variável pode assumir valor positivo ou negativo.

foi calculada pela soma das exportações e importações dividida pelo PIB de cada país. De acordo com Grossman & Krueger (1995) e Agras & Chapman (1999), o nível de comércio pode ser prejudicial ao meio ambiente, já que a economia tende a produzir mais para atender a demanda interna e externa. Contudo, Antweiler et al. (2001) argumentam que é difícil definir um sinal claro para a relação entre comércio internacional e emissões de CO₂, uma vez que essa relação passa por diversos canais. Os dados utilizados para o cálculo dessa variável foram obtidos do *United Nations Statistics Division* (UNSD).

Por fim, uma variável que representa o Protocolo de Quioto (PK) será incluída no modelo para representar o acordo de redução de GEE que emergiu no final da década de 1990. Há que se lembrar, porém, que os países em desenvolvimento não eram obrigados a assinar e a cumprir o Protocolo de Quioto, uma vez que as políticas de redução das emissões de GEE poderia atrapalhar o processo de desenvolvimento econômico. No entanto, a inclusão dessa variável se justifica na medida em que o Protocolo de Quioto foi uma das primeiras concertações em nível global para enfrentamento do problema das mudanças climáticas. Logo, sua inclusão no modelo é uma tentativa de captar efeitos institucionais dos países do BRICS. Dessa forma, a variável PK é uma *dummy* que assume valor 0 até 2004 e valor 1 de 2005 em diante - ano em que o Protocolo de Quioto entrou em vigor. A Tabela 3, traz as estatísticas descritivas das demais variáveis utilizadas no modelo.

Média Desvio-padrão Máximo Variáveis Mínimo CO₂pc 4,33 3,96 0,36 14,00 2.907,43 2.144,49 150,42 6.631,46 CEpc 970,70 1.319,01 268,48 5.351,21 VC0.32 0,16 0.09 0,71

Tabela 3: Estatísticas descritivas

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Estimação Via Dados em Painel

Testes de Raiz Unitária no Painel

A ideia básica dos testes de estacionariedade para painel, assim como na análise convencional de séries temporais, é encontrar o valor do coeficiente autorregressivo de um modelo AR(1), como segue abaixo:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \chi'_{it} \gamma_i + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

Em que i = 1, 2, ..., N; t = 1, 2, ..., T, y_{it} é a variável a ser testada e ε_{it} é o termo de erro estacionário. O termo x'_{it} representa os componentes estocásticos e não estocásticos.

O modelo acima pode ser expresso como uma regressão do tipo Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$\Delta y_{it} = \varphi_i y_{i,t-1} + \sum_{Z=1}^{p_1} \beta_{1,z} \Delta y_{i,t-z} x'_{it} + \varepsilon_{it}$$
(3)

Em que $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$; $\varphi_i = \rho_i - 1$ e as p defasagens variam para cada setor. A hipótese nula a ser testada é:

$$H_0: \varphi_i = 0, i = 1, ..., N$$
 (4)

Ou seja, sob a hipótese nula todas as unidades do painel possuem raiz unitária, pois implica em $\rho_i = 1$. A especificidade dos testes de raiz unitária para painel fica por conta de duas hipóteses alternativas distintas:

$$H_{1a}: \varphi_1 = \dots = \varphi_N = \varphi, \varphi < 0$$
 (5)

$$H_{1h}: \varphi_1 < 0, ..., \varphi_{N1} < 0, N_1 \le N$$
 (6)

Sob a hipótese alternativa H_{1a} assume-se que o coeficiente do termo autorregressivo é comum entre todas as unidades do painel, logo é chamada de hipótese alternativa homogênea. Sob a hipótese alternativa H_{1b} assume-se que apenas uma fração N_1 do total de N séries individuais do painel é estacionária, com coeficientes autorregressivos específicos para cada unidade de corte transversal, portanto é chamada de hipótese alternativa heterogênea.

Os testes de raiz unitária desenvolvidos no painel podem ser divididos em duas gerações. A primeira delas assume a hipótese de independência nas *cross-section*, enquanto a segunda permite que ocorra correlação entre as unidades de corte transversal (Ávila & Diniz 2015).

Dentro da primeira geração, Maddala & Wu (1999) desenvolveram um teste embasado na metodologia proposta por Fisher (1932). Esse teste se baseia na combinação de p-valores da estatística de teste para cada unidade de corte transversal e permite utilizar as especificações ADF ou Phillips-Perron (PP). Definindo π_i como o p-valor de um teste de raiz unitária ADF ou PP realizado para o indivíduo i, então, sob a hipótese nula de não estacionariedade em todas as unidades de corte transversal, o valor assintótico apresentado para combinação dos N p-valores é:

$$\overline{\pi} = -2\sum_{i=1}^{N} \log \pi_i \mapsto \chi_{2N}^2 \tag{7}$$

O teste representativo da segunda geração utilizado neste trabalho é o de Pesaran (2003). De acordo com Scarpelli (2010), esse teste é construído com base em estatísticas padrão de testes de raiz unitária em séries de tempo do tipo Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF), ou seja, um teste sobre uma regressão aumentada com valores médios das cross-sections de defasagens das séries individuais e de suas primeiras diferenças. Essas defasagens médias são incluídas como proxies do fator comum não observado, e sua presença eliminaria a correlação entre as cross-sections. As estatísticas individuais, CADFi, são utilizadas para construir a estatística de teste em painel chamada de Cross-sectionally Augmented IPS, CIPS:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} CADF_i \tag{8}$$

Cointegração no Painel

Após ser verificado que as séries do painel são integradas de ordem 1 - I(1) - o próximo passo é fazer o teste de cointegração. Entende-se como cointegração de variáveis quando duas ou mais variáveis são integradas de mesma ordem, mas sua combinação linear é integrada de ordem zero. Isto é, o resíduo dessa combinação linear é estacionário, mesmo que em nível as variáveis não sejam estacionárias. Se isso ocorre, entende-se que as variáveis cointegram, ou seja, significa que as variáveis possuem uma relação estável de longo prazo (Hayashi 2000).

A abordagem mais usada nos testes de cointegração para painel é a de Engle & Granger (1987). Os autores examinam os resíduos de uma regressão estimada usando variáveis I(1) e caso exista cointegração os resíduos devem ser I(0), ou seja, estacionários. Os principais testes que utilizam dessa abordagem são o de (Pedroni 1996, 1999, 2000), Kao & Chiang (2001) e Westerlund & Edgerton (2007).

Partindo da regressão abaixo:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + \dots \beta_M X_{Mi,t} + e_{it}$$
(9)

para t=1,...,T; i=1,...,N; m=1,...,M. Nesse caso, T se refere ao número de observações no tempo, N se refere ao número de indivíduos no tempo e M se refere ao número de regressores incluídos na regressão. Os parâmetros α_i e $\delta_i t$ são, respectivamente, um termo de características individuais e um termo de tendência. Por hipótese, y_{it} e x são variáveis I(1). Para que haja evidências de cointegração na Equação (9) acima, o resíduo $\varepsilon_{i,t}$ deve ser estacionário. A ausência de raiz unitária em $\varepsilon_{i,t}$ pode ser verificado por meio do valor do coeficiente da equação:

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \widehat{e}_{it-1} + v_{it} \tag{10}$$

Assim como fizeram nos testes de raiz unitária, Maddala & Wu (1999) utilizaram o método de testes individuais derivados por Fisher (1932) e propuseram uma abordagem alternativa para os testes de cointegração fundamentada na abordagem de Johansen (1988). Considerando como o *p*-valor de um teste de cointegração de Johansen realizado para um país *i*, então, sob a hipótese nula de que não há cointegração em todas as *N cross-section*, a estatística de teste para o painel completo é dada por:

$$\overline{\pi} = -2\sum_{i=1}^{N} log(\pi) \mapsto \chi_{2N}^{2}$$
(11)

Westerlund & Edgerton (2007), por sua vez, desenvolveu um teste de cointegração em que a presença de dependência entre as *cross-section* não afeta o tamanho e o poder do teste. A diferença em relação ao teste de Pedroni se dá pelo fato de o teste de Westerlund ser baseado no método da correção de erros. Considerando o seguinte processo:

$$y_{it} = \Phi_{1i} + \Phi_{2i}t + Z_{it} \tag{12}$$

$$x_{it} = x_{it-1} + v_{it} (13)$$

Em que t = 1, ..., T e i = 1, ..., N. O escalar y_{it} contém termos deterministas $\Phi_{1i} + \Phi_{2i}t$ como um termo estocástico Z_{it} .

A estatística do teste é construída sobre a seguinte equação:

$$\Delta y_{it} = \delta' + \alpha (y_{it-1} + \lambda_i') + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it}$$
 (14)

Em que dt = (1,t)', α_i é o parâmetro de correção de erros e $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i$. O parâmetro α_i não é afetado pela imposição de β_i , o que sugere a validade do teste sobre para verificar a cointegração das séries.

Estimação do Vetor de Cointegração

Uma vez comprovado que as séries do painel se cointegram, isto é, que elas convergem para um equilíbrio de longo prazo, deve-se estimar o vetor de cointegração entre elas. O estimador padrão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), via efeitos fixos, é consistente para estimar o vetor de cointegração apenas se os regressores forem estritamente exógenos e a dinâmica dos indivíduos do painel for homogênea (Mark & Sul 2003). Caso isso não ocorra, o estimador é assintoticamente viesado, uma vez que sua distribuição assintótica depende da covariância de longo prazo entre u_{it} e ε_{it} (Pedroni 2000).

Cheng et al. (2008) investigaram o estimador $\beta_{i,MQO}$ e concluíram que, mesmo com a correção do viés, o estimador não é aperfeiçoado. Entretanto, os autores propõem outros dois estimadores que apresentam maior poder ao corrigirem a endogeneidade e a correlação serial dos regressores, quais sejam, o Fully-Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) e o Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS).

Pedroni (1996) desenvolveu um estimador que ajusta os efeitos da endogeneidade dos regressores e da dinâmica de curto prazo dos resíduos. Para corrigir o efeito da endogeneidade de longo prazo das variáveis explicativas, o regressando é ajustado pela parte do erro que é correlacionado com o regressor, como segue abaixo:

$$\widetilde{y}_{it}^* = (y_{it} - \overline{y}_i) - \frac{\widehat{\Omega}_{21i}}{\widehat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it}$$
(15)

Considerando $\bar{y}=N^{-1}\sum_{t=1}^Ty_{it}$ e $\bar{X}=N^{-1}\sum_{t=1}^TX_{it}$ como a média de cada unidade de corte transversal e $\widetilde{y}_{it}=(y_{it}-\bar{y}_i)$ e $\widetilde{X}_{it}=(X_{it}-\bar{X}_i)$ como a diferença de cada variável em relação às suas médias, a versão group-means do estimador FMOLS é dada por:

$$\beta_{i,FMOLS}^{G} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{i=1}^{N} \widetilde{X}_{it} \widetilde{X}'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{T} \widetilde{X}_{it} \widehat{y}_{it}^* - T \widehat{y}_i \right)$$
(16)

$$\widehat{y_i} = \widehat{\Gamma}_{21} + \widehat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\widehat{\Omega}_{21i}}{\widehat{\Omega}_{22i}} \left(\widehat{\Gamma}_{21} + \widehat{\Omega}_{22i}^0 \right)$$
(17)

Em que $\widehat{\Omega}$ é a matriz de covariância, $\widehat{\Omega}^0$ é a matriz de covariância contemporânea e $\widehat{\Gamma}$ é a soma das autocovariâncias.

O método DOLS, desenvolvido por (Pedroni 2000), também corrige os efeitos da endogeneidade e correlação serial dos resíduos. No entanto, a correção

é feita de forma paramétrica com a inclusão de *p*-valores defasados e *p*-valores precedentes de como regressores adicionais. A versão aumentada do estimador pode ser obtido por meio da seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij} \Delta x_{it+j} + u_{it}$$
(18)

Logo, a versão group-means do estimador DOLS é:

$$\beta_{i,DOLS}^{G} = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^{N} \left(\sum_{t=1}^{N} z_{it} z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{T} z_{it} \widehat{y}_{it} \right) \right]_{1}$$
 (19)

Em que z_{it} é um vetor 2(K+1) x 1 de regressores; $z_{it} = \left[(x_{it} - \overline{x}_i), \Delta x_{it-j}, ..., \Delta x_{it+j} \right]$. O sobrescrito 1 depois do colchetes indica que somente o primeiro elemento do vetor é tomado para obter o coeficiente pooled.

4 Resultados

4.1 Testes de Raiz Unitária

Os testes utilizados neste trabalho para averiguar a estacionariedade das séries temporais no painel foram o Fisher-ADF, o Fisher-PP e o CIPS, este último da segunda geração. Todos os três testes adotam a hipótese alternativa heterogênea, sendo que a rejeição de H_0 implica que parte das séries temporais do painel é estacionária. É importante salientar, ainda, que todos os testes aqui implementados foram feitos utilizando a especificação que inclui uma constante e uma tendência determinística⁴. A Tabela 4, reporta os três testes para cada variável em nível. Conforme os resultados apresentados, conclui-se que o painel é não estacionário.

Variáveis	Fisher-ADF	Fisher-PP	CIPS	Conclusão
CO ₂ pc	11,046 (0,353)	11,276 (0,336)	3,457 (1,000)	Não estacionária
PIBpc	5,307 (0,869)	6,494 (0, 772)	2,250 (0,988)	Não estacionária
PIB ² pc	3,020 (0,980)	3,965 (0,948)	4,382 (1,000)	Não estacionária
CEpc	13,014 (0,222)	11,105 (0,349)	4,728 (1,000)	Não estacionária
VC	6,947 (0,730)	4,650 (0,913)	1,705 (0,956)	Não estacionária

Tabela 4: Testes de raiz unitária das variáveis em nível

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

^{*}Observações: p-valores em negrito e entre parênteses.

⁴A escolha do modelo com constante e tendência determinística para os testes de raiz unitária se deve à análise gráfica das variáveis e a significância estatística da constante e tendência nas estimações de regressões auxiliares por MQO.

Por sua vez, a Tabela 5 mostra os três testes de raiz unitária para todas as variáveis na primeira diferença. Considerando-se um nível de significância α = 5%, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que parte das séries temporais do painel é estacionária.

Variáveis	Fisher-ADF	Fisher-PP	CIPS	Conclusão
CO ₂ pc	29,214*** (0,001)	64,003*** (0,000)	-5,404*** (0,000)	Estacionária
PIBpc	20,990** (0,021)	38,148*** (0,000)	-2,764*** (0,003)	Estacionária
PIB ² pc	16,446* (0,087)	30,967*** (0,000)	-0,334 (0,369)	Estacionária
CEpc	29,032*** (0,001)	64,042*** (0,000)	-3,995*** (0,000)	Estacionária
VC	50,815*** (0,000)	86,859*** (0,000)	-6,965*** (0,000)	Estacionária

Tabela 5: Testes de raiz unitária das variáveis na primeira diferença

No geral, os testes de Fisher-ADF, Fisher PP e CIPS, indicaram que as variáveis apresentam raiz unitária em nível, mas quando faz-se a primeira diferença elas se tornam estacionárias. Dessa forma, conclui-se que as séries utilizadas neste trabalho são integradas de ordem 1 - I(1). Logo, o próximo passo é investigar se as variáveis possuem relações de longo prazo, ou seja, se elas são cointegradas.

4.2 Testes de Cointegração

Os testes utilizados para averiguar a existência de cointegração entre as variáveis foram o de Westerlund e o de Fisher-Johansen. No geral, a hipótese nula dos dois testes é que não existe cointegração entre as N cross-section e a diferença básica entre eles é que o teste de Fisher-Johansen indica o número de vetores de cointegração, enquanto o de Westerlund somente aponta se existe cointegração ou não entre as variáveis.

O teste de Westerlund & Edgerton (2007) exibe 4 estatísticas (*Ga*, *Gt*, *Pa*, *Pt*) que se referem às estatísticas de cointegração no grupo e no painel. As estatísticas Ga e Gt se baseiam na cointegração do grupo, consideram que o painel como um todo é cointegrado e que o fator de cointegração é o mesmo para todo o painel. Por outro lado, as estatísticas Pa e Pt estão relacionadas a cointegração do painel, considerando a existência de pelo menos uma secção cointegrada que, no caso dessa pesquisa, existe pelo menos uma variável cointegrada (Oliveira 2016).

Os resultados do teste de cointegração de Westerlund & Edgerton (2007) são exibidos na Tabela 6. Para esse teste, todas as variáveis do modelo foram utilizadas, exceto a dummy. De forma semelhante aos outros testes de cointegração, a hipótese nula é que não existe evidências de cointegração no sistema. Sendo assim, considerando-se um nível de significância $\alpha = 5\%$, rejeita-se H_0 nas estatísticas Gt, Pt e Pa e conclui-se que há evidências de cointegração entre as variáveis.

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Observações: p-valores em negrito e entre parênteses.

Estatística	Valor	Z-valor	<i>p</i> -valor
Gt	-4,112	-3,076***	0,001
Ga	-13,994	0,872	0,808

Tabela 6: Teste de cointegração de Westerlund

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Após o teste de Westerlund, realizou-se o teste de cointegração de Fisher-Johansen. Tendo em vista que este último indica a quantidade de vetores de cointegração no sistema, optou-se por utilizar o modelo tradicional da CKA que inclui somente a variável *proxy* da poluição e o polinômio de segundo grau da renda *per capita*. O intuito é avaliar com mais clareza se as variáveis CO₂pc, PIBpc e PIB²pc apresentam um único vetor de cointegração que determinará a relação descrita na literatura como CKA, objetivo principal deste trabalho⁵. Sendo assim, o número máximo de vetores de cointegração do teste é dado por (*n*-1), implicando que o sistema de variáveis utilizado nesse teste pode apresentar no máximo 2 vetores de cointegração.

O teste de cointegração de Fisher-Johansen é exibido na Tabela 7. A hipótese nula desse teste é que existe r vetores de cointegração entre as variáveis. Dessa forma, considerando um nível de significância $\alpha=5\%$, rejeita-se a hipótese nula nas duas estatísticas do teste - traço e máximo autovalor - de que o sistema de variáveis não tem nenhum vetor de cointegração (r=0). Isso indica que o conjunto de variáveis do modelo proposto possui ao menos um vetor de cointegração que estabelece um equilíbrio de longo prazo entre elas.

Tabela 7: Teste de cointegração de Fisher-Johansen

Número de Vetores de Cointegração	Estatística do Traço	<i>p</i> -valor	Estatística do Máximo Autovalor	p-valor
r = 0	45,89	0,0000	40,85	0,0000
$r \leq 1$	15,35	0,1199	13,30	0,2074
$r \leq 2$	15,74	0,1074	15,74	0,1074

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

No geral, os testes de cointegração de Westerlund e Fisher-Johansen apresentaram indícios de cointegração entre as variáveis do sistema. Logo, a relação de longo prazo entre elas tem pouca probabilidade de ser espúria. Ademais, tendo-se em vista o objetivo da pesquisa e o fato das variáveis serem cointegradas, a técnica econométrica mais apropriada para a estimação do modelo econométrico do trabalho em questão é o painel cointegrado.

^{*} Observações: (***) indica que os valores são estatisticamente significantes a 1%.

⁵O emprego do modelo tradicional da CKA no teste de Fisher-Johansen não afeta a robustez dos resultados encontrados, uma vez que a presença de um único vetor de cointegração já estabelece uma relação de longo prazo entre o sistema de variáveis. Ademais, o teste de Westerlund valida a existência de cointegração entre o grupo de variáveis como um todo.

4.3 Estimação do Vetor de Cointegração

Uma vez comprovado que as variáveis são cointegradas, isto é, que elas convergem para um equilíbrio de longo prazo, deve-se estimar o vetor de cointegração entre elas, a fim de ter evidências acerca do padrão da CKA para o BRICS no período de 1971-2011. Há que se ressaltar que as estimações serão feitas com base no teste de cointegração de Westerlund, de forma que todas as variáveis do modelo serão incluídas para estimação do vetor de cointegração de longo prazo. Os estimadores utilizados serão o *Fully-Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) e o *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS), cujos resultados são apresentados na Tabela 8.

Grossman & Krueger (1995) salientam que a análise sobre a CKA deve ser feita a partir dos sinais dos coeficientes estimados e nenhuma inferência pode ser feita a respeito da relação entre os valores dos coeficientes das variáveis explicativas com a variável dependente.

Dessa forma, os parâmetros que mensuram o efeito do crescimento econômico sobre as emissões de CO_2 tiveram os sinais conforme o esperado pela teoria em ambos os métodos de estimação, indicando que existe evidências de uma curva no formato de um "U" invertido, conforme postulado pela hipótese da CKA. Isso significa que a degradação ambiental tende a aumentar a priori com o crescimento econômico, mas a partir de determinado patamar de renda per capita ela se diminui.

A principal diferença entre os resultados dos métodos FMOLS e DOLS ficou por conta dos pontos de inflexão da curva que foram, respectivamente, de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61. Além disso, o nível médio de renda *per capita* do BRICS de US\$ 2.907,43 sugere que esse grupo de países se encontra na parte descendente da CKA implicando, assim, que aumentos posteriores na renda *per capita* desse bloco leva a uma melhoria em sua qualidade ambiental.

O coeficiente que mede o impacto do uso de energia sobre as emissões do BRICS tem sinal positivo e conforme o esperado pela teoria, mostrando que quanto maior o consumo *per capita* de energia maiores são as emissões de dióxido de carbono desse grupo de países. Esse resultado já era esperado, uma vez que apenas 14,2% da matriz energética do BRICS é constituída de fontes renováveis⁶. Por outro lado, os combustíveis fósseis - grandes emissores de CO_2 - representam 83,4% na oferta interna de energia desse bloco, com destaque para o carvão mineral (51,1%), óleo (20%) e gás natural (12,3%) (MME, 2014).

O grau de abertura da economia, mensurado pela variável de comércio, teve coeficiente estatisticamente significante e sinal negativo. Isso indica que quanto maior o grau de abertura dos países do BRICS ou o seu volume de comércio, menor são as emissões de CO₂. Esse resultado corrobora com outros estudos que também encontraram um coeficiente negativo e estatisticamente significante para a variável de comércio, tais como Grossman & Krueger (1995) e Poon et al. (2006), sendo este último para a China. A explicação para isso pode estar na aquisição de tecnologia menos poluente incorporada nos bens e serviços advindos do exterior para esses países, o que faria com que o nível de emissões se reduzisse, em vez de aumentar. Outro fator importante é a exposição das empresas à concorrência internacional, que faz com que elas possam incorporar uma atitude ecologicamente mais correta e anteciparem

⁶Em 2011, o percentual de participação das energias renováveis na matriz energética destes países como um todo era ainda menor, com apenas 12,8%.

Variáveis	FMOLS	DOLS
PIBpc	0,0012***	0,0010***
	(4,5932)	(3,0358)
(PIBpc)2	$-2,95 \times 10^{-7***}$	$-2,43 \times 10^{-7**}$
	(-2,9741)	(-1,9358)
СЕрс	0,0013***	0,0016***
	6,0821	(5,6006)
VC	-0,6837**	-0,6937*
	(-2,1722)	(-1,7402)
PK	-0,0967	-0.0807
	(-1,3696)	(-0.8899)
Pontos de Inflexão	US\$ 2.033,89	US\$ 2.057,61

Tabela 8: Estimação do vetor de cointegração

Fonte: Elaboração própria com dados da pesquisa.

Observações: (*), (**) e (***) indicam que os valores são estatisticamente significantes a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

suas ações em vista das regulamentações (Carvalho & Almeida 2010). Além disso, o perfil da pauta comercial do BRICS se alterou significativamente nos últimos anos. O crescimento das exportações e importações de serviços apresentou taxas de crescimento bastante superiores ao resto do mundo, o que pode ter contribuído diretamente para reduzir as emissões do grupo provenientes do comércio internacional (Oliveira 2013). De acordo com Everett et al. (2015), esse seria o terceiro estágio do efeito composição, ou seja, quando a economia se move em direção ao terceiro setor, no qual a poluição ambiental é bem menor.

A variável *dummy* que representa o Protocolo de Quioto não foi estatisticamente significante em nenhum dos dois métodos de estimação. Isso implica que mesmo esses países tendo assinado o Protocolo de Quioto não houve redução nas emissões de CO₂ provenientes desse acordo.

Há que se lembrar, contudo, que o Protocolo de Quioto recaía somente sobre os países desenvolvidos. Os países em desenvolvimento, que é o caso do bloco estudado (à exceção da Rússia), não eram obrigados a diminuir os seus níveis de emissões mesmo tendo assinado o documento. O argumento era o de que as políticas de redução das emissões de GEE prejudicaria o desenvolvimento desses países acabando, assim, com a possibilidade deles se tornarem países desenvolvidos no futuro.

Apesar de a relação entre crescimento econômico e emissão de CO₂ estimada neste trabalho sugerir que, a partir de níveis de renda *per capita* de US\$ 2.033,89 (método DOLS) e US\$ 2.057,61 (método FMOLS), ocorra uma inversão na trajetória das emissões nada garante que esse processo ocorra automaticamente. Conforme ressalta Grossman & Krueger (1995), as políticas ambientais apropriadas têm papel fundamental na inversão da trajetória das emissões de CO₂.

Beckerman (1992) argumenta ainda que a hipótese da CKA não condiz com o fato de o crescimento econômico ser a solução para todos os problemas ligados ao meio ambiente e, dessa maneira, não ter necessidade de implementação de políticas ambientais. O principal argumento por trás da hipótese da CKA é que a adoção generalizada de políticas que retardam o crescimento

econômico em países em desenvolvimento pode reduzir ainda mais o bemestar da população desses países.

Nesse sentido, os resultados encontrados apontaram que os países do BRICS devem contemplar medidas deliberadas que visem à redução das emissões de CO₂ passando pelos seguintes canais:

- 1. Consumo de energia: deve-se ampliar a participação de energias renováveis, em detrimento dos combustíveis fósseis, na matriz energética dos países do BRICS, especialmente, na Rússia, China e Índia que são grandes consumidores do insumo energético mais nocivo em termos de emissão CO₂, qual seja, o carvão mineral. Além disso, a eficiência energética do BRICS também deve ser aumentada, de forma que ocorra uma redução no consumo de energia por unidade do PIB de cada país.
- 2. Comércio internacional: deve haver incentivos às transações comerciais entre os países do bloco e o resto do mundo, de modo que haja uma transferência de tecnologia menos poluente dos países desenvolvidos para os que estão em vias de desenvolvimento. Isso tornaria a estrutura produtiva desses países mais moderna e eficiente do ponto de vista ambiental. O BRICS também deve se inserir nas cadeias globais de valor e se esforçar para estar nas pontas dessas cadeias, especialmente, nas atividades ligadas ao terceiro setor (logística, setor financeiro, marketing, design, etc.), no qual o nível de poluição é bem menor do que o setor primário e secundário da economia. Ademais, acredita-se que legislações e fiscalizações ambientais mais rígidas, vigentes nos países desenvolvidos, poderiam contribuir com os produtos provenientes do BRICS, já que colocaria a necessidade de adequação dos mesmos nos moldes de produtos ecológicos.
- 3. Acordo internacional de redução das emissões: apesar de o resultado da variável dummy que mensura o impacto do Protocolo de Quioto ter se mostrado insignificante para explicar as emissões de CO₂ provenientes do BRICS, julga-se necessário o surgimento de outro acordo internacional de redução de emissões de gases estufa que recaia também sobre os países em desenvolvimento, como, por exemplo, o Acordo do Clima de Paris. Nesse acordo, ao contrário do Protocolo de Quioto, todos os países signatários, especialmente os emergentes, deverão contribuir com as reduções de emissões de gases estufa visando manter a elevação média da temperatura do planeta abaixo dos 2º C.

Por último, é importante salientar que este trabalho considerou em suas estimações apenas as emissões de CO₂ provenientes da queima de combustíveis fósseis e da produção de cimento. Portanto, as emissões de CO₂ decorrentes de outras fontes, como o desmatamento, por exemplo, não foram contempladas na análise aqui feita. Mesmo assim, entende-se que a manutenção da cobertura vegetal e a redução do desmatamento nos países estudados são de extrema relevância para diminuir os níveis de emissões de CO₂, uma vez que as florestas são grandes reservatórios desse poluente.

Finalmente, mas não menos importante, vale ressaltar que o nível correspondente de emissões de CO2 ao nível de renda per capita de inflexão da curva (US\$ 2.033,89 pelo método DOLS e US\$ 2.057,61 pelo método FMOLS) não necessariamente corresponde a níveis de emissões que garantam a redução

de estoques de CO₂ já acumulados na atmosfera. Isso significa que não há garantia que os níveis de emissões correspondentes aos níveis de renda *per capita* definidos acima sejam níveis seguros do ponto de vista da problemática das mudanças climáticas. Essa observação reforça ainda mais a necessidade de políticas ambientais apropriadas, como as definidas acima, além de um constante monitoramento dos países com relação a suas emissões, garantindo, assim, a capacidade de atendimento aos compromissos firmados em acordos internacionais.

5 Conclusões

Este trabalho investigou a relação entre crescimento econômico e emissões de poluente no BRICS no período de 1971-2011 por meio da abordagem teórica da Curva de Kuznets Ambiental. Para atingir tal objetivo, utilizou-se a metodologia econométrica de cointegração para dados em painel e procedeu-se de forma semelhante à análise convencional de séries temporais, isto é, primeiramente fez-se os testes de estacionaridade para determinar a ordem de integração das variáveis, seguido pelos testes de cointegração para verificar equilíbrios de longo prazo e, por último, estimou-se o vetor de cointegração de longo prazo para averiguar as relações entre as variáveis do modelo.

Os resultados dos estimadores FMOLS e DOLS foram muito semelhantes e de acordo com a teoria. Em ambos os métodos, encontraram-se evidências de uma curva no formato de "U" invertido, conforme postulado pela hipótese da CKA. Isso significa que as emissões de CO₂ aumentam *a priori* com a renda *per capita*, mas que, a partir dos pontos de inflexão de US\$ 2.033,89 e US\$ 2.057,61, aumentos posteriores da renda *per capita* fazem com que ocorra um movimento contrário nos níveis de emissões.

As outras variáveis explicativas do modelo, com exceção da *dummy*, também foram estatisticamente significantes e com sinais de acordo com o esperado pela teoria. O consumo *per capita* de energia, com sinal positivo, indicou que quanto maior o uso de energia por pessoa, maiores são as emissões de CO₂. O sinal negativo da variável de comércio mostrou que uma maior abertura das economias do BRICS beneficia o meio ambiente desses países, dado que reduz as emissões de CO₂. Por fim, a variável *dummy* que avalia o Protocolo de Quioto não foi estatisticamente significante, o que mostra a irrelevância deste Acordo para explicar a redução das emissões de CO₂ provenientes do BRICS.

Embora os resultados deste artigo indiquem a existência de uma CKA para os países do BRICS, considera-se importante a formulação e implementação de políticas ambientais apropriadas para reduzir ainda mais o nível de emissões provenientes desse bloco. Contudo, tais políticas não podem ser um entrave para o crescimento econômico desses países, tendo em vista que, após ser ultrapassado o ponto de inflexão da CKA, a elevação da renda *per capita* implica em uma diminuição das emissões de CO₂. As medidas deliberadas devem focar, principalmente, o consumo energético, visando à ampliação da participação de fontes renováveis e no aumento da eficiência da matriz, e no perfil de comércio internacional, com estímulo das transações que envolvam a transferência de tecnologia menos poluente para o BRICS.

Acredita-se ainda que a emergência de um novo acordo internacional que seja pautado em conformidade com a responsabilidade de cada país no total de emissões e inclua os países em desenvolvimento no rol das contribuições

individuais de redução de emissões de gases poluentes é de grande relevância. Isso porque, atualmente, Brasil, Rússia, Índia e China estão entre os dez principais emissores de CO_2 do mundo.

Por fim, há que se ressaltar que, apesar de o presente estudo ter contribuído com o debate ao estimar a relação entre crescimento econômico e emissões de CO_2 para o conjunto de países em desenvolvimento do BRICS, os quais somam mais de 40% das emissões mundiais de CO_2 , ainda existem algumas lacunas a serem preenchidas na literatura que trata da relação entre crescimento econômico e emissões de poluentes como um todo.

Portanto, estudos futuros devem focar no desenvolvimento de testes de raiz unitária e cointegração mais poderosos e em estimadores para painel dinâmico mais robustos que levem em consideração a correlação entre as *cross-section* do painel. Outra lacuna a ser preenchida consiste nos impactos do acordo de Paris sobre os níveis de emissões dos países signatários, especialmente, os emergentes. No entanto, esses estudos só poderão ser realizados futuramente, dado que a maioria das metas dos países são para 2025 ou 2030.

Referências Bibliográficas

Agras, J. & Chapman, D. A. (1999), 'A dynamic approach to the environmental Kuznets curve hypothesis', *Ecological Economics* **28**, 267–277.

Ahmed, K. & Long, W. (2012), 'Environmental Kuznets curve and Pakistan: an empirical analysis', *Procedia Economics and Finance* 1, 4–13.

Antweiler, W., Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2001), 'Is free trade good for the environment?', *American Economic Review* **91**(4), 877–908.

Arraes, R. A., Diniz, M. B. & Diniz, M. J. T. (2006), 'Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável', *Revista de Economia e Sociologia Rural* 44(3), 525–547.

Ávila, E. S. & Diniz, E. M. (2015), 'Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões', *Estudos Econômicos* **45**(1), 97–126.

Banco Mundial (1992), Development and the environment, *in* 'World development report', Oxford University Press.

Beckerman, W. (1992), 'Economic growth and the environment: whose growth? Whose environment?', World Development 20(4), 481–496.

Carvalho, S. S. d. (2013), A relação entre crescimento e o meio ambiente: uma reavaliação da curva de Kuznets ambiental, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Carvalho, T. S. & Almeida, E. (2010), 'A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial', *Estudos Econômicos* (São Paulo) **40**(3), 587–615.

Cheng, S.-Y., Wei, J.-S. & Hou, H. (2008), 'A cointegration analysis of purchasing power parity and country risk', *International Journal of Business and Economics* 7(3), 199.

205

Cunha, C. A. & Scalco, P. R. (2013), 'Crescimento econômico brasileiro e emissão de CO₂', *Revista do Desenvolvimento Regional* **18**(2), p. 214–230.

EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research (2016), 'Emissions time series'.

URL: http://edgar.jrc.ec.europa.eu

Energy International Agency (EIA) (2016), 'Total carbon dioxide emissions from the consumption of energy'.

URL: http://www.eia.gov/beta/international/data/browser/

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: Journal of the Econometric Society* pp. 251–276.

Everett, T., Ishwaran, M., Ansaloni, G. & Rubin, A. (2015), 'Economic growth and the environment'.

URL: https://www.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/69195/pb13390-economic-growth-100305.pdf

Fisher, R. (1932), 'Statistical methods for research workers, edinburgh, oliver and boyd, 1925', *Google Scholar*.

Fonseca, L. N., Ribeiro, E. P. et al. (2005), 'Preservação ambiental e crescimento econômico no Brasil', VII Encontro de Economia da Região Sul.

Greene, W. H. (2003), Econometric analysis, Pearson Education India.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1995), 'Economic growth and the environment', *The Quarterly Journal of Economics* **110**(2), 353–377.

Hayashi, F. (2000), 'Econometrics', Princeton University Press, Section 1, 60–69.

Jalil, A. & Mahmud, S. F. (2009), 'Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: a cointegration analysis for China', *Energy Policy* **37**(12), 5167–5172.

Johansen, S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**(2-3), 231–254.

Jones, L. E. & Manuelli, R. E. (1995), A positive model of growth and pollution controls, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Kao, C. & Chiang, M.-H. (2001), On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *in* 'Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels', Emerald Group Publishing Limited, pp. 179–222.

Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American Economic Review* **45**(1), 1–28.

Lucena, A. d. (2015), Estimativa de uma curva de Kuznets ambiental aplicada ao uso de energia e suas implicações para as emissões de carbono no Brasil, 2005, 124 f, PhD thesis, Tese de Doutorado em Economia, PPE, UFRJ, Rio de Janeiro.

Maddala, G. S. & Wu, S. A. (1999), 'A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **61**(1), 631–652.

Mark, N. C. & Sul, D. (2003), 'Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand', Oxford Bulletin of Economics and statistics 65(5), 655–680.

Meadows, D. H., Meadows, D. H., Randers, J. & Behrens III, W. W. (1972), 'The limits to growth: a report to the club of Rome', *Google Scholar* 91.

Oliveira, C. M. S. d. (2016), Criminalidade no Brasil e seus aspectos econômicos no período de 1990-2010: uma análise de vetores autorregressivos para dados em painel - PVAR, Master's thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Norte.

Oliveira, I. T. M. (2013), BRICs: novos competidores no comércio internacional de serviços?, Technical report, Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Pao, H.-T. & Tsai, C.-M. (2010), 'CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries', *Energy Policy* **38**(12), 7850–7860.

Pao, H.-T. & Tsai, C.-M. (2011), 'Modeling and forecasting the CO_2 emissions, energy consumption, and economic growth in Brazil', *Energy* **36**(5), 2450–2458.

Pao, H.-T., Yu, H.-C. & Yang, Y.-H. (2011), 'Modeling the CO₂ emissions, energy use, and economic growth in Russia', *Energy* **36**(8), 5094–5100.

Parry, M., Parry, M. L., Canzianfi, O., Palutikof, J., Van der Linden, P. & Hanson, C. (2007), Climate change 2007-impacts, adaptation and vulnerability: working group II contribution to the fourth assessment report of the IPCC, Vol. 4, Cambridge University Press.

Pedroni, P. (1996), 'Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity', Manuscript, Department of Economics, Indiana University pp. 1–45.

Pedroni, P. (1999), 'Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors', Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61(S1), 653–670.

Pedroni, P. (2000), Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels, *in* 'Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels', Emerald Group Publishing Limited, pp. 93–130.

Pesaran, M. H. (2003), 'A simple panel unit root test in the presence of *cross-section* dependence', *Working Papers in Economics n.* 0346 22(2), 265–312.

Poon, J. P., Casas, I. & He, C. (2006), 'The impact of energy, transport, and trade on air pollution in China', *Eurasian Geography and Economics* 47(5), 568–584.

Rabbi, F., Akbar, D. & Kabir, S. Z. (2015), 'Environment Kuznets curve for carbon emissions: a cointegration analysis for Bangladesh', *International Journal of Energy Economics and Policy* **5**(1), 45–53.

Saboori, B., Sulaiman, J. & Mohd, S. (2012), 'Economic growth and CO₂ emissions in Malaysia: a cointegration analysis of the environmental Kuznets curve', *Energy Policy* **51**, 184–191.

Scarpelli, M. C. (2010), 'Hysteresis nas exportações manufaturadas brasileiras: uma análise de cointegração em painel'.

Selden, T. M. & Song, D. (1994), 'Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions?', *Journal of Environmental Economics and Management* 27(2), 147–162.

Shafik, N. & Bandyopadhyay, S. (1992), Economic growth and environmental quality: time-series and cross-country evidence, Vol. 904, World Bank Publications.

UNCTAD (2005), 'Issues paper on Bridging the technology gap', http://unctad.org/Sections/dite_dir/docs/dite_pcbb_stdev0006_en.pdf.

URL: http://unctad.org/Sections/dite_dir/docs/dite_pcbb_stdev0006_en.pdf

WCED (1987), 'Desenvolvimento, nosso futuro comum', Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas.

Westerlund, J. & Edgerton, D. L. (2007), 'A panel *bootstrap* cointegration test', *Economics Letters* **97**(3), 185–190.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

- 1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
- 2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
- 3. Na versão para "avaliação", basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
- 4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato LATEX.
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão BibT_EX.
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Marlene Dietrich Cover: Christof Gunkel Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)

Diagramming: Caio Henrique Montoro de Lucca

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP. CEP 14040-905

Telefone: (0xx16) 3315-0407 Email:revecap@usp.br

Website: http://www.usp.br/revecap

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 23 – n. 2

April – June 2019

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Angelo Costa Gurgel Eliezer Martins Diniz Edson Zambon Monte Fernando Antonio de Barros Júnior

Lízia de Figueirêdo

Reynaldo Fernandes

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pierre Perron

Boston University

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RI

Victor Bulmer-Thomas University of London Antônio Barros de Castro

UFRI

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV-UFF

Geoffrey J. D. Hewings University of Illinois Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman Princeton University Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRI

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Robert E. Evenson Yale University Rodolfo Hoffmann ESALQ/USP Russell E. Smith Washburn University

Tomás Málaga FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp