



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 25 – nº 3

Julho – Setembro 2021

ARTIGOS

Pobreza infantil no Brasil: uma análise multidimensional para o período de 1998 a 2008

Cristiéle de Almeida Vieira, Cássia Kely Favoretto, Paulo de Andrade Jacinto

In-kind transfers in Brazil: household consumption and welfare effects

Bruno Toni Palialol, Paula Carvalho Pereda

A ética protestante e o espírito do capitalismo: preferências quanto ao mercado de trabalho, empreendedorismo e a estrutura familiar no Brasil

Daniel de Abreu Pereira Uhr, Sílvia da Rosa Paula, Marcus Vinicius Bastos dos Santos, Luciane Machim Vieira, Júlia Gallego Ziero Uhr

O impacto das exportações no diferencial de salários entre gêneros no Brasil

Igor Granitoff, Silvio Hong Ting Tai

Distância à instituição de ensino e demanda por educação superior

Bruna Letícia Ribeiro de Araújo, Leonardo Chaves Borges Cardoso

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 3 Julho – Setembro 2021

PAPERS

**Child poverty in Brazil: a multidimensional analysis for the period
1998 to 2008**

Cristiéle de Almeida Vieira, Cássia Kely Favoretto, Paulo de Andrade
Jacinto

**In-kind transfers in Brazil: household consumption and welfare
effects**

Bruno Toni Paliolol, Paula Carvalho Pereda

**Protestant ethics and the spirit of capitalism: preferences regarding
the labor market, entrepreneurship and family structure in Brazil**

Daniel de Abreu Pereira Uhr, Sílvio da Rosa Paula, Marcus Vinicius
Bastos dos Santos, Luciane Machim Vieira, Júlia Gallego Ziero Uhr

The impact of exports on wage differential between genders in Brazil

Igor Granitoff, Silvio Hong Tiing Tai

The demand for higher education: being close to a university matters

Bruna Letícia Ribeiro de Araújo, Leonardo Chaves Borges Cardoso

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 25 – nº 3

Julho – Setembro 2021

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

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

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

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

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: Manuelle Iamakami Peguini

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. 25 – nº 3

Julho – Setembro 2021

ARTIGOS

- 331 **Pobreza infantil no Brasil: uma análise multidimensional para o período de 1998 a 2008**
Cristiéle de Almeida Vieira , Cássia Kely Favoretto , Paulo de Andrade Jacinto
- 367 **In-kind transfers in Brazil: household consumption and welfare effects**
Bruno Toni Palialol , Paula Carvalho Pereda
- 395 **A ética protestante e o espírito do capitalismo: preferências quanto ao mercado de trabalho, empreendedorismo e a estrutura familiar no Brasil**
Daniel de Abreu Pereira Uhr , Sílvio da Rosa Paula , Marcus Vinicius Bastos dos Santos , Luciane Machim Vieira , Júlia Gallego Ziero Uhr
- 421 **O impacto das exportações no diferencial de salários entre gêneros no Brasil**
Igor Granitoff , Silvio Hong Tiing Tai
- 449 **Distância à instituição de ensino e demanda por educação superior**
Bruna Letícia Ribeiro de Araújo , Leonardo Chaves Borges Cardoso

POBREZA INFANTIL NO BRASIL: UMA ANÁLISE MULTIDIMENSIONAL PARA O PÉRIODO DE 1998 A 2008

CRISTIÉLE DE ALMEIDA VIEIRA *

CÁSSIA KELLY FAVORETTO †

PAULO DE ANDRADE JACINTO ‡

Resumo

O objetivo deste estudo é analisar a evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para as Unidades Federativas do Brasil em 1998, 2003 e 2008. Para tanto, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) - Suplemento de Saúde e o método Alkire-Foster, considerando as dimensões educação, saúde e padrão de vida. Os resultados mostram que a pobreza infantil reduziu no período de 1998 a 2008 em quase todos os estados do Brasil. Na análise espacial, observou-se que os maiores índices estiveram localizados na região Norte e Nordeste, retratando um caráter de perpetuação regional da pobreza infantil.

Palavras-chave: economia da saúde infantil, vulnerabilidade social, método Alkire-Foster.

Códigos JEL: I15, O1.

Abstract

The objective of this study is to analyze the evolution of a Child Multidimensional Poverty Index for the Federative Units of Brazil in 1998, 2003 and 2008. For that, the microdata from the National Household Sample Survey (PNAD) - Health Supplement and the Alkire-Foster method were used, considering the dimensions of education, health and standard of living. The results showed that child poverty decreased from 1998 to 2008 in almost all states in Brazil. In the spatial analysis, it was observed that the highest indexes were located in the North and Northeast regions, portraying a character of regional perpetuation of child poverty.

Keywords: chronic disease, body weight, child health economics, quantitative methods in health.

JEL codes: I15, O1.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea168914>

* Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Mestra em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá. Bolsista CNPq. ORCID: 0000-0002-2198-8404. E-mail: crissavieira@gmail.com

† Professora do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. Bolsista de Produtividade em Pesquisa CNPq. ORCID: 0000-0002-4120-0901. E-mail: ckfavoretto@uem.br

‡ Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico e do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná. Bolsista de Produtividade em Pesquisa CNPq. ORCID: 0000-0002-8563-9190. E-mail: paulo.jacinto@ufpr.br

1 Introdução

A pobreza é classificada como um grave problema socioeconômico do século XXI, que afeta parte significativa da população dos países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para Deaton (2017), a pobreza gera perdas de bem-estar, de qualidade de vida e sua erradicação tem se tornado um dos principais desafios para as nações.

Na literatura há uma ampla discussão referente ao conceito de pobreza e como ela deve ser mensurada. Isso está presente na mudança de uma análise unidimensional com base apenas em uma dimensão de renda para um conceito multidimensional, em que as condições básicas para sobrevivência, como moradia e alimentação, passaram a ser avaliadas para definir esta condição (Alkire & Fang 2019, Bourguignon & Chakravarty 2003, Codes 2008, Crespo & Gurovitz 2002, Sen 2010). Mais recentemente, a pobreza tem sido correlacionada a ideia de privação em multifatores entre os quais destacam-se a saúde (nutrição e mortalidade infantil), a educação (anos de estudo e frequência escolar) e o padrão de vida (gás de cozinha, saneamento básico, água potável, energia elétrica, habitação, entre outros) ¹.

A pobreza multidimensional corresponde a uma forma de vulnerabilidade que gera distorções na vida das pessoas. No caso específico de crianças, o organismo ainda é frágil e suscetível às adversidades do meio social e econômico. Assim, as privações durante a infância podem gerar sequelas e efeitos de longo prazo para esses indivíduos na fase adulta e entre gerações, ocasionando um círculo vicioso de vulnerabilidade à pobreza. As privações que as pessoas sofreram na infância induzem a uma perda de capital humano com consequências diretas na economia. Isso pode ser melhor compreendido ao considerar que a maior proporção dessas pessoas pode apresentar problemas de saúde na vida adulta, terem menores índices de educação, menor produtividade no trabalho e, conseqüentemente, menor renda.

Segundo Human Development Initiative (2018), o total de pobres no mundo corresponde a 1,3 bilhões de pessoas e uma a cada três crianças (pessoas com idade menor que 18 anos) são classificadas como multidimensionalmente pobres (ou seja, 665 milhões do total destacado). Esse cenário torna-se pior quando verificado que 1 a cada 6 desses indivíduos são privados em pelo menos metade dos indicadores de saúde, educação e padrão de vida. A Organização das Nações Unidas (2016) afirma que se não houver nenhuma ação para reduzir as privações infantis, a prospectiva é que 167 milhões de crianças viverão na extrema pobreza até 2030, reduzindo as capacidades das gerações futuras.

Para a América Latina e Caribe, o número de pobres é de 43 milhões, sendo que as maiores proporções são encontradas no Brasil - 20,1%, no Haiti - 13% e na Guatemala - 12,2% respectivamente ². Em 2015, cerca de 18 milhões de crianças e adolescentes brasileiras menores de 17 anos (34,3% do total de crianças dessa faixa etária) viviam em domicílios com renda per capita insuficiente para adquirir uma cesta básica de bens. Segundo dados da United Nations International Children's Emergency Fund (2018), ao considerar os fatores como educação, informação, trabalho infantil, moradia, água e saneamento,

¹Para uma discussão mais detalhada ver Human Development Initiative (2018) e Sen (1976, 1997, 1999, 2010).

²Dados do Human Development Initiative (2018).

esse número atingirá 27 milhões (49,7% do total) de crianças com privações em um ou mais desses indicadores no território brasileiro.

A pobreza multidimensional tem sido objeto de estudo em várias áreas com destaque para a economia e saúde. Embora não seja uma tarefa fácil mensurar esse tipo de pobreza, uma metodologia que tem sido frequentemente utilizada foi desenvolvida por Alkire & Foster (2009, 2011). A principal característica desse método é a sua capacidade técnica em medir pobreza, que vai além de identificar quem é pobre, permitindo verificar quais e quantos são os indicadores de maiores privações para cada indivíduo pobre. Uma vantagem dessa forma de mensurar pobreza se revela ao gerar informações para nortear os formuladores de políticas públicas a agirem no foco das principais vulnerabilidades da sociedade.

Na literatura internacional os estudos de Alkire & Roche (2012), Apablaza & Yalonetzky (2011), Callander et al. (2012), García & Ritterbusch (2015), Mohaqeqi et al. (2019), Omotoso & Koch (2018) e Wang et al. (2015) fazendo uso da inclusão de diferentes dimensões no índice, do uso de diferentes faixas etárias e mensurados para diferentes países, empregaram a metodologia proposta por (Alkire & Foster 2009, 2011) para mensurar um índice de pobreza multidimensional infantil. Independente para qual país foi realizado o estudo, foi evidenciado que investimentos em condições apropriadas de saúde e oportunidades sociais e econômicas às crianças são a chave para superar o ciclo de pobreza e melhorar as taxas globais de sobrevivência infantil no curto e longo prazo.

No Brasil, um índice multidimensional de pobreza infantil utilizando o método de AF foi mensurado por Mosaner (2016). Utilizando as informações da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006, esse estudo revelou que 20,20% das crianças menores de 5 anos eram pobres com privação em 42,74% dos indicadores, sendo a dimensão saneamento básico, habitação e saúde as que apresentaram os aspectos mais carentes do índice multidimensional. Embora os resultados tenham trazido informações relevantes no quesito ações de combate à pobreza infantil, a principal limitação do estudo supracitado foi considerar apenas o ano de 2006. O mesmo não leva em conta que a partir de 2003 a economia mundial entrou em um ciclo de expansão econômica com reflexos positivos na economia brasileira; além disso, houve o aumento e a implementação de vários programas sociais, entre os quais, o Programa Bolsa Família (PBF) - criado com intuito de reduzir a pobreza e a pobreza extrema, que podem ter contribuído para a redução da pobreza infantil no Brasil. Uma análise da evolução temporal e também regional para esse índice permitiria ter informações e subsídios para os formuladores de políticas públicas se nos anos que antecederam 2008, com a melhora na economia do país e com a ampliação e criação de programas sociais, tivesse ocorrido também uma redução dessa pobreza.

A partir dessas considerações, o objetivo do presente estudo é analisar a evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para as Unidades Federativas do Brasil em 1998, 2003 e 2008. A análise é feita para um grupo de pessoas classificadas como mais vulneráveis (menores de 5 anos), devido aos seguintes motivos: *i*) nessa idade, tem-se o desenvolvimento do cognitivo dos indivíduos, logo, qualquer privação sofrida na fase destacada pode impactar no bem-estar deles; *ii*) trata-se de indivíduos que compõem o capital humano futuro e, conseqüentemente, são responsáveis pelo crescimento e desenvolvimento de longo prazo de um país; *iii*) corresponde à faixa

etária mais sensível às externalidades do meio social, econômico e ambiental, o que permite mensurar as desigualdades presentes na sociedade e; *iv*) geram efeitos de longo prazo, como maior probabilidade a doenças, baixa produtividade e renda, bem como sequelas para as próximas gerações (Banerjee et al. 2004, Duflo 2005, Deaton 2017, Galasso & Umapathi 2009, Vandemoortele 2012, Wickham et al. 2016, Wise 2016).

Na mensuração do índice de pobreza multidimensional deste estudo são utilizados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)-Suplemento Saúde, disponível apenas para os anos 1998, 2003 e 2008, e a metodologia de Alkire & Foster (2009, 2011), considerando as dimensões de educação, saúde e padrão de vida. Na escolha do período a ser analisado, dois aspectos merecem ser destacados. O primeiro é que, após 2008, não houve nenhuma outra publicação do suplemento de saúde por parte do PNAD, logo, todas as variáveis utilizadas na dimensão saúde (plano de saúde, estado de saúde infantil retratado e internação infantil) só estão disponíveis nos anos supracitados³. Temporalmente, restringimos a nossa análise para o período de 1998-2008, porém, temos à nossa disposição uma base de informações mais completa para atingir o objetivo proposto neste trabalho (evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional infantil) e conseguir analisar o comportamento das variáveis supracitadas e do próprio índice de pobreza. O segundo aspecto é que a análise se restringe à área urbana. Como as informações para a zona rural da região Norte estão disponíveis apenas a partir de 2004, optamos por ficar com uma análise que permitisse uma maior comparabilidade entre os anos e as Unidades Federativas.

Os resultados encontrados sugerem que a incidência da pobreza no Brasil foi reduzida ao longo da década 1998-2008, porém, a intensidade desse fator aumentou. Embora a quantidade de crianças pobres tenha diminuído no período, o número de indicadores privados desse público que continuou na pobreza expandiu. Esse fato pode refletir que as crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres) em 1998 conseguiram superar a pobreza em 2008, enquanto as severamente pobres (mais pobres entre as pobres) continuaram no estado de pobreza crônica. Na análise espacial, observou-se que os maiores índices nos três anos de análise (1998, 2003 e 2008) estiveram situados nas unidades federativas do Norte e Nordeste do país, retratando um caráter de perpetuação regional da pobreza infantil. Nesse contexto, a principal contribuição deste estudo residiu em apresentar uma análise da evolução temporal e também regional, permitindo captar as disparidades da quantidade de pobres e dos indicadores de maior carência em cada região no decorrer de três anos analisados (1998, 2003 e 2008).

Além desta introdução, o artigo está estruturado em mais quatro seções. A seção dois apresenta uma revisão empírica da literatura sobre problema multidimensional. Na seção 3, são feitas uma descrição da metodologia Alkire-Foster e os ajustamentos efetuados para sua aplicação para o Brasil, considerando o contexto infantil, bem como a fonte e descrição dos dados. Na seção 4, são apresentados os resultados e uma discussão procurando relacionar com a literatura. Por fim, a última seção, traz as considerações finais.

³Conforme a teoria de capital humano de Grossman e o recomendado pela OMS, a saúde é componente imprescindível para o desenvolvimento humano e econômico de uma nação.

2 Síntese da literatura empírica

Na literatura internacional, vários estudos empregaram o método AF para mensurar a pobreza infantil, com destaque para Alkire & Roche (2012), Apablaza & Yalonetzky (2011), García & Ritterbusch (2015), Omotoso & Koch (2018) que consideraram mais de dois anos na construção do índice, permitindo em suas análises verificar a evolução no tempo do índice de pobreza multidimensional e das dimensões. Estudos como os de Callander et al. (2012), Mosaner (2016), Mohaqeqi et al. (2019) e Wang et al. (2015) foram realizados apenas para um ano específico, o que restringiu a análise de verificação das dimensões que mais contribuíam para a pobreza infantil.

O estudo de Alkire & Roche (2012) mensurou um Índice de Pobreza Multidimensional para crianças menores de 5 anos residentes em Bangladesh, empregando os dados da *Demographic Health Survey* para 1997 e 2007. O índice era composto por cinco dimensões: *i*) nutrição; *ii*) água; *iii*) condições sanitárias; *iv*) saúde-imunização até os 2 anos de idade; *v*) moradia e *vi*) informação. Os resultados indicaram os seguintes percentuais de privações: 10% com uma privação, quase 20% em duas, 30% em três e 27% em quatro. Para 2007, os indicadores de maior privação foram abrigo (mais de 90% das crianças viviam em uma casa sem pavimento ou coberturas inadequadas), seguido por nutrição, saneamento e informação, em que as taxas de privação foram de quase 60%. O quadro foi um pouco melhor para a saúde (privação de 20%) e o acesso à água (menos de 5% sem acesso a uma fonte melhorada).

Considerando crianças com idade de 8 anos, o estudo de Apablaza & Yalonetzky (2011) calculou um Índice de Pobreza Multidimensional para a Índia (áreas de Andra Pradexe), Etiópia, Peru e Vietnã. Foram utilizados os dados da *Young Lives* para os anos 2002, 2006-7 e 2009. As dimensões empregadas na construção do índice visaram refletir as características individuais das crianças, com destaque para a de capital humano, apego parental e de ambiente. Os resultados apontaram o Peru como o país menos pobre, seguido pelo Vietnã, Andra Pradexe e Etiópia. A redução da pobreza foi maior no Peru e de menor velocidade na Etiópia. Em termos de intensidade de indicadores privados, a superlotação, o acesso a banheiros e combustíveis foram os de maior privação na Etiópia. Em contraste, a qualidade do piso se destacou no Peru, enquanto o acesso à água foi relativamente mais relevante no Vietnã. Em Andra Pradexe, os indicadores que mais contribuíram para a pobreza foram a superlotação e a qualidade do piso.

O estudo de García & Ritterbusch (2015) considerou as crianças de 0 a 17 anos ao mensurar o índice de pobreza multidimensional para a Colômbia. A partir de dados da pesquisa domiciliar para os anos de 2008, 2010 e 2011, compôs o índice utilizando as dimensões: *i*) educação; *ii*) nutrição; *iii*) água e saneamento; *iv*) segurança econômica; *v*) segurança; *vii*) recreação e uso do tempo; e *viii*) informação. Os resultados indicaram queda substancial da pobreza infantil, passando de 41,2% em 2008 para 34% de multidimensionalmente pobres em 2011, com concentração da pobreza entre crianças de 3 a 5 anos. A intensidade da pobreza para todas as faixas etárias foi mais crítica na falta de acesso à água potável, superlotação e ausência de acesso a parques ou áreas verdes. Além disso, para crianças menores de cinco anos e adolescentes de 12 a 17 anos, a falta de acesso à educação foi considerada uma questão crítica. Quando considerada a faixa de 6 a 17 anos como um todo, os fatores mais precários corresponderam à falta de acesso a serviços recreativos ou de

uso do tempo.

Omotoso & Koch (2018) mensuraram a pobreza multidimensional de crianças menores de 17 anos na África do Sul, no período pós-apartheid de 2002 à 2014. Para compor o índice, foram empregadas as dimensões: *i*) condições de vida; *ii*) educação; *iii*) saúde; *iv*) atividade econômica. Os resultados mostraram que uma queda da quantidade de pobres e permanência da intensidade da pobreza (número de privações nos indicadores), principalmente em relação ao estado de saúde das crianças. As características individuais que mais acentuaram a pobreza foram entre negros africanos e residentes em províncias rurais.

Como pode ser visto, na Tabela 1 estão apresentados outros estudos além dos que foram acima descritos que, na mensuração do índice de pobreza multidimensional infantil, empregaram informações para apenas um ano. Sem dúvida, a disponibilidade de apenas um ano restringe a análise na contribuição das dimensões para a pobreza infantil. Esse é o caso de Callander et al. (2012), que mensuraram um Índice de Pobreza da Liberdade de crianças na faixa etária de 5 a 19 anos da Austrália em 2003; de Wang et al. (2015), que analisaram um índice para crianças e adolescentes de 0 a 18 anos da China rural em 2010; de Mohaqeqi et al. (2019), que calcularam um índice de pobreza multidimensional para o Irã abordando jovens menores de 18 anos para o ano de 2015; e de Mosaner (2016), que mensura um índice de pobreza multidimensional para crianças menores de 5 anos das macrorregiões brasileiras para o ano de 2006.

No caso específico do Brasil, Mosaner (2016) utilizou as informações da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2006 (disponível apenas para o ano destacado) e compôs o índice de pobreza multidimensional infantil utilizando as dimensões: *i*) acesso à água segura; *ii*) saneamento básico; *iii*) acesso à habitação; *iv*) acesso à informação; *v*) saúde; *vi*) nutrição. Os resultados apontaram que a incidência de pobreza variou de 86,84% (privação em um indicador) a 0,06% (privação em 6 indicadores). Na média (privação em três indicadores), cerca de 20,02% das crianças eram pobres com privação em 42,74% dos indicadores. Os aspectos mais carentes foram vistos na dimensão saneamento básico (98,47%), na habitação (95,15%), na saúde (56,63%), no acesso à informação (32%), na nutrição (19,6%) e no acesso à água (17%). Na comparação entre pobreza monetária e multidimensional, verificou que as duas variáveis apresentaram comportamento semelhante nas localidades menos privadas (Sul, Sudeste e Centro-Oeste), porém à medida que se considerou os estratos mais vulneráveis, essa relação não foi direta. Também foi evidenciado que a renda explicou parcialmente as vulnerabilidades infantis.

Como foi descrito nesta seção, há vários estudos na literatura internacional que mensuraram um índice de pobreza multidimensional empregando a metodologia proposta por Alkire-Foster e avaliando a sua evolução ao longo do tempo. Para o Brasil, esse índice foi mensurado por Mosaner (2016), limitando-se ao uso de informações apenas para o ano de 2006, o que permitiu apenas gerar evidência a respeito de quais dimensões contribuíram mais para a pobreza infantil em 2006. No entanto, na análise de pobreza é importante também levar em consideração a sua evolução. É nessa direção que o presente trabalho avança ao propor uma discussão sobre as privações de crianças (de zero a cinco anos) nas Unidades Federativas do Brasil, fazendo uso da evolução da pobreza infantil para o período de 1998 a 2008.

Tabela 1: Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil aplicado à metodologia Alkire-Foster

Autor	Local/ano	Idade	Objetivo	Variáveis	Resultados	Conclusão
Alkire e Roche (2011)	Bangladesh 1997 e 2007	Menor de 5 anos	Apresentar uma nova abordagem para a medição da pobreza infantil que reflete a amplitude e componentes da pobreza infantil.	Nutrição, água, condições sanitárias, saúde, moradia e informação.	Os resultados da pesquisa indicaram que 10% das crianças sofrem apenas com uma privação, quase 20% são privadas em duas dimensões, 30% em três privações, e 27% em quatro privações. Os indicadores de maior privação foram, respectivamente, cobertura da casa, nutrição, saneamento, informação, saúde e água.	Conclui-se que a pobreza infantil não deve ser avaliada apenas de acordo com a incidência da pobreza, mas também pela intensidade das privações que afetam a vida das crianças pobres ao mesmo tempo uma vez que a intensidade varia de maneiras importantes entre regiões e ao longo do tempo.
Apablaza e Yalonetzky (2011)	Andra Pradexe (Índia), Etiópia, Peru e Vietnã-2002, 2006-7 e 2009	Menor de 8 anos	Documentar a mudança na incidência conjunta de privações múltiplas durante a infância	Capital Humano e bem-estar do ambiente familiar	Os resultados apontaram o Peru como o menos pobre, seguido pelo Vietnã, Andra Pradexe e Etiópia. A redução da pobreza foi maior no Peru e de menor velocidade na Etiópia. Em termos de intensidade de pobreza, na Etiópia a superlotação, acesso a banheiros e combustíveis foram os de maior privação. No Peru, a qualidade do piso se destaca, enquanto o acesso à água é relativamente mais precário no Vietnã. Em Andra Pradexe, os indicadores que mais contribuíram para a pobreza foram a superlotação e a qualidade do piso.	As decomposições trazem robustez aos resultados de redução ou aumento da pobreza. Em termos de redução da incidência de pobreza, Peru e Etiópia aparecem como os mais e menos bem-sucedidos. Um exame das probabilidades de transição revela que esses dois países também assumem as posições superior e inferior em termos de probabilidades de saída e entrada na pobreza. Por outro lado, as experiências de mudança na intensidade são muito mais variadas.

Fonte: Elaborado pelo autor (2020).

Tabela 1: Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil aplicado à metodologia Alkire-Foster (continuação)

Autor	Local/ano	Idade	Objetivo	Variáveis	Resultados	Conclusão
Callander, Schofield e Shrestha (2012)	Austrália- 2003	De 5 a 19 anos	Analisar em detalhes os vários níveis de desvantagem - saúde precária e escolaridade insuficiente - entre crianças e jovens australianos	Renda, saúde e educação	Os resultados apontaram que embora a pobreza monetária (22%) seja mais intensa que a pobreza de liberdade (5%), quando considerado o risco de ser pobre o número de indivíduos com pelo menos uma forma de limitação aumenta para quase um terço.	Concluíram que políticas públicas para redução da pobreza entre crianças e jovens desfavorecidos devem adotar uma abordagem multidisciplinar não focalizada na renda monetária. E por isto, os esforços para aumentar as taxas futuras de participação da força de trabalho das crianças como meio de melhorar seus padrões de vida devem se concentrar na melhoria da saúde e da educação, em particular, como a saúde pode restringir sua qualidade de vida.
García e Ritterbusch (2015)	Colômbia- 2008, 2010 e 2011	Menor de 17 anos	Desenvolver uma medida multidimensional de pobreza infantil, sensível às necessidades das crianças e, ao mesmo tempo, útil para desenho de políticas públicas	Educação, nutrição, saúde, água e saneamento, habitação, segurança econômica, segurança, recreação e uso do tempo e informação.	Foi indicada uma queda substancial da pobreza infantil, passando de 41,2% em 2008 para 34% de multidimensionalmente pobres em 2011, com concentração da pobreza entre crianças de 3 a 5 anos. A intensidade da pobreza, para todas as faixas etárias, é mais crítica na falta de acesso à água potável, superlotação e falta de acesso a parques ou áreas verdes.	Conclui-se que o processo de consultar com crianças e adolescentes suas experiências de pobreza e outras privações em suas comunidade validou a relevância das dimensões da pobreza infantil incluídas em estudos anteriores e também revelou dimensões relevantes com base em suas experiências cotidianas.
Wang, Zhou e Shang (2015)	China- 2010	Menor de 18 anos	Estabelecer um índice multidimensional de pobreza para crianças da zona rural chinesa com análise comparativa entre subgrupos.	Subsistência, saúde, proteção, desenvolvimento e participação	O índice de pobreza multidimensional foi 5,4%, com cerca de 14,29% crianças sendo pobres e uma média de privação dos indicadores em 37,62%. A maior carência encontra-se na dimensão saúde seguida pelas dimensões de subsistência e participação. Ainda, observou-se que crianças de famílias afetadas pelo HIV/AIDS e crianças de minorias étnicas foram as mais severamente pobres	Conclui-se que análise da intensidade da pobreza em conjunto com a incidência permite uma orientação de política pública mais eficaz uma vez que determina onde há maior vulnerabilidade em quantidade de pobres e qualidade de vida. Ainda, a decomposição por características individuais permite um design de plano mais preciso.

Fonte: Elaborado pelo autor (2020).

Tabela 1: Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil aplicado à metodologia Alkire-Foster (continuação)

Autor	Local/ano	Idade	Objetivo	Variáveis	Resultados	Conclusão
Omotoso e Koch (2018)	África do Sul- 2002 e 2014	Menor de 17 anos	Medir e avaliar a mudança na pobreza infantil pós-apartheid de 2002 a 2014.	Condições de vida, educação, saúde e atividade econômica	Houve queda da quantidade de pobres e permanência da intensidade da pobreza, principalmente no referente ao estado de saúde das crianças. Com concentração da pobreza entre negros e residentes da área rural.	O estudo demonstrou utilidade potencial na medição da pobreza multidimensional infantil, destacando-se a capacidade em informar e revisar políticas públicas de intervenções dirigidas às crianças, especialmente nas províncias com aumentos relativos na pobreza e privação infantil.
Mohaqeji Kamal et al. (2019)	Irã- 2015	Menor de 18 anos	Analisar se há uma diferença entre as províncias do Irã em termos de pobreza infantil e, em caso afirmativo, em quais dimensões	Saúde, educação e padrão de vida.	Em suma, a pobreza infantil iraniana pode ser dividida em quatro níveis de pobreza, em que a situação mais precária está concentrada nas áreas fronteiriças. Em relação à intensidade da pobreza vê-se uma maior precarização em questões de padrão de vida e pouca privação em educação e saúde.	Conclui-se que há grande disparidade da pobreza de crianças e jovens menores de 18 anos entre as regiões do Irã, com diferenças significativas nos indicadores privados em cada localidade.
Mosaner (2016)	Grandes Regiões- 2006	Menor de 5 anos	Analisar a pobreza multidimensional infantil no Brasil	Água, saneamento, habitação, informação, saúde e nutrição	Cerca de 87% das crianças são privadas em ao menos uma dimensão, enquanto o pequeno grupo de três crianças que sofrem de privações em todas as seis dimensões analisadas tem a maior taxa de intensidade da pobreza, com quase 88%. Na média (privação em três indicadores) cerca de 20,02% das crianças são pobres com privação em 42,74% dos indicadores. Para as crianças da área urbana, o indicador de maior privação é em saneamento básico, habitação, saúde, informação e nutrição. Já em relação a crianças residentes da área rural, vê-se que quase todas não possuem saneamento básico adequado e habitação, seguido da precarização em comunicação e água.	Conclui-se que a utilização da metodologia Alkire-Foster se mostrou capaz de aprofundar os estudos sobre pobreza multidimensional, ao indicar as vulnerabilidades sofridas entre as crianças carentes. Ademais, é uma ferramenta útil para focalização de políticas públicas centradas nas privações dos mais pobres na medida que indica quantas e quais dimensões cada criança sofre de privações simultâneas.

Fonte: Elaborado pelo autor (2020).

3 Metodologia

Na primeira parte desta seção, é apresentado o método Alkire-Foster (seção 3.1). Em seguida, são expostas a aplicabilidade do método no presente estudo, a descrição e as fontes dos dados (seção 3.2).

3.1 Método Alkire-Foster (AF)

Esta seção foi baseada nos trabalhos seminais de Alkire & Foster (2009, 2011) e Alkire & Roche (2012)⁴. Em termos de mensuração, o método AF segue doze passos: 1) escolha da unidade de análise; 2) seleção das dimensões; 3) escolha dos indicadores das dimensões; 4) definir e aplicar limites de privação; 5) definir e aplicar pesos; 6) contagem do número de privações; 7) definir o segundo corte (corte de pobreza); 8) aplicar o corte k para obter o conjunto de pobres e censurar os dados dos não pobres; 9) calcular o número de privados; 10) computar a intensidade média; 11) mensurar o número de privações ajustado; e 12) decompor por grupo e dividir por dimensão.

Neste estudo, o método Alkire-Foster é utilizado para mensurar a pobreza infantil em d variáveis de n crianças menores de 5 anos. A variável $Y_t = [Y_{ij}]$ representa uma matriz de dimensões $n \times d$, que denota a realização individual de i crianças em j variáveis no tempo t , logo, $Y_{ij}^t > 0$; considerando o domínio das matrizes dado por $Y = \{y \in \mathbb{R}^+ : n \geq 1\}$. Os vetores podem ser decompostos em realizações individuais de i crianças nas diferentes variáveis [$Y_i = Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3}, \dots, Y_{id}$] e pela distribuição de realizações na variável j entre as crianças [$Y_j = Y_{1j}, Y_{2j}, Y_{3j}, \dots, Y_{Nj}$].

A identificação de quem é pobre, quão pobre são e como são pobres é dada por uma pontuação de privação moderada mediante duas linhas de cortes. A primeira referindo-se à linha (corte) tradicional que identifica se um indivíduo é privado ou não em cada indicador individualmente. E a segunda define um número mínimo de privações para o indivíduo ser considerado pobre.

Ao ponderar $z_j > 0$ como o ponto de corte para considerar a privação no indicador j , a função identificação da pobreza é dada por $\rho : \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^{++} \rightarrow \{0, 1\}$ que representa o vetor de realizações $y \in \mathbb{R}^+$ e o vetor de cortes em z em \mathbb{R}^{++} (onde a pessoa é privada se $\rho(y_i, z) = 1$ e não privada se $\rho(y_i, z) = 0$). Como resultado, é fornecido um conjunto $Z \subset \{1, \dots, n\}$ que representa a quantidade de pobres em cada indicador. Em termos matriciais, $g^0 = [g_{ij}^0]$ é uma matriz de privações $n \times d$ associadas a y onde $g_{ij}^0 = 1$ se $y_{ij} < z_j$, ou seja, o indivíduo é considerado privado no indicador e $g_{ij}^0 = 0$ (não privado) caso contrário. Cada linha i^{th} da matriz g^0 representa a privação de um indivíduo i , $i = 1, \dots, n$.

⁴O método Alkire-Foster é uma abordagem intuitiva baseada na visão de Sen (1997, 2010) de privação de capacidades e no processo de contagem de Atkinson (2003) para medir as privações dos indivíduos. Dentre suas características está sua capacidade de refletir a amplitude, a profundidade e a gravidade da pobreza multidimensional. As vantagens do método AF podem ser resumidas em quatro pontos centrais, a saber: *i*) compara diferentes grupos na população, como crianças de diferentes regiões, grupos étnicos ou gêneros; *ii*) revela quais são as dimensões que mais contribuem para a pobreza multidimensional em qualquer região ou grupo populacional; *iii*) considera que o nível de pobreza aumenta se um ou mais indivíduos forem privados em uma dimensão adicional, por isso é sensível à multiplicidade de privações (ou intensidade da pobreza entre os pobres) e *iv*) se ajusta ao tamanho do grupo para o qual está sendo calculado, permitindo comparações válidas entre regiões ou países de tamanhos diferentes. A partir desse conjunto de informações (itens *i* a *iv*), torna-se possível identificar os grupos mais vulneráveis dentro da sociedade, evidenciando se existe e qual a proporção da desigualdade.

Assim, a contagem de privações ocorre a partir de cada vetor coluna c , que representa o número de privações totais de i .

Na literatura, há três alternativas para determinar o critério de identificação dos pobres (valor ρ): a primeira é mediante o método da união que considera o indivíduo como multidimensionalmente pobre se privado em pelo menos uma dimensão ($\rho(y_i; z) = 1$ se e somente se $c_i > 1$)⁵. A segunda é o critério da intersecção, que identifica o indivíduo como sendo pobre apenas se for privado em todas as dimensões (ou seja, $\rho(y_i; z) = 1$ se e somente se $c_i = d$). Nesse critério, ocorreria a identificação de um grupo de pessoas estritamente pobres, porém excluiria as que possuem privações extensas, mas não universais. Por fim, a terceira alternativa é a criação de uma linha de corte c situada entre os dois extremos supracitados^{6 7}.

Após a definição do corte ρ_k , é realizado o cômputo de três estatísticas: a incidência (H) da pobreza, que denota quem é pobre em número absoluto e percentual (equação (1)), a intensidade (A) da pobreza, a qual indica quais dimensões estão concentradas no maior número de privações (equação (2)) e o Índice de Pobreza Multidimensional- M_0 (equação (3)). As equações referentes a cada estatística são:

$$H(t) = \frac{1}{n^t} \sum_{i=1}^n \rho(y_i, z) \quad (1)$$

$$A(t) = \frac{1}{n^t d} \sum_{i=1}^n \rho(y_i, z) c_i \quad (2)$$

$$M_0(t) = A(t)H(t) \quad (3)$$

em que t é o ano, n a quantidade total de pessoas; i a pessoa analisada; y_i as realizações individuais de i ; z o corte de cada dimensão; ρ o critério de identificação dos pobres; c_i é vetor coluna que representa o número de privações totais de i ; $H(t)$ a incidência de pobres no ano t ; $A(t)$ a intensidade de pobres no ano t e $M_0(t)$ o Índice de Pobreza Multidimensional no tempo t . Por fim, o Índice de Pobreza Multidimensional (equação (3)) é a multiplicação da incidência (H) e intensidade da pobreza (A).

⁵Contudo, quando há um grande número de dimensões essa abordagem identificaria a maioria da população como pobre a incluir indivíduos com boas condições de vida (Alkire & Foster 2011, Alkire & Roche 2012).

⁶Por esse critério, para $k = 1, \dots, d$ onde $\rho_k(y_i; z) = 1$ sempre que $c_i > k$ e $\rho_k(y_i; z) = 0$ sempre que $c_i < k$. Assim, ρ_k é definido como um método de corte dual de identificação, pois depende tanto dos cortes de cada dimensão (z_j) quanto do corte de dimensão transversal (k) (Alkire & Foster 2011, Alkire & Roche 2012).

⁷O método de corte dual apresenta alguns benefícios para medição da pobreza, destacando: *i*) mudanças nos níveis de pobreza (ou privação) de um indivíduo não pobre não altera o valor do índice de pobreza; *ii*) é possível utilizar dados ordinais, pois o estado de pobreza de uma pessoa é imutável quando uma transformação monotônica é aplicada, isto é, ao identificar os pobres após a agregação das dimensões, qualquer alteração no nível de pobreza de um indivíduo não muda a situação dos demais. Estas são propriedades que se diferenciam das medidas unidimensionais, as quais admitem que as variações nas privações de um indivíduo alteram a posição relativa dos demais indivíduos Alkire & Foster (2011), Alkire & Roche (2012).

Assim, uma variação percentual no comportamento do Índice de Pobreza Multidimensional - $\Delta\%M^{\text{oc}}(t)$ pode ocorrer devido às variações percentuais tanto do número de multidimensionalmente pobres - $\Delta\%H(t)$, quanto na quantidade média de privações - $\Delta\%A(t)$ ou no efeito multiplicativo - $\Delta\%H(t)A(t)$ (Apablaza & Yalonetzky 2011). Esse desempenho é expresso pela seguinte equação:

$$\Delta\%M_0(t) = \Delta\%H(t) + \Delta\%A(t) + \Delta\%H(t)A(t) \quad (4)$$

De uma forma geral, a queda da pobreza pode ocorrer quando: *i*) um indivíduo pobre deixa de ser pobre e/ou *ii*) um indivíduo pobre diminui o número de indicadores nos quais se é privado ⁸. As críticas ao método Alkire-Foster recaem sobre a sua flexibilidade de medição da pobreza mediante alterações do peso dos indicadores e na linha de corte (*k*) (Datt 2013). Por isso, foi realizada uma análise de sensibilidade por meio da variação das linhas de corte com $k = 0, 1, 0, 3$ e $0, 5$ e/ou o peso dos indicadores - conforme, a Tabela 2, e iguais a $1/10$, conforme a seção 3.2.

3.2 Aplicabilidade do método AF à pesquisa, fonte e descrição dos dados

Para mensurar o índice de AF são utilizadas as informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios e do Suplemento Saúde, disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2019) para os anos de 1998, 2003 e 2008 (último período de publicação do Suplemento Saúde). Por apresentar o mesmo plano amostral e não haver alterações metodológicas nesse suplemento, foi possível abordar questões de educação, saúde e padrão de vida, os quais são fatores importantes (conforme revisão de literatura – seção 2 para a mensuração e análise da evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de zero a cinco anos). O nível territorial correspondeu às Unidades Federativas (menor nível de desagregação da base), na medida em que um dos objetivos também foi analisar as diferenças regionais da pobreza multidimensional no Brasil ⁹. Como a PNAD não apresentou dados para zona rural das Unidades Federativas da região Norte do país em 1998 e 2003 e objetivando manter a comparabilidade temporal e espacial, utilizaram-se neste estudo apenas os dados referentes à zona urbana. No Apêndice (Tabela A.1),

⁸A mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional calculado pelo método AF respeita a propriedade de monotonicidade dimensional. Ou seja, se um indivíduo sai da linha de pobreza (*k*) ou se um multidimensionalmente pobre reduz o número de privações, isso é refletido por uma queda no valor agregado (Apablaza & Yalonetzky 2011). É importante salientar que o método AF respeita os seguintes axiomas: *i*) decomposabilidade em subgrupos, o que possibilita gerar perfis de pobreza específicos por características individuais e no espaço; *ii*) invariância em replicação, que garante que a pobreza seja avaliada em relação ao tamanho da população, de modo a permitir comparações entre populações de tamanhos diferentes; *iii*) simetria, ou seja, se duas ou mais pessoas trocam de privações, o nível de pobreza geral não é afetado; *iv*) foca na pobreza (privação), de forma que M_0 permanece inalterado quando qualquer indivíduo não pobre varia suas privações dimensionais; *v*) monotonicidade fraca, que garante que a pobreza não aumenta quando há uma melhoria inequívoca nas conquistas; *vi*) monotonicidade dimensional, em que a pobreza deve cair quando a melhoria remove completamente a privação; *vii*) normalização: valores de M_0 estão entre 0 e 1 (Alkire & Foster 2011).

⁹Cabe destacar que não foram utilizados os dados da Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) por ser uma pesquisa que possui um plano amostral diferente ao PNAD, portanto, optou-se por não incluir as informações dessa base na construção do índice AF e na análise ao longo do tempo.

apresenta-se o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para a zona rural em 2008.

Conforme os 12 passos indicado pelo método AF (seção 3.1), escolheu-se como unidade de análise (passo 1) crianças entre 0 a 5 anos. As razões para essa faixa etária foram: *i*) trata-se de indivíduos que compõem o capital humano futuro e, conseqüentemente, são responsáveis pelo crescimento e desenvolvimento de longo prazo de um país; *ii*) corresponde ao intervalo de idade mais sensível as externalidades do meio socioeconômico, o que permite mensurar as desigualdades presentes na sociedade e; *iii*) geram efeitos de longo prazo (como maior probabilidade a doenças, baixa produtividade e renda) com sequelas, inclusive, para as próximas gerações (Banerjee et al. 2004, Deaton 2017, Galasso & Umapathi 2009, Vandemoortele 2012, Wickham et al. 2016, Wise 2016).

A base de dados completa da PNAD continha uma amostra total de 356.493 informações de indivíduos e domicílios em 1998, 410.165 em 2003 e 424.217 em 2008. A partir disso, foram selecionadas as amostras representativas da faixa etária de 0 a 5 anos, excluindo-se aqueles dados faltantes referentes aos indicadores das dimensões educação, saúde e padrão de vida definidos na presente pesquisa para a mensuração do Índice Multidimensional de Pobreza Infantil. A amostra final correspondeu a 32.738 (1998), 36.320 (2003) e 32.288 (2008) informações.

Na Tabela 2 está apresentada a lista das dimensões e indicadores usados para a mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (idade de zero a cinco anos), bem como seus respectivos limites de privação e pesos. O termo privado (ou não privado) representa a carência (ou não carência) do indivíduo em determinada dimensão ou indicador.

Os passos 2 e 3 do método AF (escolha das dimensões e indicadores para mensuração do Índice Multidimensional de Pobreza Infantil) foram fundamentados nos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS). Dentre os 17 objetivos, o primeiro deles é a eliminação da pobreza no mundo (United Nations 2015). Na escolha das dimensões e indicadores buscou-se atender às recomendações do United Nations International Children's Emergency Fund (2007). Este último observou que a mensuração da pobreza infantil deve levar em consideração o acesso a serviços sociais básicos, especialmente nutrição¹⁰, água, saneamento, abrigo, educação e informação. Ademais, dois dos indicadores (acesso à água potável e saneamento) e duas dimensões (condição de saúde melhoradas e padrão de vida) foram projetadas pelas metas específicas dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (Alkire & Roche 2012, UNGA 2006).

As dimensões e indicadores usados neste estudo foram (Tabela 2): a) educação, mensurada pela escolaridade da mãe (cuja *proxy* referiu-se à alfabetização (ou não) da mulher do domicílio declarada como pessoa de referência ou cônjuge), buscando captar a capacidade para cuidados da criança; b) saúde da criança, agregando indicadores subjetivos como o estado de saúde dela relatado pelos pais e/ou responsável, internação de crianças (nos últimos 12 meses) e acesso a plano de saúde e; c) padrão de vida, que capta as condições do domicílio em que a criança está inserida, a partir das variáveis de acesso

¹⁰Destaca-se que devido à não disponibilidade de dados na PNAD – Suplemento de Saúde (anos de 1998, 2003 e 2008) sobre a variável nutrição, a mesma não foi considerada na análise deste estudo.

Tabela 2: Dimensões e indicadores (com respectivos limites de privação e pesos) para mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (idade de zero a cinco anos)		Peso
Dimensão Educação		1/3
Escolaridade da mãe	Privada se analfabeta, não privada caso contrário.	1/3
Dimensão Saúde		1/3
Plano de saúde	Privado se não possuir plano de saúde, não privado caso contrário.	1/9
Estado de Saúde Infantil (de zero a cinco anos) retratado	Privado se a saúde da criança retratada pelos pais e/ou responsável for muito ruim, ruim ou regular, não privado caso contrário.	1/9
Internação infantil (de zero a cinco anos) nos últimos 12 meses	Privado se esteve internado, não privado caso contrário.	1/9
Dimensão Padrão de Vida		1/3
Material nas paredes do domicílio	Privado se o material for de taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material, não privado caso contrário.	1/18
Água canalizada no domicílio	Privado se não tiver água canalizada em pelo menos um cômodo da casa, não privado caso contrário.	1/18
Saneamento do domicílio: forma de escoadouro	Privado se a forma de escoadouro for por fosse, vala, direto para o rio ou outra forma, não privado caso contrário.	1/18
Destino do Lixo do domicílio	Privado se o destino do lixo domiciliar for por coletado indiretamente, queimado ou enterrado, jogado em terreno baldio, jogado em rio, lago ou mar ou outro destino, não privado caso contrário.	1/18
Iluminação domiciliar	Privado se a iluminação domiciliar for por óleo, querosene ou gás de botijão, não privado caso contrário.	1/18
Ativos do domicílio ¹	Privado se possuir menos de 3 dos itens, não privado caso contrário.	1/18

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota¹: Os ativos correspondem a telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, televisão a cores, geladeira, freezer e máquina de lavar.

como material nas paredes da moradia (taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material), água canalizada, saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliares (por óleo, querosene ou gás de botijão) e ativos (telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, televisão a cores, geladeira, freezer e máquina de lavar).

Destaca-se que a dimensão educação foi composta por apenas um indicador (analfabetismo) neste estudo devido à disponibilidade de dados educacionais para crianças menores de 5 anos na base de dados da PNAD – Suplemento de Saúde. Em virtude desse fato, esse indicador teve o maior peso no Índice de Pobreza Multidimensional infantil. Além disso, essa escolha ocorreu, pois, segundo a United Nations International Children’s Emergency Fund (2018), mães com ensino fundamental completo, por exemplo, podem levar a uma redução marcante nos riscos de pobreza. Assim, para captar as vulnerabilidades e risco reais inerentes ao desenvolvimento saudável da criança, optou-se por essa proxy para o fator educacional.

Nos passos 4 e 5 (peso e limite atribuído a cada dimensão e indicador), o método Alkire-Foster é flexível e denota ao pesquisador a definição de como deve ser definida essa ponderação (Alkire & Foster 2011, Alkire & Roche 2012, Human Development Initiative 2018). Na presente pesquisa, optou-se por pesos iguais para cada dimensão, com o peso dos indicadores subordinado à

quantidade de indicadores em cada dimensão. Cada dimensão visa mensurar aspectos de um único tema a partir de um ou mais indicadores, logo, ao se determinar pesos iguais, obteve-se aspectos básicos da vida humana (educação, saúde e padrão de vida) igualmente valorado. Esse fato apresentou as seguintes contribuições: *i*) eliminou a possibilidade de um desses aspectos ter um peso superior aos demais (por exemplo, devido à disponibilidade de dados), o que poderia viesar os resultados ao atribuir pesos diferentes a cada dimensão; *ii*) possibilitou a mensuração de vários aspectos em um só índice-resposta, retratando de forma geral a situação do indivíduo; *iii*) permitiu a análise e interpretação do comportamento dos indicadores de forma individual e; *iv*) essa estratégia é comumente utilizada na literatura – Callander et al. (2012), García & Ritterbusch (2015), Mohaqeqi et al. (2019), Mosaner (2016), Omotoso & Koch (2018), Wang et al. (2015) - o que permitiu a comparação e análise robusta dos resultados evidenciados neste estudo.

Para a contagem de privação (passo 6), atribuiu-se valor 0 caso a criança não apresentasse privação e 1 para privação no indicador/dimensão. No referente à segunda linha de corte do método AF (passo 7), delimitou-se como $k = 1/3$, isto é, a criança é considerada pobre se privada em 1/3 dos indicadores. Essas linhas de corte foram baseadas nas normas do Índice Global de Pobreza Multidimensional da Iniciativa de Pobreza e Desenvolvimento Humano de Oxford (Human Development Initiative 2018), no trabalho original de Alkire & Foster (2011) e na maior parte dos estudos da revisão de literatura, que aplicaram o método para análise infantil (García & Ritterbusch 2015, Mohaqeqi et al. 2019, Mosaner 2016, Omotoso & Koch 2018, Wang et al. 2015).

Por fim, foram obtidos os dados referentes às crianças pobres e censurados os dados das crianças não pobres (passo 8 do método AF). Na sequência, calcularam-se as estatísticas de incidência (passo 9), intensidade (passo 10) e o Índice de Pobreza Multidimensional (passo 11) decompostos por Unidade Federativa (passo 12). Destaca-se que nas estimações realizadas, foram utilizados os softwares estatísticos *Stata 15.0* e *ArcMap 1.0*.

4 Resultados e discussão

4.1 Análise descritiva dos dados

Na Tabela 3, está apresentada a análise descritiva das variáveis que compõem as dimensões educação, saúde e padrão de vida do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para o Brasil. As informações corresponderam ao número (absoluto e percentual) de crianças (de zero a cinco anos) privadas em cada indicador para os anos de 1998, 2003 e 2008.

Em relação ao aspecto da privação, verificou-se na dimensão educação que a escolaridade materna das crianças apresentou um aumento de 57,29% entre 1998 e 2008. Em 1998, cerca de 3,91% das mães dessas crianças eram analfabetas, com aumento para 6,87% em 2003 e alcançando um patamar de 6,15% em 2008.

Para os indicadores da dimensão saúde, constatou-se alta privação no indicador plano de saúde e baixas privações nas variáveis internações infantis e estado de saúde da criança retratado pelos pais e/ou responsável. Em 1998 e 2003, 74,79% e 76,60%, nessa ordem, das crianças menores de 5 anos não tinham acesso a plano de saúde. Em 2008, esse percentual de privação reduziu

para 74,24%, contudo ainda muitas crianças eram privadas desse indicador. O estado de saúde infantil retratado como regular, ruim ou muito ruim em 1998 e 2008 era, respectivamente, de 9,88% e 9,35% do total de cada amostra. Houve uma piora no ano de 2003 para 10,23% de crianças privadas. A internação obteve pouca variação, passando de 7,19% em 1998 para 8,67% em 2003, e atingiu 8,40% em 2008.

Tabela 3: Distribuição dos indicadores que compõem as dimensões do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de 0 a 5 anos), Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Indicadores/Ano	1998 (n=26.992)	2003 (n= 32.168)	2008 (n=27.688)
Dimensão Educação			
Escolaridade da mãe (analfabeta)	1.055 (3,91%)	2.210 (6,87%)	1.703 (6,15%)
Dimensão Saúde			
Plano de Saúde	20.187 (74,79%)	24.641 (76,60%)	20.556 (74,24%)
Estado de Saúde infantil retratado	2.667 (9,88%)	3.691 (10,23%)	2.589 (9,35%)
Internação infantil	1.941 (7,19%)	2.789 (8,67%)	2.326 (8,40%)
Dimensão Padrão de Vida			
Material nas paredes do domicílio	3.490 (12,93%)	4.372 (13,59%)	2.819 (10,18%)
Água canalizada no domicílio	2.421 (8,97%)	2.586 (8,04%)	1.177 (4,25%)
Saneamento do domicílio	16.149 (59,83%)	18.805 (58,46%)	14.376 (51,92%)
Destino do lixo do domicílio	6.340 (23,49%)	4.999 (15,54%)	3.702 (13,37%)
Iluminação domiciliar	294 (1,09%)	132 (0,41%)	39 (0,14%)
Ativos do domicílio ¹	2.823 (10,46%)	2.995 (9,31%)	651 (2,35%)

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota¹: Os ativos correspondem a telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, televisão a cores, geladeira, freezer e máquina de lavar.

Quando analisada a dimensão padrão de vida, verificou-se melhora durante o final dos anos 90 e meados de 2000, com destaque para o indicador ativos que variou 8,11 pontos percentuais de 1998 para 2008. Crianças residentes em domicílios com material da casa inadequado representavam 12,93% e 13,59% do total das amostras em 1998 e 2003, e de 10,18% em 2008. Ainda, cerca de 8,97% de crianças menores de 5 anos em 1998, 8,04% em 2003 e 4,25% em 2008 não tinham água canalizada em sua residência.

No quesito saneamento, em 1998, aproximadamente 59,83% dos domicílios das crianças de 0 a 5 anos não tinham uma fonte de escoadouro adequado, com redução desse percentual para 58,46% em 2003 e 51,92% em 2008. No indicador destino do lixo, 23,49% desse público era privado em 1998, 15,54% em 2003 e 13,37% em 2008.

Por sua vez, a iluminação domiciliar apresentou baixo nível de privação, de forma que em 1998 apenas 1,09% das crianças não tinham acesso à energia elétrica, caindo para 0,41% e 0,14% em 2003 e 2008, nesta ordem. Para o indicador ativos, observou-se que, em 1998, aproximadamente 10,46% das crianças tinham menos de três desses bens (telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, tv cores, geladeira, freezer e máquina de lavar), reduzindo-se para 9,31% em 2003. Em 2008, apenas 2,35% das crianças não possuíam ao menos 3 dos ativos supracitados.

4.2 Resultados do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil

Na Tabela 4, apresenta-se o Índice de Pobreza Multidimensional de crianças menores de 5 anos, bem como sua desagregação em incidência e intensidade

da pobreza para as Unidades Federativas do Brasil para os anos 1998, 2003 e 2008. Para a incidência, como pode ser observado, a maior parte das unidades apresentaram uma queda na quantidade de crianças pobres de 1998 a 2008, com exceção de Rondônia, Roraima, Paraíba, Alagoas e Distrito Federal. O Pará era o estado com maior incidência em 1998 com 35% de crianças pobres. A partir dos anos de 2003 e 2008, ele foi superado pelo Acre, com incidência de 48,1% e 23,0%, respectivamente.

Para a intensidade de pobreza (média de indicadores privados das crianças pobres) nota-se que houve um aumento (ou inalterado) entre 1998 a 2008 para todas as UFs do Brasil, com a exceção de Roraima, Piauí, Ceará e São Paulo. A maior intensidade no ano de 1998 foi observada em Roraima, em que as crianças pobres eram privadas em cerca de 51% dos indicadores. A partir de 2003, o percentual mais elevado pode ser notado nos estados do Amapá (52,1%) e em 2008, no estado de Alagoas (50,0%).

O Índice de Pobreza Multidimensional mensurado para o Brasil no ano de 1998 mostra que 5,3% das crianças estavam na situação de pobreza. Em 2003, esse percentual aumentou para 6,5%, vindo a cair em 2008 quando representava apenas 4,8%. Para as UFs, verificou-se que o maior índice em 1998 foi mensurado para o Pará (13,9%). Em 2003, o estado do Acre, apresentou o maior percentual de pobreza com 23,2% e, em 2008, foi o estado de Alagoas (10,9%). Por outro lado, os menores percentuais de pobreza indicados pelos índices são observados para Distrito Federal (1,3% em 1998), Rio de Janeiro (2,8% em 2003) e São Paulo (2,3% em 2008).

Em suma, constatou-se que o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil apresentou discrepância espacial e temporal entre as Unidades Federativas do Brasil. Observou-se que a maior parte dessas áreas apresentaram aumento na quantidade de crianças pobres nos anos de análise (1998, 2003 e 2008), com redução apenas em Rondônia, Amapá, Acre, Roraima, Alagoas, Sergipe, Paraíba e Distrito Federal.

O resultado supracitado é explicado em vista de a incidência e a intensidade da pobreza terem evoluído em direções opostas. Enquanto a quantidade de crianças pobres (incidência) reduziu entre 1998 e 2008, a privação média de indicadores privados delas (intensidade) sofreu aumento no mesmo período. A redução na quantidade de crianças pobres face à diminuição da incidência da pobreza (porém amenizado pelo crescimento da intensidade) ocorre devido à maior facilidade de redução da pobreza marginal (menos pobres entre os pobres). Logo, embora a quantidade de pessoas pobres (incidência) sofra uma redução (pela saída dos menos pobres entre os pobres), há um aumento do número médio de indicadores privados (intensidade) em virtude da permanência da população mais carente na pobreza crônica (mais pobres entre os pobres) (Alkire & Foster 2011, Alkire & Roche 2012). Evidências similares foram verificadas nos estudos de Omotoso & Koch (2018), os quais, em pesquisa realizada sobre a pobreza multidimensional infantil na África do Sul entre 2002 e 2014, evidenciaram que as áreas mais precárias dos dois índices (incidência e intensidade) estavam nas mesmas regiões, com pior situação no Norte e Nordeste sul-africano.

Observou-se que as unidades federativas da região Norte (Acre, Amazonas) e Nordeste (Maranhão) apresentaram um caráter de perpetuação da pobreza. Ou seja, essas UF's estavam entre as mais pobres em 1998 e continuaram na mesma condição em 2008. A maior precarização da pobreza multidimensional infantil nessas unidades frente a outras áreas do país também

foi encontrada no estudo de Mosaner (2016). Os resultados aqui apresentados também estão em consonância com o estudo de Serra et al. (2017), que analisaram a pobreza multidimensional empregando um indicador geral para as microrregiões brasileiras em 2000 e 2010. Estudos específicos referentes à pobreza feminina de Silva & Marin (2016) – aplicado para as grandes regiões do país em 2001 e 2011 - e de Brites et al. (2016) – direcionado para grandes regiões em 2012 - também confirmaram a concentração desse fator nas áreas destacadas (Norte e Nordeste).

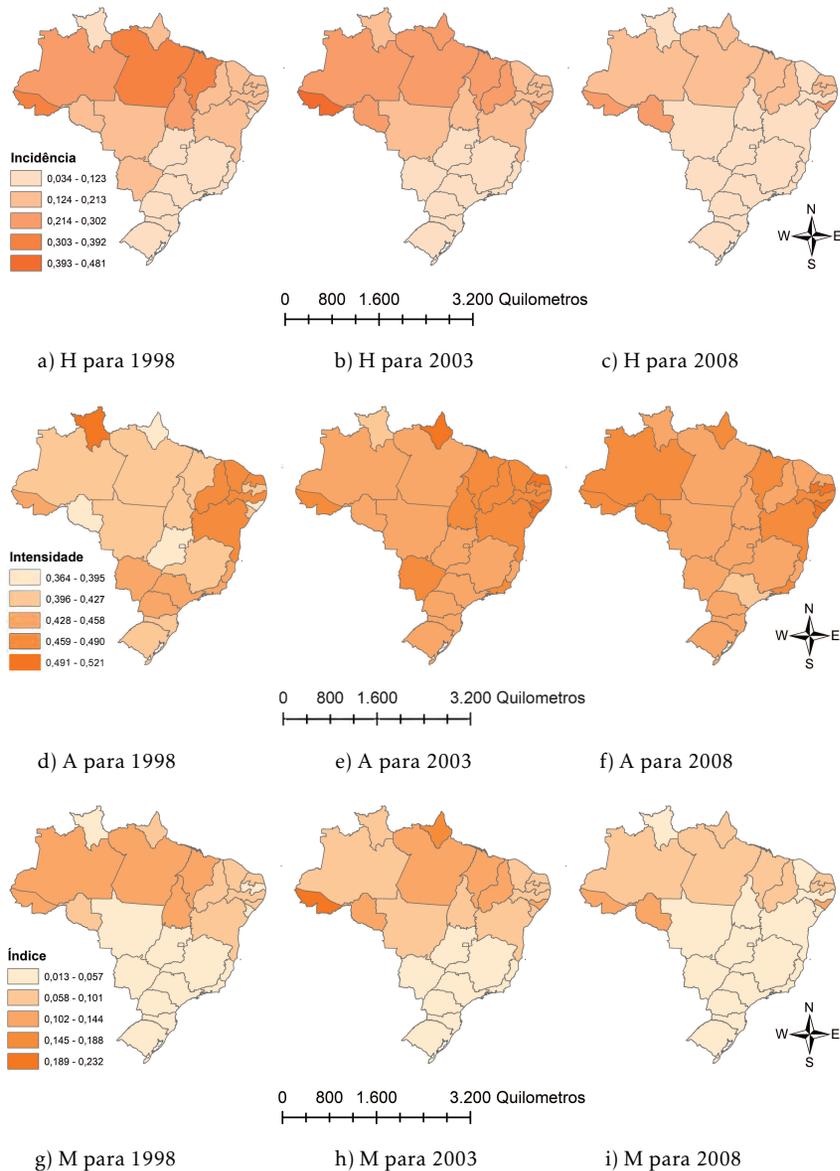
Cabe salientar que 1998 - 2008 correspondeu a um período de implementação e expansão das políticas sociais de combate e erradicação da pobreza no Brasil. Por exemplo, em 2004 houve a expansão para atendimento de 40% de toda população brasileira do programa Estratégia Saúde da Família - ESF (criado em 1994), com o objetivo de fornecer cuidados e monitoramento da saúde da população por meio da Atenção Primária ou Básica (Macinko et al. 2006, Macinko & Harris 2015, Reis 2014). Nesse mesmo ano, foi instituído também o Programa Bolsa Família (PBF), com o objetivo de erradicar a vulnerabilidade e a pobreza no Brasil, a partir da transferência de renda de forma a garantir o direito à alimentação, educação e saúde das populações mais carentes do país (Brasil 2019, Santos & Jacinto 2017).

Para as crianças, as políticas públicas de combate à pobreza agem a partir de duas vias. A primeira se refere à própria funcionalidade dos programas sociais, como no caso do ESF, em que fornece informações e realiza um monitoramento de cuidados básicos e preventivos das crianças. No caso do PBF, isso ocorre por meio da condicionalidade ao recebimento da renda (cuidados da saúde de menores de 5 anos mediante acompanhamento do crescimento por agentes de saúde e exigência da caderneta de vacinação em dia). A segunda via trata-se do efeito positivo desses dois programas nos indicadores de capital humano, tanto pela prevenção e diagnóstico precoce de doenças (ações do ESF) quanto pela transferência de renda (via direta do PBF), que possibilitam uma realocação do tempo e do dinheiro na formação e desenvolvimento das crianças (Ribeiro et al. 2017). Nesse contexto, as evidências encontradas na presente pesquisa podem estar relacionadas, em parte, à acentuação das ações sociais no período de 1998 a 2008.

Na Figura 1, está apresentada a distribuição geográfica referente à incidência da pobreza (H), intensidade (A) e o Índice de Pobreza Multidimensional (M) no Brasil. De forma geral, esse índice apresentou uma tendência de queda nos anos de 1998, 2003 e 2008, em virtude da redução do número de crianças pobres (H) amenizado pelo aumento da quantidade de privação dos indicadores (A) das crianças pobres. A partir da análise espacial, observou-se que as piores condições estão concentradas no Norte e Nordeste do país nos três anos em análise, o que denota que embora a quantidade de pobres tenha reduzido, as desigualdades regionais podem ter se mantido.

Destaca-se que, embora o período de análise seja atribuído a uma expansão das políticas pro bem-estar social e efetiva redução da pobreza infantil, as desigualdades regionais não foram amenizadas. Além disso, a pobreza entre as pessoas consideradas mais carentes (mais pobres entre os pobres) não foi reduzida. Esse resultado pode ter ocorrido em virtude de o critério de seleção dos programas sociais, como o Bolsa Família, ser dado pela renda per capita, o que pode fazer com que famílias carentes não sejam consideradas aptas para participarem do programa (Tavares et al. 2009, Ribeiro et al. 2017). Estimativas realizadas por Mosaner (2016) inferiram que apenas 46,4% de

Figura 1: Distribuição espacial dos fatores socioeconômicos, demográfico e de gestão em saúde, Microrregiões do Brasil, 2016



Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: A unidade de medida de H, A e M é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Tabela 4: Incidência (*H*), Intensidade (*A*) e Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (*M*), Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

	REGIÕES/UF	Incidência (H)			Intensidade (A)			Índice (M)		
		1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008
Norte	Rondônia	0,16	0,26	0,22	0,37	0,45	0,46	0,06	0,12	0,10
	Acre	0,31	0,48	0,23	0,43	0,48	0,47	0,13	0,23	0,11
	Amazonas	0,29	0,23	0,20	0,41	0,44	0,48	0,12	0,10	0,10
	Roraima	0,04	0,21	0,09	0,51	0,43	0,43	0,02	0,09	0,04
	Pará	0,35	0,29	0,20	0,40	0,43	0,44	0,14	0,13	0,09
	Amapá	0,16	0,29	0,14	0,39	0,52	0,49	0,06	0,15	0,07
	Tocantins	0,26	0,20	0,10	0,40	0,47	0,44	0,10	0,09	0,04
Nordeste	Maranhão	0,31	0,24	0,19	0,41	0,47	0,48	0,13	0,11	0,09
	Piauí	0,19	0,23	0,17	0,49	0,47	0,45	0,09	0,11	0,08
	Ceará	0,13	0,17	0,12	0,46	0,47	0,45	0,06	0,08	0,05
	Rio Grande do Norte	0,17	0,14	0,13	0,46	0,50	0,46	0,08	0,07	0,06
	Paraíba	0,13	0,18	0,16	0,42	0,48	0,49	0,06	0,09	0,08
	Pernambuco	0,15	0,18	0,11	0,46	0,47	0,46	0,07	0,08	0,05
	Alagoas	0,17	0,24	0,22	0,39	0,50	0,50	0,07	0,12	0,11
	Sergipe	0,12	0,16	0,11	0,41	0,49	0,50	0,05	0,08	0,05
Bahia	0,19	0,18	0,12	0,46	0,47	0,47	0,09	0,08	0,06	
Sudeste	Minas Gerais	0,07	0,08	0,07	0,41	0,45	0,45	0,03	0,03	0,03
	Espirito Santo	0,09	0,10	0,07	0,45	0,44	0,45	0,04	0,04	0,03
	Rio de Janeiro	0,08	0,06	0,06	0,44	0,46	0,47	0,03	0,03	0,03
	São Paulo	0,06	0,06	0,05	0,44	0,45	0,43	0,02	0,03	0,02
Sul	Paraná	0,12	0,09	0,08	0,45	0,43	0,45	0,05	0,04	0,04
	Santa Catarina	0,11	0,10	0,11	0,42	0,44	0,43	0,05	0,04	0,05
	Rio Grande do Sul	0,10	0,10	0,08	0,40	0,44	0,44	0,04	0,04	0,03
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	0,12	0,12	0,09	0,43	0,47	0,44	0,05	0,06	0,04
	Mato Grosso	0,14	0,15	0,10	0,41	0,45	0,45	0,06	0,07	0,05
	Goiás	0,11	0,11	0,08	0,39	0,46	0,45	0,04	0,05	0,03
	Distrito Federal	0,03	0,09	0,06	0,38	0,44	0,46	0,01	0,04	0,03
	Brasil	0,12	0,14	0,11	0,43	0,46	0,45	0,05	0,07	0,05

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *H* refere-se à incidência da pobreza, *A* corresponde à intensidade da pobreza e *M* trata-se do Índice de Pobreza Multidimensional. A unidade de medida de *H*, *A* e *M* é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

domicílios da área rural e 36,4% na área urbana, que possuíam crianças menores de 5 anos em situação de pobreza multidimensional, recebiam o auxílio do Programa Bolsa Família. Ainda, no trabalho realizado por Tavares et al. (2009), a partir do desenvolvimento de cenários hipotéticos, foi comprovado que os resultados do programa destacado seriam melhores se o processo de seleção dos beneficiários fosse baseado na prova de meios (ou seja, uma medida de pobreza baseada em informações demográficas, sociais e econômicas das famílias), em vez da renda, como realizado na maior parte dos países da América Latina (por exemplo, o programa Oportunidades do México).

As desigualdades regionais evidenciadas neste estudo podem ter ocorrido em virtude de a intensidade da pobreza nas unidades federativas das regiões Sudeste e Sul ser menor em comparação ao Norte e Nordeste do país. Nas localidades de menor intensidade (Sul e Sudeste), existe maior quantidade de crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres), o que facilita

o processo de redução do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil via políticas públicas. Por sua vez, nas regiões (Norte e Nordeste) que apresentam alto número médio de indicadores privados (intensidade), o indicativo é de pobreza crônica (mais pobres entre os pobres), o que torna esse processo mais difícil (Alkire & Foster 2011, Alkire & Roche 2012, Mosaner 2016).

4.3 Contribuições das dimensões e indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil

Na Tabela 5, estão apresentados os resultados das contribuições das dimensões educação, saúde e padrão de vida para a pobreza multidimensional infantil nas UFs. Em 1998, a dimensão educação contribuiu para a pobreza multidimensional em maior peso nos estados de São Paulo (49,8%) e Rio de Janeiro (46,5%). Por sua vez, a menor contribuição foi encontrada para o Amapá (0,00%) e Tocantins (2,8%). Em 2003, identificou-se que as contribuições mais altas da dimensão educação foram em São Paulo (53,7%) e Rio de Janeiro (50,0%). Já as menores foram evidenciadas nos estados do Pará (17,1%) e do Amazonas (21,2%). Para o ano de 2008, cerca de 59,2% da pobreza multidimensional de Minas Gerais era dada pela dimensão educação, seguido do Rio de Janeiro (56,2%) e Distrito Federal (55,9%). Por sua vez, ela contribuiu com menores porcentagens no Pará (22,9%) e Acre (25,3%).

De forma geral, a dimensão educação (composta pelo indicador escolaridade materna das crianças de zero a 5 anos) foi mais precária em 2008 em todas as unidades federativas brasileiras (com exceção de Roraima), mas contribuiu fortemente para a pobreza das unidades da região Sudeste (Minas Gerais e Rio de Janeiro) e Centro-Oeste (Distrito Federal). Isso pode ocorrer, pois nessas regiões podem existir melhores condições de saúde e de qualidade de vida, o que, no comparativo, acentua a contribuição da dimensão educação. Evidências nessa direção em maior ou menor grau de agregação para o Brasil são encontradas nos estudos de Costa & Costa (2014), Marin et al. (2018), Moraes et al. (2018), Serra et al. (2017) e Silva & Rohenkohl (2018).

O nível de educação das mães exerce forte influência sobre a vida das crianças de 0 a 5 anos por serem elas as responsáveis, na maioria das vezes, pelos cuidados de seus filhos. Quanto mais alta a escolaridade materna, maior tende a ser o seu acesso à informação e, assim, maior tende a ser a habilidade dela para fornecer cuidados adequados para as crianças. Esse fato faz com que as mães utilizem da melhor maneira os insumos (por exemplo, vacinação em dia, cuidados preventivos de doenças e desenvolvimento de brincadeiras que estimulem o cognitivo da criança), os quais são necessários para produzir saúde de seus filhos, e, conseqüentemente, melhorar a qualidade de vida dos mesmos (Barros et al. 2010, Cutler & Lleras-Muney 2010, Leigh 1987, Lochner 2011, Martins et al. 2004, Souza Morais et al. 2015, Silvestrin et al. 2013).

A dimensão saúde, em 1998, contribuiu em maior escala para a pobreza multidimensional infantil nas unidades federativas do Amapá (56,6%), de Goiás (56,0%) e do Distrito Federal (55,4%) e em menor, em Roraima (44,4%), Bahia (35,3%) e Rio de Janeiro (46,5%). Em 2003, essa dimensão teve alta colaboração para a pobreza infantil no Distrito Federal (46,0%), Goiás (45,2%) e Mato Grosso (44,8%) e mais baixa, em Amapá (29,6%), Alagoas (30,0%) e Sergipe (33,0%). Por fim, no ano de 2008, cerca de 44,7% da pobreza multidimensional infantil no Paraná era explicado pela dimensão saúde, e em menor proporção, apenas 30,1% em Alagoas.

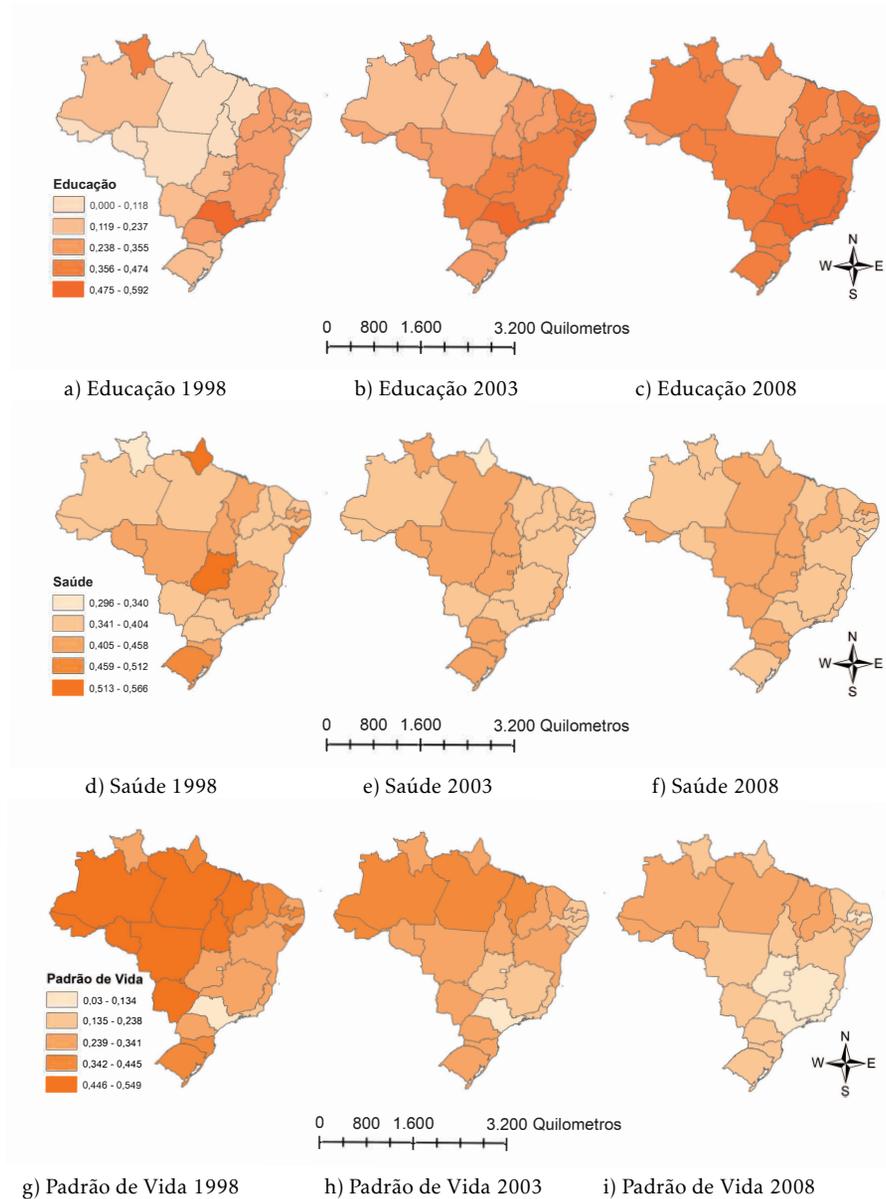
Destaca-se que, apesar da expansão do Programa Estratégia Saúde da Família em 2004, a dimensão saúde foi a que menos apresentou mudança no período de análise (1998, 2003 e 2008). Essa homogeneidade entre os anos adveio do fato de que não ocorreram grandes alterações nos indicadores de acesso ao plano de saúde, estado de saúde e internação. Isso pode ter ocorrido, pois como o ESF é um programa de Assistência Primária, seus benefícios são observados ao longo prazo, de forma que quatro anos é um período muito pequeno para verificar seus efeitos sobre a saúde da população. Além disso, destacam-se as dificuldades no processo de implantação do programa, por exemplo, fixação de profissionais em locais de difícil acesso e bolsões de violência – também reconhecidos pelo seu alto nível de pobreza (Andrade et al. 2019, Soares & Barbosa 2020). Esse resultado é corroborado ao perceber que as unidades federativas que tiveram um aumento da contribuição da dimensão saúde para a pobreza infantil entre 2003 e 2008 estão situadas nas áreas mais violentas ou de difícil acesso no país, a saber: *i*) Norte: Acre, Roraima e Pará; *ii*) Nordeste: Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Bahia; *iii*) Sudeste: São Paulo; *iv*) Sul: Paraná; *v*) Centro-Oeste: Mato Grosso do Sul. Portanto, nessas áreas há uma maior dificuldade de apoio social na área da saúde e a demanda por programas sociais tende a ser elevada.

Como pode ser visto, a dimensão padrão de vida em 1998 (Tabela 5), mostrou-se mais precária nas unidades federativas do Pará (54,9%), Tocantins (53,1%) e Acre (51,8%), e menos, em São Paulo (12,6%), Rio de Janeiro (17,6%) e Distrito Federal (20,9%). Em 2003, a contribuição do padrão de vida era cerca de 42,9% para a pobreza multidimensional do Amazonas, 41,4% no Pará, 10,6% em São Paulo e 11,6% no Distrito Federal. Em 2008, as UFs que tiveram a maior contribuição dessa dimensão foram Acre (33,3%), Pará (32,6%) e Piauí (28,4%). Já as menores colaborações corresponderam as unidades do Distrito Federal (3,0%), Minas Gerais (5,9%) e São Paulo (10,2%).

A contribuição da dimensão padrão de vida apresentou redução nos anos de 1998, 2003 e 2008, com forte influência nas regiões brasileiras Norte e Nordeste, a partir dos indicadores material da casa, saneamento, destino do lixo, água, iluminação domiciliar e ativos. A precarização nessa dimensão afeta a qualidade de vida da criança mediante as condições do domicílio em que a mesma está inserida, de forma que possuir acesso a bens e serviços sociais auxiliam no desenvolvimento saudável desses indivíduos (UNGA 2006, Alkire & Roche 2012). A importância dessa dimensão já havia sido evidenciada nos estudos para Zambézia, Moçambique em 2010 (Victor et al. 2014), Bangladesh em 1997 e 2007 (Alkire & Roche 2012), Colômbia em 2008, 2010 e 2011 (García & Ritterbusch 2015) e Irã em 2015 (Mohaqeqi et al. 2019). No Brasil, tem-se as pesquisas sobre pobreza geral (Moraes et al. 2018), feminina (Brites et al. 2016, Silva & Marin 2016, Silva & Rohenkohl 2018) e infantil (Mosaner 2016).

Na Figura 2, está apresentada a distribuição geográfica das contribuições das dimensões educação, saúde e padrão de vida. Observou-se que a contribuição da dimensão educação (Figura 2) para o Índice de Pobreza Multidimensional aumentou de 1998 para 2008, enquanto as demais (saúde e padrão de vida) sofreram redução. Essa dimensão supracitada contribuiu de forma mais intensa nas unidades federativas do Sudeste do Brasil. Por sua vez, a dimensão saúde apresentou uma distribuição mais homogênea entre as áreas abordadas, e a dimensão padrão de vida, teve influência mais expressiva na região Norte do país.

Figura 2: Distribuição espacial dos fatores socioeconômicos, demográfico e de gestão em saúde, Microrregiões do Brasil, 2016



Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Tabela 5: Contribuição das dimensões educação, saúde e padrão de vida para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

	Regiões/UF	Educação			Saúde			Padrão de Vida		
		1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008
Norte	Rondônia	0,05	0,27	0,39	0,45	0,41	0,34	0,50	0,33	0,27
	Acre	0,09	0,29	0,25	0,39	0,34	0,41	0,52	0,37	0,33
	Amazonas	0,14	0,21	0,40	0,37	0,36	0,35	0,49	0,43	0,25
	Roraima	0,44	0,26	0,38	0,30	0,42	0,40	0,26	0,33	0,22
	Pará	0,05	0,17	0,23	0,40	0,42	0,45	0,55	0,41	0,33
	Amapá	0,00	0,45	0,47	0,57	0,30	0,33	0,43	0,25	0,20
	Tocantins	0,03	0,32	0,33	0,44	0,42	0,44	0,53	0,27	0,24
Nordeste	Maranhão	0,04	0,29	0,39	0,45	0,36	0,37	0,52	0,35	0,24
	Piauí	0,30	0,34	0,31	0,36	0,35	0,41	0,34	0,31	0,28
	Ceará	0,28	0,39	0,43	0,36	0,35	0,38	0,36	0,26	0,19
	Rio Grande do Norte	0,33	0,44	0,42	0,40	0,36	0,41	0,27	0,20	0,17
	Paraíba	0,21	0,44	0,56	0,42	0,35	0,34	0,37	0,21	0,11
	Pernambuco	0,34	0,39	0,47	0,37	0,39	0,37	0,29	0,22	0,16
	Alagoas	0,07	0,47	0,51	0,47	0,30	0,30	0,46	0,23	0,19
	Sergipe	0,17	0,48	0,52	0,47	0,33	0,34	0,37	0,19	0,14
Bahia	0,35	0,38	0,45	0,36	0,37	0,40	0,29	0,25	0,16	
Sudeste	Minas Gerais	0,26	0,45	0,59	0,45	0,40	0,35	0,30	0,15	0,06
	Espirito Santo	0,34	0,42	0,52	0,39	0,42	0,37	0,27	0,16	0,11
	Rio de Janeiro	0,47	0,50	0,56	0,36	0,36	0,33	0,18	0,14	0,11
	São Paulo	0,50	0,54	0,50	0,38	0,36	0,40	0,13	0,11	0,10
Sul	Paraná	0,30	0,31	0,38	0,40	0,44	0,45	0,30	0,25	0,17
	Santa Catarina	0,16	0,32	0,41	0,41	0,44	0,41	0,44	0,25	0,19
	Rio Grande do Sul	0,14	0,30	0,40	0,51	0,45	0,40	0,36	0,26	0,21
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	0,14	0,36	0,40	0,40	0,38	0,42	0,46	0,25	0,18
	Mato Grosso	0,11	0,29	0,39	0,44	0,45	0,44	0,45	0,26	0,17
	Goiás	0,16	0,37	0,45	0,56	0,45	0,42	0,28	0,18	0,13
	Distrito Federal	0,24	0,42	0,56	0,55	0,46	0,41	0,21	0,12	0,03
Brasil		0,25	0,35	0,43	0,41	0,39	0,39	0,35	0,26	0,19

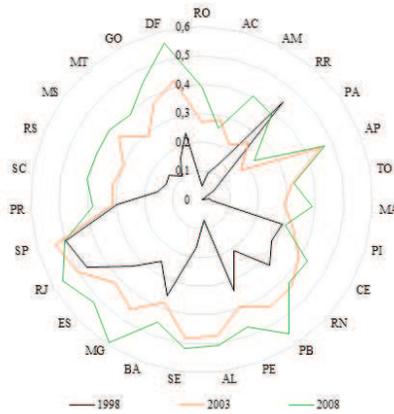
Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

Nas Figuras 3, 4 e 5, estão apresentadas as evoluções das contribuições dos indicadores de educação (escolaridade materna), saúde (internação, plano de saúde e estado de saúde) e padrão de vida (material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos), respectivamente, para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil nas Unidades Federativas brasileiras para os três anos de análise (1998, 2003 e 2008). Na análise da escolaridade materna das crianças menores de 5 anos (Figura 3), admite-se que quanto mais próximo de 0 (0%) e 1 (100%), menor e maior tende a ser a colaboração dessa variável no Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, respectivamente. Verificou-se que o indicador de escolaridade materna aumentou sua contribuição para a pobreza de 1998 para 2008, principalmente para o Sudeste (Minas Gerais e Rio de Janeiro) do Brasil.

Com relação aos indicadores da dimensão saúde (Figura 4), a contribuição da internação e do plano de saúde permaneceram praticamente inalterado. Para o estado de saúde, verificou-se uma alteração em seu comportamento nas unidades federativas do Amapá, Sergipe e Distrito Federal, em que houve

Figura 3: Contribuição do indicador escolaridade materna para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008



Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

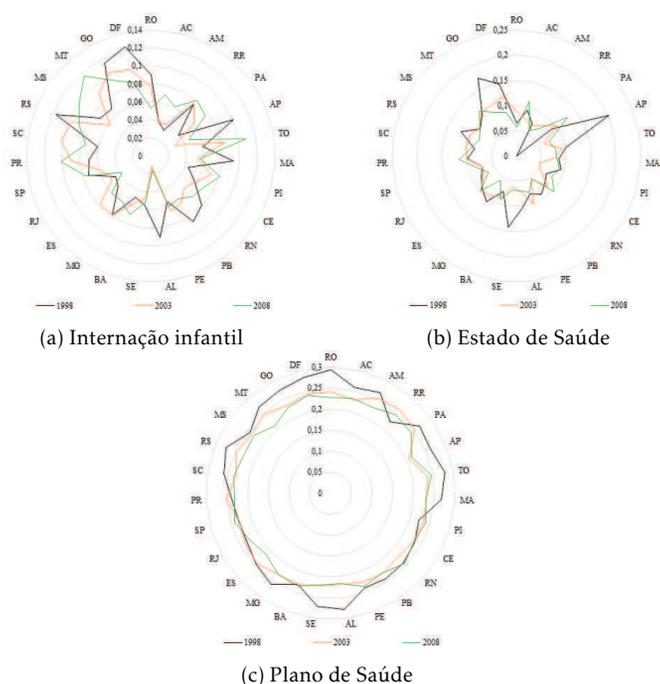
Nota: A unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

um pico de 20,2%, 14,2% e 14,7%, respectivamente, no ano de 1998. Ademais, é percebido que entre os indicadores de saúde, a maior precarização ocorre no acesso ao plano de saúde, seguido do estado de saúde e internação.

Para os indicadores de padrão de vida (Figura 5 – letras a até f), observou-se redução de 1998 para 2008. No saneamento básico, o pior resultado (maior contribuição em 2008) se concentrou nas unidades federativas do Norte (Tocantins e Pará) e Nordeste (Piauí) do Brasil. Por outro lado, o material da casa contribuiu para a pobreza, principalmente, na região Norte (Acre, Rondônia, Amazonas e Pará). A água atingiu mais fortemente as áreas do Norte (Acre e Pará) e Nordeste (Maranhão e Rio Grande do Norte) do país.

O efeito do destino do lixo foi mais evidente no Norte (Acre e Amazonas) e Nordeste (Piauí e Pernambuco) brasileiro. A iluminação domiciliar colaborou para a pobreza, principalmente no Norte- Piauí e Sudeste- São Paulo. Por fim, o indicador ativos atingiu maior intensidade o Nordeste (Piauí, Alagoas e Ceará) e Norte (Roraima e Tocantins) do Brasil.

Figura 4: Contribuição dos indicadores internação, estado de saúde e plano de saúde para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008



Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores internação, plano de saúde e estado de saúde é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

4.4 Análise de Sensibilidade

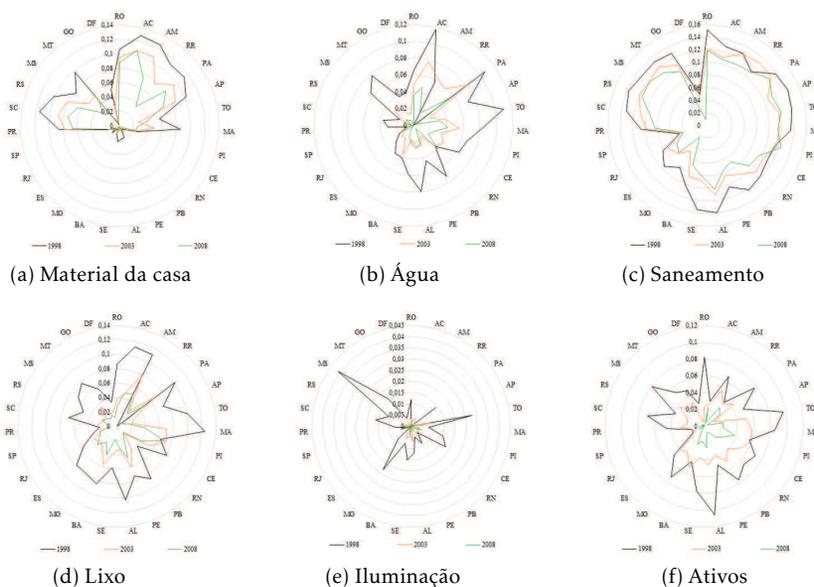
Para verificar a robustez dos resultados apresentados neste estudo, foi realizada uma análise de sensibilidade do índice AF para os anos de 1998, 2003 e 2008. Para tanto, foram alteradas as linhas de corte do modelo tanto do peso dos indicadores quanto da linha de corte da pobreza. Também foram feitas mudanças na mensuração da *proxy* para educação materna.

Na Tabela 6, apresenta-se uma compilação do relaxamento dos dados usando um *ranqueamento* das maiores e menores privações a depender das linhas de corte adotadas.

Os resultados para análise de sensibilidade mostraram que o nível de pobreza apresentou alterações ao variar o peso dos indicadores e/ou a linha de corte, contudo o *ranqueamento* das UFs brasileiras no que se refere as maiores/menores privações continuaram similares qualquer que seja a linha de corte utilizada, principalmente quando ponderado pelo peso das dimensões. Destaca-se que mudanças no índice AF, dada a linha de corte adotada, podem indicar a precarização de indicadores específicos em determinada região, o que torna importante a análise simultânea do comportamento dos indicadores de forma individual. Para isso, o método AF permite uma análise desagregada, tornando possível as privações latentes em cada região.

Na Tabela 7, estão apresentados os resultados de análise de sensibilidade para a dimensão educação, em que se considerou três possíveis medições da

Figura 5: Contribuição dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008



Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: A unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

escolaridade materna (privação), destacando: *i*) analfabeta; *ii*) fundamental I incompleto (< 5 anos de estudo) e; *iii*) fundamental II incompleta (< 8 anos de estudo).

Os resultados descritos na Tabela 7, considerando as categorias educacionais analfabetismo e Fundamental I incompleto, foram similares, isto é, com poucas exceções, não houve significativas alterações no *ranqueamento* das unidades federativas brasileiras. No entanto, quando comparado o analfabetismo e o nível II de escolaridade (Fundamental II incompleto), ocorreram mudanças menos circunstanciais nessa classificação, embora várias unidades se mantiveram entre os cinco mais/menos pobres.

5 Considerações finais

Este estudo mensurou e analisou a evolução temporal e espacial de um Índice de Pobreza Multidimensional para crianças de 0 a 5 anos das Unidades Federativas do Brasil, nos anos 1998, 2003 e 2008. A mensuração do índice ocorreu a partir do método Alkire-Foster, o qual se distingue, entre outros atributos, por sua capacidade em medir a quantidade de crianças pobres e o número médio de indicadores privados destes pobres.

Os resultados encontrados inferiram que, enquanto a incidência da pobreza foi reduzida ao longo da década 1998-2008, a intensidade da pobreza aumentou. Esse resultado significa que embora a quantidade de crianças pobres tenha diminuído no período, o número de indicadores privados desse público que continuou na pobreza expandiu. Esse fato pode refletir que as

Tabela 6: Análise de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Privações/ Cortes	Dimensões pesos iguais e k= 0,1	Dimensões pesos iguais e k= 0,3	Dimensões pesos iguais e k= 0,5	Indicadores pesos iguais e k=0,3
1998				
Maiores	1) Pará	1) Pará	1) Piauí	1) Pará
	2) Acre	2) Acre	2) Acre	2) Maranhão
	3) Maranhão	3) Maranhão	3) Bahia	3) Acre
	4) Amazonas	4) Amazonas	4) Rio Grande do Norte	4) Amapá
	5) Tocantins	5) Tocantins	5) Pernambuco	5) Amazonas
Menores	1) Distrito Federal	1) Distrito Federal	1) Amapá	1) Distrito Federal
	2) São Paulo	2) Roraima	2) Distrito Federal	2) São Paulo
	3) Minas Gerais	3) São Paulo	3) Rondônia	3) Minas Gerais
	4) Rio de Janeiro	4) Minas Gerais	4) São Paulo	4) Rio de Janeiro
	5) Rio Grande do Sul	5) Rio de Janeiro	5) Rio Grande do Sul	5) Roraima
2003				
Maiores	1) Acre	1) Acre	1) Acre	1) Acre
	2) Amapá	2) Amapá	2) Amapá	2) Pará
	3) Rondônia	3) Pará	3) Alagoas	3) Amazonas
	4) Pará	4) Alagoas	4) Piauí	4) Amapá
	5) Alagoas	5) Rondônia	5) Maranhão	5) Rondônia
Menores	1) São Paulo	1) Rio de Janeiro	1) São Paulo	1) São Paulo
	2) Minas Gerais	2) São Paulo	2) Rio de Janeiro	2) Distrito Federal
	3) Distrito Federal	3) Minas Gerais	3) Distrito Federal	3) Minas Gerais
	4) Rio de Janeiro	4) Distrito Federal	4) Minas Gerais	4) Rio de Janeiro
	5) Espírito Santo	5) Paraná	5) Paraná	5) Espírito Santo
2008				
Maiores	1) Rondônia	1) Alagoas	1) Alagoas	1) Acre
	2) Acre	2) Acre	2) Rondônia	2) Rondônia
	3) Alagoas	3) Rondônia	3) Maranhão	3) Pará
	4) Maranhão	4) Amazonas	4) Amazonas	4) Amapá
	5) Amazonas	5) Maranhão	5) Acre	5) Amazonas
Menores	1) São Paulo	1) São Paulo	1) São Paulo	1) Distrito Federal
	2) Distrito Federal	2) Distrito Federal	2) Distrito Federal	2) São Paulo
	3) Minas Gerais	3) Rio de Janeiro	3) Minas Gerais	3) Minas Gerais
	4) Rio de Janeiro	4) Minas Gerais	4) Rio de Janeiro	4) Rio de Janeiro
	5) Paraná	5) Espírito Santo	5) Paraná	5) Espírito Santo

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres) em 1998 conseguiram superar a pobreza em 2008, enquanto as severamente pobres (mais pobres entre as pobres) continuaram no estado de pobreza crônica. Ainda, na análise espacial, percebe-se que os maiores índices nos três anos de análise (1998, 2003 e 2008) estiveram situadas nas unidades federativas do Norte e Nordeste, retratando um caráter de perpetuação regional da pobreza infantil.

Importante salientar as limitações das considerações alcançadas pelo trabalho. As variáveis escolhidas restringiram-se à base de dados disponível para o Brasil, tanto no quesito temporal, como na seleção das variáveis a compor o índice. Na análise de sensibilidade destacou-se a variabilidade do índice a depender das variáveis adicionadas e linhas de corte adotadas. Sendo assim, é importante destacar que os achados mencionados se referem aos indicadores, dimensões e linhas de cortes consideradas e devem ser interpretados levando em conta as fragilidades apontadas. Indica-se, por exemplo, buscar outra *proxy*, além do plano de saúde, para representar o acesso à saúde. Indivíduos com alta renda, podem não possuir plano de saúde e custear qualquer eventualidade em seu estado de saúde com recursos próprios. Na mesma linha, o indicador escolaridade da mãe foi escolhido para mensurar os aspectos educacionais nesta pesquisa. Contudo, outras variáveis que consigam captar diretamente a situação da criança ao longo do tempo podem ser testadas.

Cabe destacar também como fator limitante deste estudo a inexistência ou

Tabela 7: Análise de Sensibilidade- dimensão educação, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Privações/Cortes	Mãe analfabeta	Mãe anos de estudo Fundamental I incompleto (< 5 anos de estudo)	Mãe anos de estudo Fundamental II incompleto (< 8 anos de estudo)
1998			
Maiores	1) Pará	1) Maranhão	1) Maranhão
	2) Acre	2) Acre	2) Pará
	3) Maranhão	3) Pará	3) Tocantins
	4) Amazonas	4) Amapá	4) Acre
	5) Tocantins	5) Tocantins	5) Amapá
Menores	1) Distrito Federal	1) São Paulo	1) Rio de Janeiro
	2) Roraima	2) Rio de Janeiro	2) São Paulo
	3) São Paulo	3) Minas Gerais	3) Minas Gerais
	4) Minas Gerais	4) Espírito Santo	4) Espírito Santo
	5) Rio de Janeiro	5) Distrito Federal	5) Roraima
2003			
Maiores	1) Acre	1) Acre	1) Rondônia
	2) Amapá	2) Rondônia	2) Paraíba
	3) Pará	3) Paraíba	3) Alagoas
	4) Alagoas	4) Maranhão	4) Acre
	5) Rondônia	5) Pará	5) Pará
Menores	1) Rio de Janeiro	1) Distrito Federal	1) Distrito Federal
	2) São Paulo	2) São Paulo	2) São Paulo
	3) Minas Gerais	3) Rio de Janeiro	3) Amapá
	4) Distrito Federal	4) Rio Grande do Sul	4) Rio de Janeiro
	5) Paraná	5) Paraná	5) Paraná
2008			
Maiores	1) Alagoas	1) Acre	1) Maranhão
	2) Acre	2) Pará	2) Acre
	3) Rondônia	3) Maranhão	3) Pará
	4) Amazonas	4) Piauí	4) Alagoas
	5) Maranhão	5) Alagoas	5) Rondônia
Menores	1) São Paulo	1) Distrito Federal	1) Distrito Federal
	2) Distrito Federal	2) Rio de Janeiro	2) São Paulo
	3) Rio de Janeiro	3) Roraima	3) Rio de Janeiro
	4) Minas Gerais	4) São Paulo	4) Paraná
	5) Espírito Santo	5) Rio Grande do Sul	5) Santa Catarina

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

escassez de dados de inquéritos populacionais brasileiros que acompanhem os mesmos indivíduos (crianças e suas famílias) ao longo do tempo, ou seja, durante a fase entre zero e cinco anos. Outra razão, centrou-se no nível de desagregação (unidade federativa) da base de dados, não podendo ser realizadas análises mais locais, por exemplo, em nível microrregional ou municipal.

De forma geral, este estudo contribuiu no sentido de fornecer informações aos formuladores de políticas baseadas em evidências do quão intensa é a pobreza multidimensional infantil em cada unidade federativa do Brasil. Contribuiu também para identificar quais são os fatores (saúde, educação, padrão de vida) que tornam as crianças pobres nessas localidades individualmente. Considerando esses resultados, os gestores podem adotar estratégias mais eficazes para melhorar a qualidade de vida e reduzir as disparidades infantis no país, o que consequentemente auxiliará no desenvolvimento humano e econômico (de curto e longo prazo).

Referências Bibliográficas

- Alkire, S. & Fang, Y. (2019). Dynamics of multidimensional poverty and uni-dimensional income poverty: an evidence of stability analysis from China. *Social Indicators Research*, Berlin, v. 142, p. 25-64.
- Alkire, S. & Foster, J. (2009). Counting and multidimensional poverty measurement. *Journal of Public Economics*, New York, v. 95, p. 476-487.
- Alkire, S. & Foster, J. (2011). Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. *Journal of Economic Inequality*, London, v. 9, p. 289-314.
- Alkire, S. & Roche, J. M. (2012). *Beyond headcount: measures that reflect the breadth and components of child poverty*. Oxford: University of Oxford. (OPHI Working Papers n. 45).
- Andrade, L. R., Pinto, I. C. M., Soares, C. L. M. & Silva, V. O. (2019). Provisão e fixação de médicos na atenção primária à saúde no estado da Bahia. *Revista de Administração Pública*, Rio de Janeiro, v. 53, p. 505-519.
- Apablaza, M. & Yalonzky, G. (2011). Measuring the dynamics of multiple deprivations among children: the cases of Andhra Pradesh, Ethiopia, Peru and Vietnam. *Young Lives Research in Progress*, Oxford, p. 1-41.
- Atkinson, A. B. (2003). Multidimensional deprivation: contrasting social welfare and counting approaches. *Journal of Economic Inequality*, London, v. 1, p. 51-65.
- Banerjee, A., Deaton, A. & Duflo, E. (2004). Health care delivery in rural Rajasthan. *Economic and Political Weekly*, Mumbai, v. 39, p. 944-949.
- Barros, A. J., Matijasevich, A., Santos, I. S. & Halpern, R. (2010). Child development in a birth cohort: effect of child stimulation is stronger in less educated mothers. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 39, p. 285-294.
- Bourguignon, F. & Chakravarty, S. R. (2003). The measurement of multidimensional poverty. *Journal of Economic Inequality*, London, v. 1, p. 25-49.
- Brasil (2019). *Bolsa família*. Disponível em: <http://www.caixa.gov.br/programas-sociais/bolsa-familia/paginas/default.aspx>. Acesso em: dez. 2019.
- Brites, M., Moura, A. C., Silva Ferreira, T. R., Marin, S. R. & Lanza, T. (2016). Pobreza feminina nas grandes regiões brasileiras (2012): uma aplicação do método Alkire Foster (AF). *Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 27, p. 174.
- Callander, E. J., Schofield, D. J. & Shrestha, R. N. (2012). Capacity for freedom- a new way of measuring poverty amongst Australian children. *Child Indicators Research*, Berlin, v. 5, p. 179-198.
- Codes, A. L. M. (2008). *A Trajetória do Pensamento Científico Sobre Pobreza: em Direção a uma Visão Complexa*. Brasília: IPEA.
- Costa, B. L. D. & Costa, M. M. (2014). Concepções de pobreza e operacionalização do Índice de Pobreza Multidimensional para Minas Gerais. *Cadernos da Escola do Legislativo*, Belo Horizonte, v. 16, p. 74-99.

- Crespo, A. P. A. & Gurovitz, E. (2002). A pobreza como um fenômeno multidimensional. *Revista de Administração de Empresas*, São Paulo, v. 1, p. 1-12.
- Cutler, D. M. & Lleras-Muney, A. (2010). Understating differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, Amsterdam, v. 19, p. 1-28.
- Datt, G. (2013). *Making Every Dimension Count: Multidimensional Poverty Without the "Dual Cut Off"*. Melbourne: Monash University.
- Deaton, A. (2017). *A Grande Saída: Saúde, Riqueza e a Origem das Desigualdades*. Rio de Janeiro: Intrínseca.
- Dufló, A. (2005). *Health Shocks and Economic Vulnerability in Rural India: Break the Vicious Circle*. Sri City: Centre for Micro Finance. (Research Working Paper Series).
- Galasso, E. & Umapathi, N. (2009). Improving nutritional status through behavioural change: lessons from Madagascar. *Journal of Development Effectiveness*, Abingdon, v. 1, p. 60-85.
- García, S. & Ritterbusch, A. (2015). Child poverty in Colombia: construction of a multidimensional measure using a mixed-method approach. *Child Indicators Research*, Berlin, v. 8, p. 801-823.
- Human Development Initiative (2018). *Global Multidimensional Poverty Index 2018: the Most Detailed Picture to Date of the World's Poorest People*. Oxford: University of Oxford.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2019). *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)*. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm>. Acesso em: mai 2019.
- Leigh, J. P. (1987). Direct and indirect effects of education on health. *Social and Medicine*, Amsterdam, v. 17, p. 227-234.
- Lochner, L. (2011). *Non-production benefits of educations: crime, health and good citizenship*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. (Working Papers Series n. 16722).
- Macinko, J., Guanais, F. C. & Souza, M. D. F. M. (2006). Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. *Journal of Epidemiology & Community Health*, London, v. 60, p. 13-19.
- Macinko, J. & Harris, M. J. (2015). Brazil's family health strategy-delivering community-based primary care in a universal health system. *New England Journal of Medicine*, Waltham, v. 372, p. 2177-2181.
- Marin, S. R., Glasenapp, S., Almeida Vieira, C., Diniz, G. M., Porsse, M. C. S. & Ottoneli, J. (2018). Pobreza multidimensional em Silveira Martins/RS: uma aplicação do Método Alkire-Foster (AF). *Revista de Administração da UFSM*, Santa Maria, v. 11, p. 247-267.

- Martins, M. F. D., Costa, J. S. D., Saforcada, E. T. & Cunha, M. D. C. (2004). Qualidade do ambiente e fatores associados: um estudo em crianças de Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 20, p. 710-718.
- Mohaqqi, K. S. H., Harouni, G. G., Basakha, M. & Alamdari, S. M. (2019). Multidimensional child poverty index in Iran: distribution of deprivation across provinces. *Journal of Poverty*, Abingdon, v. 23, p. 353-364.
- Moraes, M., Marin, S. R. & Vieira, C. (2018). Pobreza Multidimensional em Santa Catarina (2000-2010): uma aplicação do método Alkire-Foster. *Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, v. 30, p. 1-17.
- Mosaner, M. S. (2016). Pobreza infantil no Brasil: aplicação da metodologia Alkire-Foster de mensuração de pobreza multidimensional. *Revista de Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 20, p. 489-507.
- Omotoso, K. O. & Koch, S. F. (2018). Exploring child poverty and inequality in post-apartheid South Africa: a multidimensional perspective. *Journal of Poverty and Social Justice*, Bristol, v. 26, p. 417-437.
- Organização das Nações Unidas (2016). *Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento*. Brasília: PNUD. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/>. Acesso em: 18 abr. 2017.
- Reis, M. (2014). Public primary health care and children's health in Brazil: evidence from siblings. *Journal of Population Economics*, Heidelberg, v. 27, p. 421-445.
- Ribeiro, F. G., Shikida, C. & Hillbrecht, R. O. (2017). Bolsa Família: Um *survey* sobre os efeitos do programa de transferência de renda condicionada do Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 47, p. 805-862.
- Santos, A. M. A. & Jacinto, P. A. (2017). O impacto do programa saúde da família sobre a saúde das crianças da área rural do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 55, p. 227-246.
- Sen, A. (1976). Poverty: an ordinal approach to measurement. *Econometrica*, New Haven, v. 44, p. 219-231.
- Sen, A. (1997). Poverty in the human development perspective: concept and measurement. In: UNDP (org.) *Human Development Report 1997: Human Development to Eradicate Poverty*. New York: Oxford University Press. p. 15-23.
- Sen, A. (1999). Health in development. *Bulletin of the World Health Organization*, Geneva, v. 77, p. 619.
- Sen, A. (2010). *Desenvolvimento como liberdade*. São Paulo: Editora Schwarcz.
- Serra, A. S., Yalonetzky, G. I. & Belik, W. (2017). *Pobreza Multidimensional no Brasil 2000/2010*. In: *45º Encontro Nacional de Economia- ANPEC*. Natal: ANPEC.

Silva, E. P. & Rohenkohl, J. E. (2018). Síndrome congênita do vírus zika e a pobreza multidimensional: uma aplicação do método Alkire-Foster com as mães paraibanas. *Pensamento & Realidade*, São Paulo, v. 33, p. 49-67.

Silva, F. T. R. & Marin, S. R. (2016). Pobreza multidimensional feminina: uma aplicação do método Alkire Foster (AF) nas grandes regiões brasileiras nos anos de 2001 e 2011. *Pesquisa e Debate*, São Paulo, v. 27, p. 174.

Silvestrin, S., Silva, C. H., Hirakata, V. N., Goldani, A. A., Silveira, P. P. & Goldani, M. Z. (2013). Maternal education level and low birth weight: a meta-analysis. *Jornal de Pediatria*, Rio de Janeiro, v. 89, p. 339-345.

Soares, C. S. A. & Barbosa, A. C. Q. (2020). Atração e retenção de profissionais de saúde na estratégia de saúde da família: uma revisão bibliográfica. *Pista: Periódico Interdisciplinar*, Belo Horizonte, v. 2, p. 8-26.

Souza Morais, R. L., Carvalho, A. M., de Castro Magalhães, L. & Pinto, P. A. F. (2015). Primeira infância e pobreza no Brasil: uma análise integrada a partir de indicadores em saúde, educação e desenvolvimento social. *Revista de Políticas Públicas*, São Luís, v. 19, p. 303-314.

Tavares, P. A., Pazello, E. T., Fernandes, R. & Camelo, R. S. (2009). Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 39, p. 25-58.

UNGA (2006). *Promotion and Protection of the Rights of Children*. New York: Report of the Third Committee.

United Nations (2015). *Transforming Our World: the 2030 Agenda for Sustainable Development*. New York: Division for Sustainable Development Goals.

United Nations International Children's Emergency Fund (2007). *General Assembly Adopts Powerful Definition of Child Poverty*. New York: UNICEF. Disponível em: https://www.unicef.org/media/media_38003.html. Acesso em: mar 2019.

United Nations International Children's Emergency Fund (2018). *Bem-estar e privações múltiplas na infância e na adolescência no Brasil*. Brasília: UNICEF. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/2061/file/Bem-estar-e-privacoes-multiplas-na-infancia-e-na-adolescencia-no-Brasil.pdf>. Acesso em: 24 dez 2020.

Vandemoortele, J. (2012). Equity begins with children. In: Minujin, A. and Nandy, S. (orgs.) *Global Child Poverty and Well-Being: Measurement, Concepts, Policy and Action*. Bristol: Policy Press.

Victor, B., Blevins, M., Green, A. F., Ndatimana, E., González-Calvo, L., Fischer, E. F., Vergara, A. E., Vermund, S. H., Olupona, O. & Moon, T. D. (2014). Multidimensional poverty in rural Mozambique: a new metric for evaluating public health interventions. *PLoS One*, San Francisco, v. 9, p. e108654.

Wang, X., Zhou, L. & Shang, X. (2015). Child poverty in rural China: multi-dimensional perspective. *Asian Social Work and Policy Review*, Hoboken, v. 9, p. 109-124.

Wickham, S., Anwar, E., Barr, B., Law, C. & Taylor-Robinson, D. (2016). Poverty and child health in the UK: using evidence for action. *Archives of Disease in Childhood*, London, v. 101, p. 759-766.

Wise, P. H. (2016). Child poverty and the promise of human capacity: childhood as a foundation for healthy aging. *Academic Pediatrics*, Amsterdam, v. 16, p. 537-545.

Apêndice A

Tabela A.1: Incidência (H), Intensidade (A) e Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (M), zona rural, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 2008

	Regiões/UF	Incidência (H)	Intensidade (A)	Índice (M)
Norte	Rondônia	0,390	0,451	0,176
	Acre	0,732	0,454	0,332
	Amazonas	0,633	0,471	0,298
	Roraima	0,438	0,381	0,167
	Pará	0,501	0,425	0,213
	Amapá	0,492	0,461	0,227
	Tocantins	0,241	0,365	0,088
Nordeste	Maranhão	0,558	0,435	0,243
	Piauí	0,342	0,430	0,147
	Ceará	0,349	0,470	0,164
	Rio Grande do Norte	0,253	0,486	0,123
	Paraíba	0,374	0,524	0,196
	Pernambuco	0,361	0,468	0,169
	Alagoas	0,519	0,501	0,260
	Sergipe	0,344	0,459	0,158
Bahia	0,408	0,483	0,197	
Sudeste	Minas Gerais	0,183	0,464	0,085
	Espírito Santo	0,274	0,460	0,126
	Rio de Janeiro	0,057	0,386	0,022
	São Paulo	0,159	0,472	0,075
Sul	Paraná	0,185	0,449	0,083
	Santa Catarina	0,222	0,450	0,100
	Rio Grande do Sul	0,138	0,457	0,063
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	0,102	0,480	0,049
	Mato Grosso	0,311	0,453	0,141
	Goiás	0,200	0,390	0,078
	Distrito Federal	0,083	0,458	0,038
	Brasil	0,333	0,459	0,153

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: H refere-se a incidência da pobreza, A corresponde a intensidade da pobreza e M é do Índice de Pobreza Multidimensional. A unidade de medida de H, A e M é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

IN-KIND TRANSFERS IN BRAZIL: HOUSEHOLD CONSUMPTION AND WELFARE EFFECTS

BRUNO TONI PALIALOL *
PAULA CARVALHO PEREDA †

Abstract

The Worker Food Program (Programa de Alimentação do Trabalhador - PAT) creates tax incentives for firms to provide more than 20 million Brazilian workers with in-kind transfers. They are usually distortive compared to cash transfers, but this is not clear when the latter, when paid by the employer, are subject to payroll taxes like in Brazil. Using propensity score analysis, we find evidence that the PAT increases poor households' food consumption between 15.7% and 25.0% compared to cash transfers. This result, however, may not be improving workers' nutrition, as sought by the program.

Keywords: in-kind transfers vs cash transfers, *Programa de Alimentação do Trabalhador* (PAT), propensity score analysis.

JEL codes: D11, D12, I38.

Resumo

O Programa de Alimentação do Trabalhador (PAT) cria incentivos fiscais para firmas fornecerem transferências em produto para mais de 20 milhões de trabalhadores brasileiros. Essas transferências geralmente são distorcidas quando comparadas a uma transferência monetária, mas isso não é tão claro quando esta última é paga pelo empregador, ficando sujeita à cobrança de impostos sobre a folha de pagamento. Usando escore de propensão, encontramos evidências que famílias pobres beneficiadas pelo PAT consomem de 15,7% a 25,0% mais comida do que se recebessem transferências monetárias. Entretanto, não há evidências que esse resultado esteja levando o programa a atingir seu objetivo de melhorar o estado nutricional dos trabalhadores.

Palavras-chave: transferências em produto e transferências em dinheiro, Programa de Alimentação do Trabalhador (PAT), análise via escore de propensão.

Códigos JEL: D11, D12, I38.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea158810>

* Universidade de São Paulo. E-mail: bruno.palialol@usp.br

† Universidade de São Paulo. E-mail: pereda@usp.br

1 Introduction

“In-kind transfers” are give-aways that constrain consumers’ acquisition possibilities. In poor countries, they are typically food transfers, both of physical items or through vouchers and coupons. Economic theory shows there are possible distortions associated with food transfers compared to cash transfers, such as overfeeding ¹.

This work sheds light on a Brazilian food transfer scheme called the Worker Food Program (*Programa de Alimentação do Trabalhador - PAT*), which benefits almost 20 million workers and around 38% of the formal workforce (Mazzon 2016). The federal government grants tax breaks for firms that provide food benefits to employees. Abatements are usually small, limited to 4% of companies’ total income tax.

The program was created in 1976 after the Food and Agriculture Organization (FAO) data showed that many Brazilian workers were living with minimum acceptable calorie intake (Silva 1998). In this sense, the policy was designed to improve nutritional intake of workers. Government’s tax break for 2008 is estimated between US\$6.8 (R\$16.1) and US\$13.6 (R\$32.3) million, but the program was never examined from a theoretical and empirical economic perspective using impact evaluation techniques.

Since the PAT is inserted in the labor market context, in-kind transfers are not taxed. In this case, traditional welfare superiority of cash transfers ² is no longer obvious, because they are subject to tax deductions. Considering this specificity, we test whether the food allowance distorts consumption by comparing it with a cash transfer and calculate both effects on households’ welfare. Although the PAT also allows implementation through self-management and outsourcing, our analysis is focused on food vouchers and *cestas básicas* due to a limitation of our database, which only provides data about these types of benefits.

We use propensity score analysis to control the selection bias by using the program’s characteristics as observable variables. The observables that influence the program’s participation are mainly regional, sectoral and socioeconomic variables. We use data from the last Brazilian Household Budget Survey (POF 2008-2009)³. We show that this program only distorts poor households’ consumption while rich ones are not affected.

We also calculate the deadweight loss (DWL) ⁴ of the policy to be between US\$2.8 (R\$6.5) and US\$3.8 (R\$8.9) million, which represents 20% to 55% of government tax breaks. Further estimates show no relation between the increased food consumption and the intake of healthier food. That means the program may not be fulfilling its objectives of improved nourishment.

We contribute to the literature in many ways. First, we present empirical evidence showing the sub-optimal result for food vouchers, when compared with cash transfers (after tax deductions). There is no consensus in the empirical literature about the distortion of in-kind transfers. Hoynes & Schanzenbach (2009) observed that vouchers lead to a small increase in food

¹Hoynes & Schanzenbach (2009) and Ninno & Dorosh (2003).

²Under cash transfers, consumers face a greater set of choices than under in-kind transfers.

³The microdata of the Brazilian Household Budget Survey of 2017-2018 was available in April 2020, after the submission of this paper.

⁴Deadweight losses were calculated as the difference in the amount of food consumed by households receiving cash transfers and in-kind transfers, considering fixed prices.

consumption for participants of the Supplemental Nutrition Assistance Program (SNAP) in the United States. Likewise, Ninno & Dorosh (2003) reported an increase in wheat consumption for individuals in Bangladesh provided with in-kind transfers in comparison with cash transfers. Cunha (2014) and Skoufias et al. (2008), on the other hand, compared in-kind and cash transfers to the rural poor in Mexico and concluded there is no differential effect on consumption.

Second, we present the analysis of the program from an impact evaluation perspective. So far, most program assessment has consisted of analyzing firms' specific initiatives in terms of nutritional adequacy⁵. Hoffmann & Santiago (2017) tried a different approach, using Household Budget Survey data to run a linear regression model to estimate program correlation with income and possible effects on workers' body mass index (BMI). Mazzon (2016) provided an overview of the PAT along with evaluations using both qualitative research and a well performed input-output analysis. In this paper we contribute to this literature by evaluating the program impact on consumption and on welfare to, therefore, present a cost-benefit analysis.

The paper is divided into 6 sections, including this introduction. Section 2 establishes the conceptual basis of in-kind transfer analysis and how it is applied to the PAT. Section 3 explains the program assignment and identification strategy used to eliminate bias selection. Section 4 details the dataset and reports relevant descriptive statistics. Section 5 presents the estimation results in terms of food consumption and its composition. Lastly, Section 6 summarizes our findings, proposes policy measures and suggests future research avenues. There is also an Appendix which makes welfare considerations.

2 In-kind transfers

This section presents the theoretical framework of our work and is divided in two subsections. The first subsection presents the differences between cash transfers and in-kind transfers from the consumer point of view. We show cash transfers are optimal in terms of utility and that in-kind transfers distort consumer choices. In the second subsection we show how this framework can be used to analyze the Worker Food Program (PAT) in Brazil and that cash transfers are not necessarily better than in-kind transfers in this specific context.

2.1 In-kind versus cash transfers

"In-kind transfer" is a general expression attributed to give-aways that restrict the group of products that may be acquired by consumers, such as food or non-food items, through vouchers, coupons or debit cards, among others. Alternatively, cash transfers allow people to buy whatever fits their budget constraint. Thus, many researchers are interested in comparing their effects, especially on food consumption. Engel's law and consumer theory have contributed to this literature (Gentilini 2007).

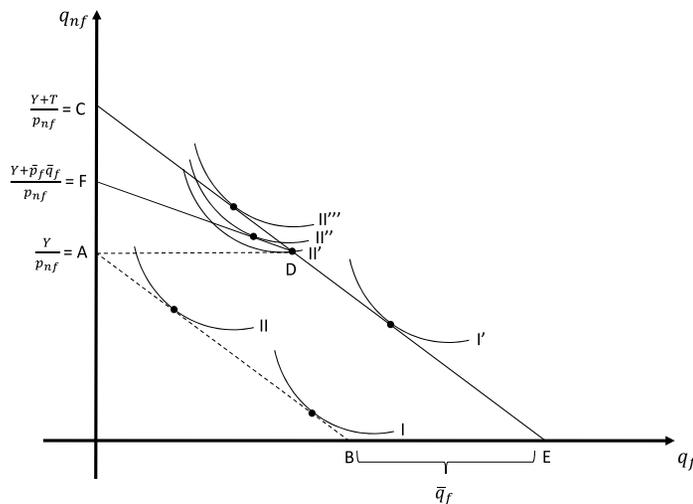
Engel's law asserts that as income rises, the proportion spent on food items decreases, even if actual expenditure on food increases. In other words, in-

⁵Burlandy & Anjos (2001), Geraldo et al. (2008), Moura (1986), Savio et al. (2005) and Veloso & Santana (2002).

come elasticity of food lies between zero and one, being higher for poorer than richer households. Thus, cash transfers may be useful to increase low-income households' food consumption. One example is Bolsa Família, a Brazilian conditional cash transfer program that impacts approximately 14 million households or 57 million individuals (Campello & Neri 2013).

Following Cunha (2014), suppose consumers demand food (q_f) and other goods (or non-food items, q_{nf}) and they maximize a utility function $U(q_f, q_{nf})$ that is strictly increasing and concave in both arguments. Let p_f and p_{nf} be prices of those goods. The budget constraint is $p_f q_f + p_{nf} q_{nf} \leq Y$, where Y is income. Line segment \overline{AB} in Figure 1 represents this restriction.

Figure 1: Impacts of in-kind and cash transfers on consumption



Source: Based on Cunha (2014), own elaboration.

Assume the existence of a cash transfer with value T which shift the budget constraint to \overline{CE} and an in-kind transfer of same value $\bar{q}_f = \frac{T}{p_f}$ which creates a kink ⁶, depending on food resale price, \bar{p}_f :

$$p_f q_f + p_{nf} q_{nf} \leq \begin{cases} Y + \bar{p}_f \bar{q}_f, & \text{if } q_f \leq \bar{q}_f \\ Y + p_f \bar{q}_f = Y + T, & \text{if } q_f > \bar{q}_f \end{cases} \quad (1)$$

When reselling is allowed at market price ($\bar{p}_f = p_f$) then $p_f q_f + p_{nf} q_{nf} \leq Y + T$ (restriction \overline{CE}) which is equivalent to a cash transfer of value T . If

⁶A kink is created where $q = \bar{q}_f$, which has size \overline{AD} .

negotiation occurs at a fraction of full price ($\bar{p}_f \in (0, p_f)$), then $p_f q_f + p_{nf} q_{nf} \leq Y + \bar{p}_f \bar{q}_f$ (restriction \overline{FDE}). Finally, if trade is not permitted ($\bar{p}_f = 0$), then the restriction of interest is \overline{ADE} ⁷.

The theoretical framework above can be used to study the Worker Food Program in Brazil, which provides in-kind transfers in the form of food for Brazilian workers. The objective of the program is to provide nutritionally adequate meals to workers in order to improve their productivity.

The PAT rules do not allow beneficiaries to resell benefits and then we should be facing the case that no benefit is traded (restriction \overline{ADE}). However, we are aware that there are illegal traders who charge consumers to exchange food vouchers for cash, but the exact proportion of benefits informally exchanged is unknown⁸. This beneficiaries actually face restriction \overline{FDE} . Below, we show that the food provided by the PAT actually distorts consumer choices, making them consume more food than they would if they received a cash transfer of the same value.

Based on Figure 1, cash transfers weakly dominate in-kind transfers since consumers face a greater set of choices. An Exception occurs when $\bar{p}_f = p_f$, since consumers face identical budget constraints. Indifference curves I and II represent two types of agents, whose choices are evaluated in order to assess possible distortions associated with in-kind transfers.

For consumer II , \bar{q}_f is *extra-marginal* because it provides a greater amount of food than he would have chosen under a cash transfer. Note that under cash transfer, consumer II chooses an optimal quantity associated with II'' , which is less than \bar{q}_f . For consumer I , the in-kind transfer is *infra-marginal* since under cash transfer he demands more food (optimal quantity associated with I') compared to \bar{q}_f .

That is to say, only *extra-marginal* transfers distort consumer choices. Individual II receives more food than desired (optimal quantities associated with II' or II'') when his best interest is achieved at II''' . Consumer I , on the other hand, is indifferent between the two transfer schemes. The distortion caused by *extra-marginal* transfers is measured as:

$$EM_f(\bar{q}_f) = \begin{cases} \bar{q}_f - q_f^{Cash}, & \text{if } q_f^{Cash} < \bar{q}_f \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

An in-kind transfer is classified as *binding* when the consumer demands more food than was transferred. That is the case of an individual I who demands the optimal quantity associated with I' but only receives \bar{q}_f . For consumer II , the transfer is considered *non-binding* since demands associated with II'' and II''' are both smaller than \bar{q}_f . In this case, only *non-binding* transfers distort consumer choices and can be measured by:

$$NB_f(\bar{q}_f) = \begin{cases} \bar{q}_f - q_f^{In-kind}, & \text{if } q_f^{In-kind} < \bar{q}_f \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

Note the main difference between these concepts is the comparison base. When evaluating an in-kind transfer in terms of extra-marginality, \bar{q}_f is com-

⁷This is the same as giving someone a prepared meal to be immediately consumed.

⁸For anecdotal evidence of this fact, see Romani (2019).

pared with consumer choice under cash transfer. However, to define *binding* transfers, comparison occurs with choice under in-kind transfer.

Hence, the total distortion associated with an in-kind transfer of size \bar{q}_f can be seen as the amount consumed above the case of a cash transfer. In terms of the previous definitions:

$$D_f(\bar{q}_f) = EM_f(\bar{q}_f) - NB_f(\bar{q}_f) = q_f^{In-kind} - q_f^{Cash} \quad (4)$$

Intuitively, $D_f(\bar{q}_f)$ evaluates food quantities received above the cash transfer optimum (which is bad for the consumer), but discounted from non-binding transfers, which improve his welfare since he receives an extra amount of food. In other words, extra-marginal transfers move consumers away from optimality but this effect is partially compensated by a surplus in provision, which actually improves well-being.

However, it is hard to empirically measure $D_f(\bar{q}_f)$ since individuals cannot be observed under both transfer schemes. According to Cunha (2014), distorting effects of in-kind transfers and their magnitude have fundamental importance for policymakers. A lack of empirical evidence exists, since counterfactual behavior can never be observed. In our case, propensity score matching will be used to address the problem of estimating eventual PAT distortions in terms of food consumption. Further details are provided in Section 3.

From the discussion above, cash transfers weakly dominate in-kind since there may be a distortion associated with the latter. In the next section we use this framework to analyze potential distortions associated with, the Worker Food Program (*Programa de Alimentação do Trabalhador* - PAT).

2.2 Brazilian program: PAT

The Worker Food Program (PAT) is a voluntary ⁹ Brazilian food program created in 1976 whose objective is to provide nutritionally adequate meals, especially for low income workers, to increase their productivity. In 2016 the program reached more than 20 million workers and approximately 38% of the formal labor force in the country (Mazzon 2016). The federal government grants tax breaks to firms that provide food benefits to their employees on a monthly basis. This is beneficial for the government because it grants additional purchasing power to workers that is not included in the calculation of social benefits after retirement. For workers and companies, the main advantage of such benefits is that regular payroll and income taxes do not apply.

Benefits may be supplied in two different types: self-management and/or outsourcing. Self-management applies to firms which provide cooked or non-cooked meals for their workers. It may involve *in natura* food supply, staple food baskets, as well as in-house restaurants. Outsourcing occurs when companies delegate this task to a specialized firm and/or provide debit cards (vouchers) or coupons restricted to food purchase, at restaurants or markets. Companies are free to provide benefits in more than one modality. For example, a firm can have an in-house canteen and also provide workers with meal vouchers.

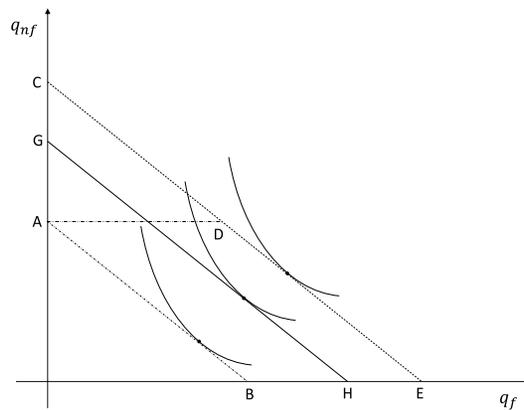
⁹Firms choose whether or not to participate.

In order to maintain eligibility, firms must keep all employees' situation strictly inside the law. Any sign of violation of labor rights results in total removal of the tax benefits.

We now show the superiority of cash transfers are no longer obvious in the PAT context. In the labor market, any cash transfers are considered salary and are taxed accordingly, resulting in a discounted transfer $T' = (1 - \tau)T$. Discount factors (τ) are payroll taxes applied on labor income in Brazil. For each additional R\$1.00 payment companies spend, on average, another R\$1.48 and workers receive minus 8.0% to 22.2%, depending on income level. This changes traditional analysis so that it is not obvious that T' is preferable to an equivalent in-kind transfer.

To see this, consider the following consumer preferences represented by the indifference curves in Figures 2, 3 and 4. \overline{AB} , \overline{CE} and \overline{ADE} represent same budget restrictions of Figure 1. The only difference among figures is restriction \overline{GH} , which represents a monetary transfer $T' = (1 - \tau)T < T$. Such transfer may be higher (Figure 3) or lower (Figures 2 and 4) than an in-kind transfer, depending on individuals' preferences.

Figure 2: $q(Y + T, \mathbf{p}) \sim q(Y + p_f \bar{q}_f, \mathbf{p}) > q(Y + T', \mathbf{p})$

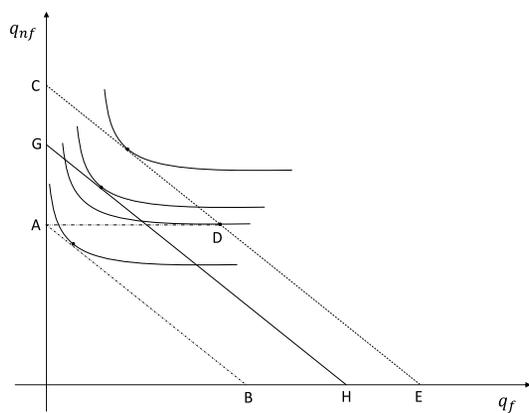
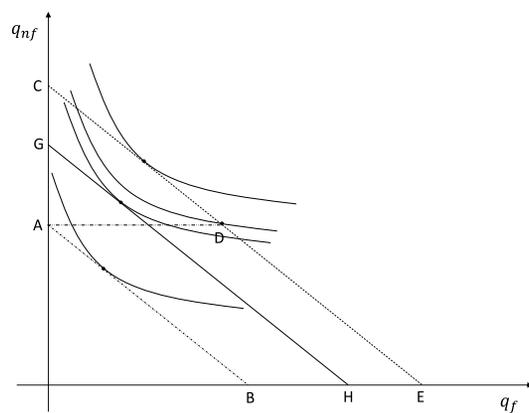


In other words, considering firms would not increase their spending when deciding to provide in-kind transfers or cash transfers¹⁰, it is not trivial to infer whether or not their workers would be better off in terms of consumption.

For simplification purposes, our analysis sticks to the case where benefits are not traded (\overline{ADE} restriction). As mentioned in former subsection, the PAT rules do not allow beneficiaries to resell benefits, but it is known that illegal traders buy the vouchers at a discount, although there are legal restrictions to this practice.

We evaluate the potential distortions in food consumption (in terms of equation (4)) for program beneficiaries. If we conclude that PAT transfers are not distortional compared to a discounted cash transfer, it means the program

¹⁰Or they could shift consumers' budget constraint back to an equal valued cash transfer.

Figure 3: $q(Y + T, \mathbf{p}) > q(Y + T', \mathbf{p}) > q(Y + p_f \bar{q}_f, \mathbf{p})$ **Figure 4:** $q(Y + T, \mathbf{p}) > q(Y + p_f \bar{q}_f, \mathbf{p}) > q(Y + T', \mathbf{p})$ 

reaches a first-best situation, equalizing full cash transfers (Figure 2). Now, in case the program actually distorts food consumption, the scenario presents two options: (i) cash transfers may be preferable (Figure 3); or (ii) in-kind transfers may be preferable (Figure 4). These are both second-best situations where the results ultimately depend on consumer preferences.

The next section discusses the empirical strategy to estimate possible distortions in Brazilian provision of in-kind transfers for different types of consumers.

3 Empirical Strategy

We cannot observe the difference in food consumption of a unit i when receiving in-kind transfers from the PAT ($D_i = 1$) or when receiving cash transfer ($D_i = 0$) benefits ($q_{D_i=1}^f - q_{D_i=0}^f$) to infer causality. In this sense, we propose estimating a counterfactual for observed units that receive PAT benefits. The counterfactual would consider the unit that receives additional cash instead of an in-kind transfer (equation (4)). Once units are balanced, and the selection of the groups is controlled for, we can compute the average impact of the PAT, or the Average Treatment Effect on Treated (ATT):

$$E[q_{1i}^f - q_{0i}^f | D_i = 1] = E(q_{1i}^f | D_i = 1) - E(q_{0i}^f | D_i = 1) \quad (5)$$

Treated units are those households where at least one individual, of age between 16 and 65 and not working in the public sector, receives food vouchers or *cestas básicas*¹¹. Accordingly, non-beneficiaries (the control group) are formal employees of working age in the private sector who do not receive any type of food assistance.

Understanding benefit assignment is crucial for eliminating potential bias selection. First, joining the PAT is voluntary, but there are three main reasons to participate: (i) tax incentives; (ii) labor union pressure; and (iii) desire to raise workers' productivity. Second, benefits can influence choices regarding job offers, leading those who prefer the food allowance to only accept job offers of companies that participate. Such mechanisms are further discussed in Section 5.

Therefore, PAT assignment suggests regional, sectoral and socioeconomic variables are related to participation. Therefore, a vector X of covariates intended to eliminate selection bias should consider such factors. Once X is adequately specified, equation (5) may be rewritten as:

$$E[q_{1i}^f - q_{0i}^f | D_i = 1, X] = E(q_{1i}^f | D_i = 1, X) - E(q_{0i}^f | D_i = 1, X) \quad (6)$$

In other words, even if q_{1i}^f and q_{0i}^f are correlated with D_i , they become independent given the observables that explain participation X_i , or $q_{1i}^f, q_{0i}^f \perp \perp D_i | X_i, \forall i$. As shown by Rosenbaum & Rubin (1983), X can be merged into a propensity score, $P(X)$, and equation (6) remains valid with the following change:

¹¹A *cesta básica* is a food basket containing staple food items such as rice, beans, milk, flour, oil, coffee and sugar, among others. Quantities in the basket can vary by company and region where it is distributed, and items may be substituted with similar ones.

$$E[q_{1i}^f - q_{0i}^f | D_i = 1, P(X)] = E(q_{1i}^f | D_i = 1, P(X)) - E(q_{0i}^f | D_i = 1, P(X)) \quad (7)$$

Equation (7) is valid under the common support or overlap assumption (CSA), which states that for each $P(X)$, there may be observations in both the treatment and control groups.

However, as we mention in the next section, the POF do not provide food consumption at an individual level, just at household level. So, from this point on we use households as our unit of analysis. Possible consequences of using households instead of individuals are further discussed in the text and two robustness checks are presented to reinforce the validity of our results.

Estimating equation (4) using Propensity Score Matching (PSM), as suggested by Rubin (1974), Rosenbaum & Rubin (1983) and Heckman et al. (1998), does not require a specific functional form for the food demand equation (see the Appendix), so it adapts better to possible nonlinearities involved in estimating the benefit and food consumption relation. Moreover, assistance specificities regarding labor market and its use mostly throughout working hours demand strong internal validity, which is achieved with PSM in comparison to other methods. Spatial program concentration and labor union influence, which mainly act in specific economic sectors, create a unique market configuration where program assignment needs more degrees of freedom to be modeled. Estimates are considered causal effects of the PAT if X contains all relevant observables, balanced for treatment and control groups after matching, and when common support holds.

On this topic, Heckman et al. (1998) and Bryson et al. (2002) discussed a tradeoff when using the propensity score, since more covariates mean higher chances of violating the common support hypothesis. In other words, including independent variables reduces bias but increases estimator variance. Such tradeoff is illustrated by different types of matching. On the one hand, nearest neighbor matching matches each beneficiary with the closest (measured by propensity score) control, and others are discarded. In this case, bias is minimized since each treated unit will be compared with only one control (Dehejia & Wahba 1999). At the same time, estimator variance increases since parameters will be calculated based on a smaller number of combinations (variance continuously diminishes even if new combinations present low quality, so that for variance what matters is the quantity, not the quality of matches) (Smith & Todd 2005). On the other hand, considering kernel based matching, a unit receives a weight between 0 and 1 if they are similar to treatment, while in neighbor matching this weight is always 1. The kernel approach increases number of controls while estimator variance diminishes. However, bias increase since the quality of matching might get worse (Smith & Todd 2005). Empirically, one must be aware that robustness is important when choosing covariates. In this sense, our results are robust to other specifications. About matching algorithms, King & Nielsen (2015) discussed how propensity score matching can increase imbalance, model dependence and bias, approximating a completely randomized experiment rather than a fully blocked experiment. They concluded that Mahalanobis Distance Matching (MDM) is less susceptible to the latter problems. For this reason, ATT was calculated with MDM in all specifications.

Since propensity score matching simulates an experiment at X (or $P(X)$), it therefore allows good estimates of the effects when there is selection on

observed variables (X). Intuitively, it is possible to find for treated unit, a similar non treated unit (based on characteristics of X) such that they can be considered the same before and after treatment, respectively. Therefore, we attribute differences between the two groups to the treatment effect (Heckman et al. 1998).

Finally, an underlying hypothesis of this work is that beneficiaries' additional food consumption does not influence market prices. Increased spending on food would shift demand outwards, pressure prices upwards, and thus reduce demand of non participants, resulting in distortion overestimation. This is a limitation of this study, since our current database only considers the demand size. Since many sectors of the food industry are competitive and there aren't many entry barriers, we believe that supply also shifts outwards in the presence of the PAT. Examination of this hypothesis is outside the scope of this paper and can be tested in future works.

In this sense, according to previous discussion (Section 2.1), possible distortions associated with in-kind transfers are measured by differences in food consumption:

$$D_f(\bar{q}_f) = q_f^{In-kind} - q_f^{Cash} \quad (8)$$

In which $D_f(\bar{q}_f)$ represents household food consumption when receiving an in-kind transfer minus demand when under cash transfer. Estimating Equation (8) involves a counterfactual problem, addressed by propensity score analysis. Using income for matching is vital due to its relevance in food consumption (Engel's Law). Those who do not receive any benefits but received an income increment equal to the benefit value are used to estimate \hat{q}_f^{cash} . Estimations are performed in two ways:

1. First, we consider equality between income (Y) for non-treated and income + benefit value (T) for treated workers. This version simulates decisions firms traditionally face, whether provide \$K in cash or an equivalent value in-kind:

$$Y_{D=0} = Y_{D=1} + T \Leftrightarrow T = \Delta Y$$

2. Second, we adapt the setup to the Brazilian labor market reality. Alternatively to \$K in cash, beneficiary workers are provided with \$K(1 - \tau%), where \tau% are payroll taxes:

$$Y_{D=0} = Y_{D=1} + T[1 - \tau\%] \Leftrightarrow T = \frac{\Delta Y}{[1 - \tau\%]}$$

After assessing how general food consumption of households respond to in-kind transfers, we propose a further exercise to analyze possible impacts on their nutritional status. Since the PAT's objective is to provide nutritionally adequate meals for workers, we separate food consumption into seven categories: cereals and pasta; fruits and vegetables; sugar and candies; proteins; non-alcoholic beverages; alcoholic beverages; and manufactured foods.

Our goal is to provide insights to understand if consumers qualitatively change their food consumption when receiving benefits. Still, we are aware that a complete analysis should consider vitamins, macro and micro nutrients intakes, by converting final consumption to nutrients or applying a procedure similar to Pereda & Alves (2012).

Finally, in the Appendix, we run a welfare analysis based on our results. It considers a demand system analysis framework to estimate possible distortions related to household choices when receiving benefits from the PAT.

4 Dataset

The Household Budget Survey¹² provides income, expenses and sociodemographic information on more than 57,000 Brazilian households. It is conducted by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE), the federal census bureau. We use the survey conducted in 2008-09. All monetary values were normalized to January 15th, 2009. The unit of analysis is household and attention was focused on demographic, consumption and income information through questionnaires 1, 2 and 3, and 5, respectively. Since the POF is a sample survey, all results in the paper consider sample weights in the calculation.

All consumption of food items consumed inside and outside the house were converted to kilograms by the IBGE. Non-food items were measured by units but only for the sake of a demand system analysis performed in the Appendix. Expenses were annualized but are presented monthly when convenient and all values are also presented in dollars considering an exchange rate of R\$/US\$ 2.38, as of January 15th, 2009.

From the total expanded sample of 57,814,083 households, 7,926,638 (13.7%) had at least one member receiving food vouchers or *cestas básicas*, which represents around 9.9 million workers. Ideally, analysis should have been performed using individuals, but the POF only provide food consumption data at household level. For 2008, official data from the Ministry of Labor reported the program had 13.4 million beneficiaries (considering all modalities) and around 10 million considering only food vouchers and *cestas básicas*, which is compatible with our sample. Monthly average net benefit is US\$69.60 (R\$165.60), and the benefit distribution is positively skewed (Figure 5).

Treated units are those households where at least one individual, of age between 16 and 65 and not working in the public sector, receives food vouchers or *cestas básicas*¹³. In other words, although the PAT allow implementation through self-management and outsourcing, our database only allows us to evaluate the latter, namely vouchers and food baskets. Furthermore, the majority (~95%) of the households in our database received only vouchers as benefits and therefore our conclusions should be interpreted as the results of households receiving such benefits. Accordingly, non-beneficiaries present equal characteristics but do not receive benefits.

The characteristics of the head beneficiary of the households are: 70.85% are male, 54.89% Caucasian, 73.10% married, 48.17% with private health insurance and most literate. Compared to eligible households, program households present 0.06 more members on average, heads are 1.11 years younger, more educated (2.21 more years of schooling) and have a higher income (annual: US\$797.2 and per capita: US\$243.5 - Table 1). Except for gender, all differences are statistically significant at the 1% level.

¹²*Pesquisa de Orçamentos Familiares* (POF).

¹³A *cesta básica* is a food basket containing staple food items such as rice, beans, milk, flour, oil, coffee and sugar, among others. Quantities in the basket can vary by company and region where it is distributed, and items may be substituted with similar ones.

From an economic activity perspective, the professional distribution of household heads is concentrated in services and industry, which account for 52% of them (Table 2). This evidence, along with income differences among groups (Figure 6), suggests that socioeconomic and sectoral factors are relevant to explain program assignment. Moreover, as mentioned in the previous discussion, income is crucial for analysis, and receives special attention in Section 5, which presents the results.

Figure 5: Household monthly average net benefit (2009 US\$)

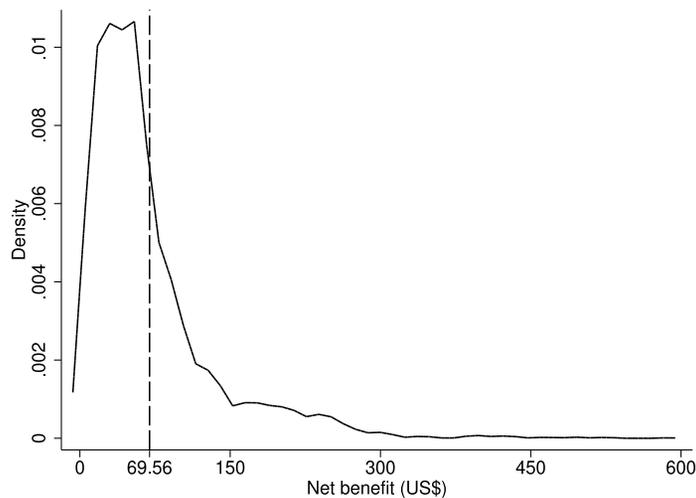


Table 1: Household heads - differences between beneficiaries (B) and non-beneficiaries (NB)

Characteristics	B mean	NB mean	Difference
# dwellers	3.46	3.39	0.06***
Man (%)	70.85	70.50	0.35
Caucasian (%)	54.89	46.09	8.80***
Married (%)	73.10	68.74	4.36***
Literate (%)	97.55	88.34	9.21***
Health insurance (%)	48.17	22.99	25.18***
Age (years)	41.98	43.09	-1.11***
Education (years)	9.15	6.94	2.21***
Annual income (US\$)	1,775.88	978.66	797.22***
Annual per capita income (US\$)	606.84	363.33	243.5***

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. Table presents beneficiary (B) and non-beneficiary (NB) mean samples for selected variables. Traditional mean difference testing was applied to verify differences among groups. Where (%), difference is in percentage points. Otherwise, it follows variable measures.

Table 2: Percentage of beneficiaries and non-beneficiaries by economic activity

Economic activity	Beneficiaries	Non-Beneficiaries
Services	27%	20%
Industry	25%	16%
Commerce	16%	19%
Education and Health	11%	8%
Construction	10%	12%
Transportation	8%	6%
Agriculture	2%	19%

Table shows percentage of beneficiaries and non-beneficiaries by economic sector. 27% of beneficiaries work in the service sector, while only 20% of non-beneficiaries participate in this sector. Other sectors present a similar tendency, showing their importance in explaining benefit provision.

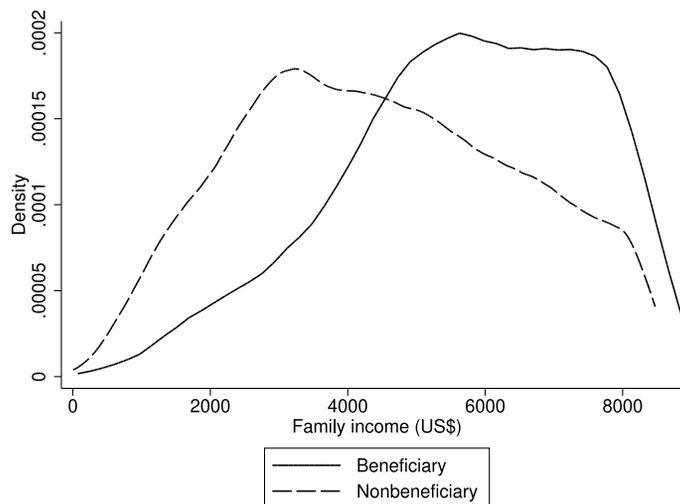
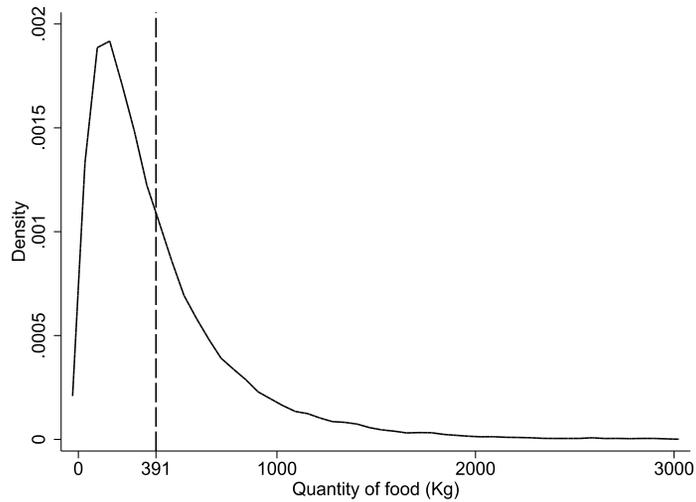
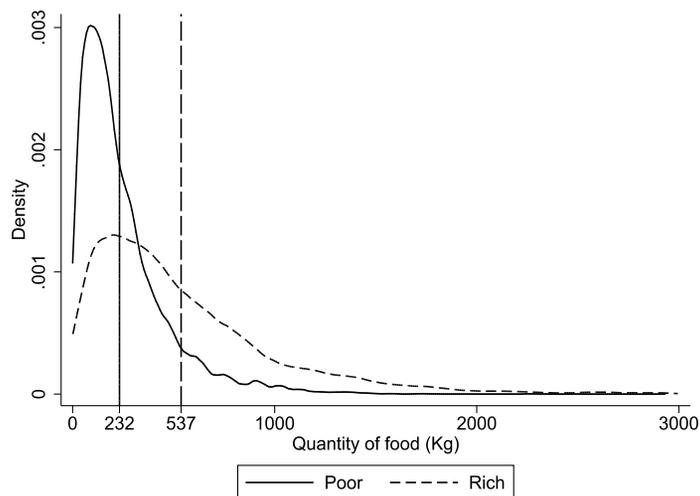
Figure 6: Annual income distribution of beneficiary and non-beneficiary households (2009 US\$)

Figure 7: Annual quantity of food in Kg consumed by households



Notes: figure shows annual household food consumption in Kg. Around 90% of households consume less than 900 Kg of food but a few consume almost 6,000 Kg, making the distribution positively skewed. Average food consumption (391 Kg) is highlighted.

Figure 8: Annual quantity of food in Kg consumed by rich and poor households



Notes: Figure shows annual rich and poor household food consumption in Kg. Rich households consume 537 Kg of food on average while poor households consume 232 Kg. Rich households are defined as the top 25% of per capita income distribution and poor households the bottom 25%.

5 Results

This results section is divided in two subsections. The first presents our main results, or the effects of receiving benefits in household's food consumption. The second further divides food consumption into seven minor categories and discusses if there are any changes in composition.

5.1 Main results

In order to eliminate potential bias selection, as discussed in Section 3, we argue that (i) tax incentives, (ii) labor union pressure, and (iii) desire to raise labor productivity are relevant when defining the vector X of covariates to match treatment and control groups.

As for tax incentives, the PAT's rules establish that participating companies can deduct up to 4% from income tax. However, eligibility is restricted to those opting for the *lucro real* taxation regime, which only applies to firms whose revenues exceed US\$32.8 (R\$78.0) million a year. This fact limits eligibility to big companies, mainly usually located in the Southeast and South regions. That is, spatial location correlates with program assignment.

Regarding labor unions, DIEESE - Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (2013) presents data on 197 collective bargaining agreements for all sectors signed between 2011 and 2012. Around 60% (120 agreements) contained clauses mentioning food benefits. Union strength is reflected in Table 2, which shows the services, industry and commerce sectors, known for strong union, concentrate most of PAT beneficiaries, a pattern not shared by non-beneficiaries. In other words, distribution across sectors changes for PAT participants.

When it comes to labor productivity, Dasgupta & Ray (1986), Popkin (1978) and Strauss (1986) provide evidence that nutrition positively affects labor outputs, mainly for manual labor. Firms in the industry and construction sectors are aware of such results, and facilitate employees' access to adequate nutrition through PAT.

Finally, food assistance may drive decisions towards accepting specific job offers. Choosing between one or another depends on consumer preferences (Figures 3 and 4) and selection occurs if those who value food more are able to choose jobs which provide benefits. Typically, low-income workers tend to care more about food incentives, so their propensity to accept meal assisted jobs is higher. However, those employees have less bargaining power when seeking work, so it is not true they will always face this choice. Consumer tastes, along with bargaining power, may be translated in terms of socioeconomic variables such as income and education.

Therefore, considering previous discussions we calculated a Mahalanobis matching using regional, sectoral and socioeconomic covariates. Only formal workers¹⁴ were used for analysis since formal employment is a requirement for program eligibility. Table 3 presents results of our preferred specification using simple regression bias correction, following Abadie & Imbens (2002).

Covariate balance as well as estimates without bias correction (for robustness purposes) were analyzed. Our estimates suggest households receiving benefits consume 4.1% to 5.7% more food compared to the case they receive

¹⁴Workers who payed income tax were considered formal.

Table 3: Estimated distortion effects of PAT benefits on food consumption (in kilograms) with bias correction

	(1) Full sample	(2) Poor	(3) Rich	(4) Full Sample	(5) Poor	(6) Rich
Benefit	11.23* (6.74)	30.40** (14.67)	14.33 (16.36)	14.95** (6.72)	30.40** (13.93)	28.34* (16.73)
Observations	18,235	3,648	3,625	18,235	3,647	3,625
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Income	1	1	1	2	2	2

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. The table presents effects of treatment on food consumption in kilograms. Income 1:

$$Y_{D=0} = Y_{D=1} + T \Leftrightarrow T = \frac{\Delta Y}{[1-\tau\%]}$$

Income 2: $Y_{D=0} = Y_{D=1} + T[1 - \tau\%] \Leftrightarrow T = \frac{\Delta Y}{[1-\tau\%]}$. Besides income, other controls are # of household members, education, race, transportation, services, South and North dummies. Poor and Rich samples represent, respectively, the bottom and top 20 percent of income distribution.

a comparable amount in cash. This difference is higher for poor households, which tend to consume between 13.0% to 21.2% more food¹⁵. In this sense, we can say the PAT leads households to buy more food than they would in the absence of the program. Benefits would still be distortive even when compared to cash transfers after deducting taxes¹⁶. Richer families, however, did not present significant differences in terms of food consumption.

The fact that we used households instead of individuals to perform our estimates could compromise the results since they are not homogeneous in terms of composition (children, adolescents and adults). To put this concern to rest we performed two robustness checks. In the first we uses the concept of "adult-equivalent" to transform residents, making them comparable to a man aged 18-30 (Rocha 1998). For the second we ran our analysis considering only the type of household that appeared most in the sample, which was those with three members, representing 25% of Brazilian households in 2008-2009. The first robustness exercise presented similar significance levels and lower magnitudes compared to the main exercise, reinforcing our previous conclusions. Although the second robustness exercise considered only 25% of the sample, significance levels of the "Poor" subsample remained practically unchanged and the magnitudes more than doubled, which is an evidence that receiving benefits strongly impacts decisions of this contingent of the population.

Since the POF only provides information regarding food vouchers, which represent about 95% of our sample, and *cestas básicas*, our results show the effects of receiving these benefits.¹⁷ Also, our sample is adherent to the PAT's official numbers so misclassifications of beneficiaries are unlikely.

The specialized literature highlights that even slight misspecification of the propensity score model can result in substantial bias of estimated treatment effects (Kang & Schafer 2007, Smith & Todd 2005). Thus, inspired by Imai & Ratkovic (2014), who focused on propensity score balance when

¹⁵Percentages calculated on mean annual consumption of the control group.

¹⁶In other words, distortion is not a result of payroll taxes. Even with equally valued cash transfers, consumers would still buy more food when receiving the in-kind transfer.

¹⁷Still, we performed a robustness check removing *cestas básicas* from the analysis but conclusions remained unchanged.

defining covariates, we applied an iterative nondiscretionary method to define which variables should be used for matching.

This strategy consisted of: (i) performing probit regression to exclude variables which do not statistically change treatment probability; and (ii) iteratively eliminating variables whose remaining bias (in %) was the largest between treated and control groups after matching. Step (ii) was repeated until no significant remaining bias was found for all covariates.

Income was treated with special care in balancing procedures due to its importance in determining consumption. It is correlated with other variables such as region, education, number of household members, sectors and other demographic variables. The final set of covariates included all of them and tests showed they were balanced between treatment and control groups.

Still, the results were robust for both bias-corrected and average treatment on treated estimates. Consumption positively varied from 5.3% to 8.1% in the full sample and 15.7% to 25.0% for low income households. Again, richer households did not present evidence of distortion and taxation did not influence the results.

Another point of attention is that the estimates considered households from rural areas. Some of them produce their own food, which could distort the consumption analysis, since IBGE considers non-monetary income in its calculations. However, they represented only around 10% of the total sample and the conclusions remain unchanged when they are removed from estimations.

Many workers in the public sector (called "estatutários") do not contribute to the 'Guarantee Fund for Time of Service' (FGTS, a severance indemnity fund), which is levied on payroll, as mandatory for workers in the private sector. Some of them are also excluded from the federal government's pension program (INSS) levied on payroll. For this reason, we are not able to assure incentives for employees in the public sector (including government-owned companies) to take part in the PAT are the same of those in the private sector. Even though, we performed a robustness analysis including public workers in the sample and the main results did not change in magnitude and significance levels.

The literature on this subject reports evidence both in favor and against distortions. Hoynes & Schanzenbach (2009) showed food stamp benefits in the USA provided in voucher form¹⁸ led to a small increase in food consumption. Accordingly, Ninno & Dorosh (2003) reported that in-kind transfers targeted at poor women and children in Bangladesh increased wheat consumption compared to cash transfers. Cunha (2014) and Skoufias et al. (2008), on the other hand, found no differential effect in consumption when comparing in-kind and cash transfers in the *Programa de Apoyo Alimentario* (PAL)¹⁹.

5.2 Food composition analysis

Our results suggest that PAT benefits are distortive in general, but mainly for poor households. Based on the theoretical framework developed in Section 2.1, not all households reached higher indifference curves, so welfare considerations ultimately depend on their preferences (Figures 3 and 4). Rich

¹⁸In the context of Supplemental Nutrition Assistance Program (SNAP), the former Food Stamp Program (FSP).

¹⁹A Mexican government food assistance program to the rural poor.

people, however, consume food in a first-best situation (Figure 2). Clearly, they are better off receiving benefits ²⁰, but in terms of food consumption, the program is innocuous.

Higher food consumption, however, might not imply better nutrition. The PAT's objective is to provide nutritionally adequate meals for workers. In order to assess what such extra consumption means in terms of quality, we divided food into seven categories: cereals and pasta; fruits and vegetables; sugar and candies; proteins; non-alcoholic beverages; alcoholic beverages; and manufactured foods.

As before, the specifications used were favorite specification and iterative method, both considering a cash transfer with tax incidence and bias correction through regression. Results are presented in Table 4.

Table 4: Estimated distortion effects - Quantity (annual kg per capita) with bias correction for seven food categories

		Favorite specification	Iterative method
Full sample	Cereal and pasta	-5.09**	-4.42*
	Fruits and vegetables	-3.90**	-3.28
	Sugar and candies	-1.71*	-1.63
	Meat/Chicken/Fish	-1.47	-1.77
	Nonalcoholic beverages	2.06	0.78
	Alcoholic beverages	1.14	1.56
	Manufactured Foods	1.35	1.56
20% poor	Cereal and pasta	7.80	12.63**
	Fruits and vegetables	1.29	3.90
	Sugar and candies	-1.16	-0.91
	Meat/Chicken/Fish	-3.19	-2.29
	Nonalcoholic beverages	6.86*	8.01*
	Alcoholic beverages	0.15	0.14
	Manufactured Foods	5.51	6.61*
20% rich	Cereal and pasta	-9.89**	-10.25**
	Fruits and vegetables	-2.41	-4.90
	Sugar and candies	-1.11	-1.47
	Meat/Chicken/Fish	-4.96	-6.95*
	Nonalcoholic beverages	9.87	2.21
	Alcoholic beverages	4.96*	4.83
	Manufactured Foods	4.92	3.49

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01. The table shows treatment effect on treated (in kilograms) considering bias correction for seven food categories ($T = \frac{\Delta Y}{[1-\tau\%]}$).

Favorite specification includes income, # of household members, education, race, transportation, services, South and North region dummies. Variables of the iterative method are income, # of household members, industry, construction, commerce, Northeast and Southeast region dummies.

Considering the full sample, the results show decreasing consumption of cereals and pasta, mainly in rich households, as well as reduced consumption of fruits and vegetables. Regarding poor households, there is positive

²⁰In-kind transfer releases income to be spent on other goods.

distortion for non-alcoholic beverages and cereals. Also, although not significant, manufactured food products and alcoholic beverages presented higher consumption. The covariates balance and robustness without bias correction were verified. Besides the highlighted effects, there seems to be no significant change in consumption patterns, leading to the conclusion of no program influence on food categories. Perhaps total distortion estimated in Table 3 is evenly distributed among groups.

This analysis provides initial insights on how consumers change their food choices due to the program. However, a complete analysis should consider intakes of vitamins, macro and micronutrients by converting final consumption to nutrients or applying a procedure similar to Pereda & Alves (2012). Those authors calculated income elasticities for such variables and found 1% variation for poorer families increased consumption of fat and cholesterol proportionally more, which can be harmful in terms of health. If PAT produces a similar pattern for its beneficiaries, the authorities should be concerned about the health impacts.

Additionally, depending on the prices paid for food, consumers' welfare may be harmed. The Appendix provides some thoughts on the subject.

6 Policy Implications

The economic literature predicts there are distortion effects associated with in-kind transfers when compared to cash transfers. The empirical literature presents evidence both in favor and against this distortion. Hoynes & Schanzenbach (2009) and Ninno & Dorosh (2003), respectively for the United States and Bangladesh, found increased food consumption as a result of in-kind transfers. Cunha (2014) and Skoufias et al. (2008), on the other hand, did not find such difference in Mexico. Performing such estimation consists of comparing a unit both receiving and not receiving benefits, a classic counterfactual or missing data problem.

The Worker Food Program (PAT) is an important Brazilian public policy whose objective is to provide nutritionally adequate meals for workers, to improve their productivity. In this paper, we used a propensity score framework to test whether the program presents such distortions. Our results indicate that the program's transfers are distortive, but only for poor households. Among them, affirming which household prefers cash or in-kind transfers ultimately depends on preferences. Rich families, on the other hand, face a first-best situation where the program is innocuous in changing food consumption and, thus, their nutritional intake.

Two policy considerations arise from the evidence. First, PAT participation should be a choice also for workers, not only firms. This would improve poor employees' welfare which depends on preferences under distortion. Those who reach higher indifference curves under program transfers would participate (Figure 4), while others (Figure 3) would choose cash instead, maximizing their welfare.

Poor households that make less than two minimum wages (around R\$2,000) do not pay income tax, only contribute to the INSS and FGTS. This fact in addition to the incentive showed above would make some of them rationally opt-out of the program without asking for compensation.

Second, high-income employees should not be able to receive benefits. They are unquestionably better off in this situation, but transfers do not contribute to reaching the PAT's objectives. It is questionable if they need food assistance in order to improve their productivity in the first place. From the government point of view, resources could be saved or reallocated to obtain more efficient results.

Rich individuals would rationally opt-out of the program without asking for compensation because the benefit represents a very small percentage of its income. Also, it may represent relevant transaction costs since it may not be accepted in all establishments and the use of voucher may be negatively valued by its peers.

Then, it would be necessary to define an income threshold so that only poor workers would partake. According to PAT's rules, they are defined as those who receive less than five times the minimum monthly wage or US\$2,195.40 (R\$5,225.00). It may be rational to adapt this value depending on the economic sector and local/regional differences in food costs. Manual jobs usually demand more calorie intake, so laborers should present a higher turning point and specific research should be conducted in this sense.

The same propensity score analysis was conducted for food subgroups and no pattern emerged, i.e., there was no significant alteration in terms of consumption quality. Still, no conclusion should be assumed until further analysis in terms of intake of vitamins, macro and micronutrients. As highlighted in Section 5, nutritional aspects will shed light on the program's real impacts on health.

We expect the evidences presented here will allow a discussion regarding PAT's design. A program of this magnitude, which reaches more than 20 million workers, should be discussed more thoroughly. If, in fact, no nutritional improvement is reached, the PAT fails in its main objective and needs to be rethought.

A welfare analysis, conducted in the Appendix, suggests that the program costs US\$2.8-3.8 (R\$6.5-8.9) million in deadweight loss or 20-55% of government tax breaks per year.

Still, many other aspects need to be taken into consideration when redesigning the program. For example, it certainly creates spillover effects in terms of job creations. PAT benefits are widely used, boosting other sectors such as restaurants and supermarkets or even creating new ones, like companies that manage food voucher provision. However, it is not clear if the jobs created, as well as income and taxes generated are enough to offset program inefficiencies.

References

- Abadie, A. & Imbens, G. (2002). *Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Banks, J., Blundell, R. & Lewbel, A. (1997). Quadratic Engel curves and consumer demand. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 79, p. 527-539.

- Blundell, R., Pashardes, P. & Weber, G. (1993). What do we learn about consumer demand patterns from micro data? *American Economic Review*, Nashville, v. 83, p. 570–597.
- Bryson, A., Dorsett, R. & Purdon, S. (2002). *The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies*. London: London School of Economics and Political Science. (Working Paper n. 4).
- Burlandy, L. & Anjos, L. A. (2001). Acesso a vale-refeição e estado nutricional de adultos beneficiários do Programa de Alimentação do Trabalhador no Nordeste e Sudeste do Brasil, 1997. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 17, p. 1457–1464.
- Campello, T. & Neri, M. C. (2013). *Programa Bolsa Família: uma Década de Inclusão e Cidadania*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Cunha, J. M. (2014). Testing paternalism: cash versus in-kind transfers. *American Economic Journal: Applied Economics*, Nashville, v. 6, p. 195–230.
- Dasgupta, P. & Ray, D. (1986). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: theory. *Economic Journal*, Oxford, v. 96, p. 1011–1034.
- Deaton, A. & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *American Economic Review*, Nashville, v. 70, p. 312–326.
- Dehejia, R. H. & Wahba, S. (1999). Causal effects in nonexperimental studies: reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, Abingdon, v. 94, p. 1053–1062.
- DIEESE - Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos (2013). Projeto de Proposta de reformulação do Programa de Alimentação do Trabalhador - PAT. *Relatório Final sobre o Programa de Alimentação do Trabalhador (PAT)*, São Paulo.
- Gentilini, U. (2007). *Cash and Food Transfers: a Primer*. Rome: World Food Programme.
- Geraldo, A. P. G., Bandoni, D. H. & Jaime, P. C. (2008). Aspectos dietéticos das refeições oferecidas por empresas participantes do Programa de Alimentação do Trabalhador na Cidade de São Paulo, Brasil. *Revista Panamericana de Salud Pública*, Washington, v. 23, p. 19–25.
- Heckman, J. J., Ichimura, H. & Todd, P. (1998). Matching as an econometric evaluation estimator. *Review of Economic Studies*, Oxford, v. 65, p. 261–294.
- Hoffmann, R. & Santiago, L. A. T. (2017). O auxílio alimentação no Brasil: seu efeito na distribuição da renda e no Índice de Massa Corporal dos empregados, conforme dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares de 2008-2009. *Segurança Alimentar e Nutricional*, Campinas, v. 24, p. 83.
- Hoynes, H. W. & Schanzenbach, D. (2009). Consumption responses to in-kind transfers: evidence from the introduction of the food stamp program. *American Economic Journal: Applied Economics*, Nashville, v. 1, p. 109–139.
- Imai, K. & Ratkovic, M. (2014). Covariate balancing propensity score. *Journal of the Royal Statistical Society*, London, v. 76, p. 243–263.

- Kang, J. D. Y. & Schafer, J. L. (2007). Demystifying double robustness: a comparison of alternative strategies for estimating a population mean from incomplete data. *Statistical Science*, Durham, v. 22, p. 523–539.
- King, G. & Nielsen, R. (2015). Why Propensity Scores should not be used for matching. *Political Analysis*, Cambridge, v. 27, p. 36.
- Mazzon, J. A. (2016). *40 anos do Programa de Alimentação do Trabalhador*. São Paulo: Blucher.
- Moura, J. B. (1986). Avaliação do Programa de Alimentação do Trabalhador no Estado de Pernambuco, Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 20, p. 115–128.
- Ninno, C. D. & Dorosh, P. (2003). Impacts of in-kind transfers on household food consumption: evidence from targeted food programmes in Bangladesh. *Journal of Development Studies*, Abingdon, v. 40, p. 48–78.
- Pereda, P. (2008). *Estimação das equações de demanda por nutrientes usando o modelo Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS)*. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Pereda, P. C. & Alves, D. C. O. (2012). Qualidade alimentar dos brasileiros: teoria e evidência usando demanda por nutrientes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 42, p. 239–260.
- Poi, B. P. (2012). Easy demand-system estimation with QUAIDS. *Stata Journal*, California, v. 12, p. 433–446.
- Popkin, B. M. (1978). Nutrition and labor productivity. *Social Science & Medicine*, Amsterdam, v. 12, p. 117–125.
- Ray, R. (1983). Measuring the costs of children: an alternative approach. *Journal of Public Economics*, Amsterdam, v. 22, p. 89–102.
- Rocha, S. (1998). *Renda e Pobreza - Medidas per Capita versus Adulto-Equivalente*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Romani, A. (2019). Apesar de proibido, 39% dos trabalhadores vendem o vale-refeição. *Revista Veja*, São Paulo. Disponível em: <https://veja.abril.com.br/economia/apesar-de-proibido-39-dos-trabalhadores-vendem-o-vale-refeicao/>.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford, v. 70, p. 41–55.
- Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatment in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, Washington, v. 66, p. 688–701.
- Savio, K. E. O., Costa, T. H. M., Miazaki, E. & Schmitz, B. A. S. (2005). Avaliação do almoço servido a participantes do Programa de Alimentação do Trabalhador. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 39, p. 148–155.

Silva, M. H. O. (1998). *O Programa de Alimentação do Trabalhador - PAT. Estudo do desempenho e evolução de uma política social*. 1998. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) - Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro.

Skoufias, E., Unar, M. & González-Cossío, T. (2008). *The Impacts of Cash and In-Kind Transfers on Consumption and Labor Supply: Experimental Evidence from Rural Mexico*. Washington, DC: World Bank.

Smith, J. A. & Todd, P. E. (2005). Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 125, p. 305–353.

Strauss, J. (1986). Does better nutrition raise farm productivity? *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 94, p. 297–320.

Veloso, I. S. & Santana, V. S. (2002). Impacto nutricional do Programa de Alimentação do Trabalhador no Brasil. *Revista Panamericana de Salud Pública*, Washington, v. 11, p. 24–31.

Appendix A Welfare analysis

As previously discussed, evidence suggests that PAT benefits distort food consumption, delivering more food at a fixed price than consumers would buy under cash transfers. In other words, households are forced to acquire goods at a higher price than desired, damaging welfare. Figure A.1 depicts this situation where deadweight loss (DWL) can be approximated through a triangle ²¹:

$$DWL \approx \frac{1}{2} \left(\Delta Q \cdot \frac{\Delta Q}{\epsilon_{P,Q}} \cdot \frac{P^m}{Q^m} \right) < 0 \quad (\text{A.1})$$

Equation (A.1) is a lower bound, since the exact DWL area is bounded by a demand curve, not a straight line. Quantity variation (ΔQ) is estimated in Section 5, so demand price elasticity ($\epsilon_{P,Q}$) must be considered ²². A demand system framework is used for this purpose.

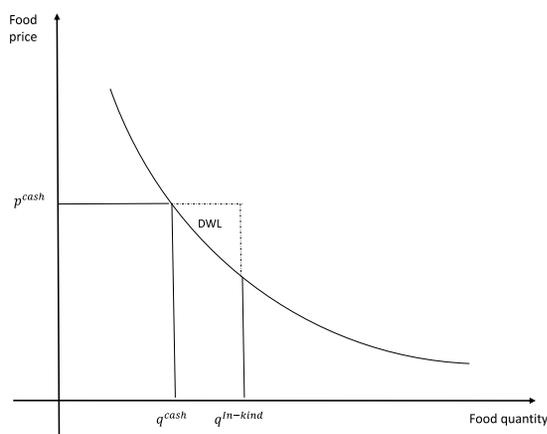
As in Pereda (2008), the evolution of functional forms of the demand equations was guided to satisfy restrictions derived from rational consumer behavior. The Almost Ideal Demand System (AIDS) proposed by Deaton & Muellbauer (1980) is theory consistent as long additivity, homogeneity and symmetry constraints are valid. The model was improved by Blundell et al. (1993) and Banks et al. (1997) to account for empirical nonlinearities between expenditure and income. This model is known as the Quadratic Almost Ideal Demand System (QUAIDS).

Here we use an extended version of QUAIDS which incorporates demographics using the scaling technique introduced by Ray (1983) (Poi 2012). The equation is indicated below:

²¹Note that $\Delta P = \frac{\Delta Q}{\epsilon_{P,Q}} \cdot \frac{P^m}{Q^m}$. P^m and Q^m are, respectively, mean prices and quantities.

²²Note that deadweight loss is negative because individuals consume larger quantities than they would at given prices, P^{cash} .

Figure A.1: Deadweight Loss



$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta'_i z) \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p}) c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \left\{ \ln \left[\frac{m}{\bar{m}_0(z) a(\mathbf{p})} \right] \right\}^2 \quad (\text{A.2})$$

where $c(\mathbf{p}, \mathbf{z}) = \prod_{j=1}^k p_j^{\eta_j} z$.

In the equation, $w_i = p_i q_i / m$ is category i 's expenditure share; α_i is a constant; $\ln p_j$ is log of prices; m is household income; $a(\mathbf{p})$ and $b(\mathbf{p})$ are price functions; and $\bar{m}_0(\mathbf{z})$ accounts for household characteristics. Expenditure share equations and elasticities are obtained using iterated feasible generalized non-linear least-squares, as described in Poi (2012).

Besides food, nine other categories²³ completed the demand system: beauty and clothing; cleaning and hygiene; communication and transportation; education; equipment and furniture; health; housing and others; leisure; and utilities and maintenance. Expenditure and quantities consumed were merged by household to allow price calculations. When not available²⁴, prices of the closest region were used as proxies.

Compensated price elasticities for food were calculated between 0.35-0.38²⁵ in a demand system accounting for regional, sectoral and socioeconomic variables. Estimates, along with beneficiary households (Section 4), are used to estimate deadweight loss associated with distortion. Results are presented in Table A.1.

²³Categories were created by aggregating similar products provided by the POF.

²⁴At given prices, households can optimally choose not to consume a good but price in this case is not observable.

²⁵Estimated price elasticities decrease with income.

For the market as a whole, deadweight loss lies between US\$20.3 (R\$48.2) and US\$40.6 (R\$96.6) million. Poor households alone account for US\$2.8-3.8 (R\$6.5-8.9) million, which represents 9.2-13.6% of total distortion value.

Using Mazzon (2016)²⁶ and PAT number of beneficiaries in 2008, we calculate government total tax breaks between US\$6.8 (R\$16.1) and US\$13.6 (R\$32.3) million. That is to say that considering only low-income household, distortions may represent between 20% and 55% of government's tax breaks.

²⁶Tax breaks are estimated between R\$ 1.20 and R\$ 2.41 per worker.

Table A.1: Deadweight loss associated with distortion in food consumption

Sample	Full		20% Poor	
	Favorite specification	Iterative method	Favorite specification	Iterative method
Model specification				
Quantity (Control)	366.1	365.8	233.3	233.8
Quantity (Treated)	387.0	395.5	282.7	292.3
Price (US\$ 2009)	1.70	1.70	1.48	1.47
Comp. price-elasticity	0.385	0.385	0.357	0.357
DWL per household (US\$)	2.56	5.12	19.64	26.82
# of households	7,926,638	7,926,638	139,885	139,885
DWL (US\$ million 2009)	20.25	40.61	2.75	3.75

The table calculates deadweight associated with distortion in food consumption. For each sample, both favorite and iterative model specifications are considered. The analysis focuses on two subsamples: full; and 20% bottom of income distribution. Compensated price-elasticities are calculated for each sample.

A ÉTICA PROTESTANTE E O ESPÍRITO DO CAPITALISMO: PREFERÊNCIAS QUANTO AO MERCADO DE TRABALHO, EMPREENDEDORISMO E A ESTRUTURA FAMILIAR NO BRASIL

DANIEL DE ABREU PEREIRA UHR^{*}
SÍLVIO DA ROSA PAULA[†]
MARCUS VINICIUS BASTOS DOS SANTOS[‡]
LUCIANE MACHIM VIEIRA[§]
JÚLIA GALLEGRO ZIERO UHR[¶]

Resumo

O objetivo deste artigo é testar se a ética protestante apresenta efeito sobre o comportamento dos brasileiros em duas áreas: (i) mercado de trabalho e empreendedorismo, e (ii) estrutura familiar. Utilizaram-se os microdados do censo demográfico brasileiro de 2010. O censo apresenta um plano amostral complexo, então aplicaram-se três diferentes métodos de estimação com pareamento para amostras complexas. Os resultados mostraram que o tratamento do protestantismo apresentou efeito significativo sobre as variáveis de resultado no sentido proposto por Max Weber.

Palavras-chave: ética protestante, *propensity score matching*, *survey data*.
Códigos JEL: J3, D1, D13.

Abstract

The purpose of this article is to test whether Protestant ethics has effect on the behavior of Brazilians in two areas: (i) the labor market and entrepreneurship, and (ii) family structure. The microdata from the 2010 Brazilian demographic census were used. The census presents a complex sampling plan, so three different estimation methods are applied to complex samples. The results showed that the treatment of Protestantism had a significant effect on the outcome variables in the sense proposed by Max Weber.

Keywords: protestant ethics, *propensity score matching*, *survey data*.
JEL codes: J3, D1, D13.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea175247>

^{*} Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: daniel.uhr@gmail.com

[†] Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: silvio.economia@gmail.com

[‡] Universidade Católica de Brasília (UCB). E-mail: marcus.ssz@gmail.com

[§] Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: luciane.machim@hotmail.com

[¶] Universidade Federal de Pelotas (UFPel). E-mail: zierouhr@gmail.com

1 Introdução

A obra “A Ética Protestante e o Espírito do Capitalismo” de Max Weber é um clássico das ciências sociais. Max Weber argumenta em sua obra, basicamente, que aquele indivíduo que racionaliza suas ações, valoriza o seu trabalho e apresenta um afastamento do gozo espontâneo possui o chamado “espírito” capitalista. E no decorrer da obra, o autor procura identificar historicamente o mecanismo gerador dessa ética capitalista na sociedade moderna. De forma geral, ele argumenta que os indivíduos que aderiram ao protestantismo apresentavam um componente moral específico que os inclinava ao “espírito” capitalista. Essa hipótese levantada por Weber é fundamental tanto para o campo econômico, quanto para o político e social, e continua sendo discutida atualmente. Além disso, a literatura empírica apresenta desdobramentos dessa hipótese para diferentes questões. Por exemplo, aquela que avalia o efeito da ética protestante sobre o crescimento econômico (Arruñada 2010), sobre a liberdade econômica (Hillman & Potrafke 2018), sobre o mercado de trabalho e o empreendedorismo (Benjamin et al. 2016, Nunziata & Rocco 2016, 2018), e a formação da família e fecundidade (Adsera 2006, McQuillan 2004).

O objetivo desta pesquisa é testar se a ética capitalista decorrente da fé protestante apresenta algum efeito sobre o comportamento dos brasileiros em duas grandes áreas econômicas: (i) o mercado de trabalho e empreendedorismo e (ii) a estrutura familiar. Isto é, testa-se e identifica-se o efeito da ética protestante sobre variáveis como: salários, a jornada de trabalho, a probabilidade do indivíduo ser empregador, a probabilidade de o indivíduo ser empregado, a probabilidade de o indivíduo ser trabalhador por conta própria, a probabilidade de o indivíduo possuir investimentos financeiros, se o indivíduo optou pelo casamento civil ou religioso ou somente religioso, a probabilidade de o indivíduo ser divorciado ou separado, o efeito sobre o número de filhos, se o indivíduo mora com os pais, e, por fim, sobre o rendimento domiciliar.

Foram utilizados como fonte de dados os microdados do Censo 2010 do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). Os dados do Censo são importantes porque caracterizam a população brasileira, e seu dicionário contempla perguntas quanto a religiosidade da população. Os dados do Censo apresentam plano amostral complexo. E os métodos para identificação do efeito do tratamento que a fé protestante pode realizar sobre os indivíduos devem considerar tal característica. Assim, propõe-se três métodos econométricos distintos que consideram a estrutura amostral complexa da base: (i) Mínimos Quadrados Ordinários, (ii) *Propensity Score Weighting*, e (iii) *Propensity Score Matching*.

Este artigo contribui para a literatura de diversas formas. Em primeiro lugar, a pesquisa é importante devido à própria temática que mescla a religião, a ética e decisões microeconômicas. Além disso, o tema de pesquisa apresenta grande relevância devido às profundas mudanças religiosas sofridas atualmente no Brasil (Bernardelli et al. 2016, Bernardelli & Michellon 2018a,b, Bernardelli et al. 2019). Em termos específicos, a principal contribuição deste artigo está fundamentada em seu objetivo, que é testar empiricamente a hipótese clássica de Weber para o Brasil. Os resultados são importantes porque estendem questões éticas e religiosas para dentro da literatura de mercado de trabalho, empreendedorismo e de análise econômica da estrutura familiar. Logo, este trabalho diferencia-se dos demais trabalhos da literatura por ser pioneiro no teste da hipótese clássica Weberiana para o Brasil com a meto-

dologia citada. Uma vez que as evidências do efeito da fé protestante sobre variáveis microeconômicas para o Brasil são escassas, este trabalho se constitui em insumo importante para a pesquisa entre a ética e escolhas econômicas individuais e familiares.

O artigo está dividido em sete seções. Além desta introdução, a próxima seção apresenta uma breve revisão da literatura. Em um primeiro momento, apresenta-se um resumo do argumento de Weber sobre a ética protestante e o espírito capitalista, e posteriormente apresenta-se a literatura empírica atual. A seção três apresenta os dados utilizados, provendo uma descrição completa de todas as variáveis utilizadas no trabalho. A seção quatro apresenta a estratégia empírica com a descrição dos métodos utilizados. A seção cinco apresenta os resultados. Na seção seis, são apresentados os resultados das estratégias de robustez e, por fim, têm-se as considerações finais.

2 Revisão de Literatura

Esta seção é dividida em duas subseções. Primeiramente, apresenta-se um resumo¹ do argumento de Max Weber, chamando-se a atenção para os fundamentos éticos propostos por Weber e seus mecanismos econômicos. E, posteriormente, apresentam-se trabalhos empíricos que testaram a hipótese levantada por Max Weber em distintos contextos.

2.1 O argumento de Max Weber²

A obra “A Ética Protestante e o Espírito do Capitalismo”³ tornou-se um clássico das ciências sociais. Weber argumenta que indivíduos que professam a fé protestante apresentam uma inclinação específica para o racionalismo econômico. E de certa forma, o indivíduo que racionaliza as suas ações possui, então, o “espírito” capitalista. Esse entendimento se clarifica nas citações dos trechos de Benjamim Franklin⁴, como por exemplo, “Lembra-te que tempo é dinheiro;”, “Lembra-te que crédito é dinheiro.”, “Lembra-te que o dinheiro é procriador por natureza e fértil”, “[...] um bom pagador é dono da bolsa alheia.”, “[...] mantém uma contabilidade exata de tuas despesas e receitas.”. Assim, Weber argumenta que a ética capitalista era composta pelos cunhos: utilitarista, poupador, da valorização do trabalho e do afastamento do gozo imediato e espontâneo. Logo, o ganho do dinheiro de forma legal é resultado e, também, é expressão da habilidade do indivíduo em sua profissão. E a profissão como dever é característica da ética social da cultura capitalista.

Weber diferencia o caráter “tradicionalista” do “espírito capitalista”. Ou seja, para o autor, os empresários capitalistas com caráter tradicionalista buscam a satisfação das necessidades e o ganho, mas eram animados pela cadência de vida tradicional, seguindo a quantidade tradicional de trabalho e

¹A subseção 2.1 chama a atenção aos possíveis mecanismos econômicos relacionados à ética protestante, desse modo, salienta-se que o leitor não deve interpretar essa subseção como uma resenha completa da obra de Max Weber.

²Esta subseção é baseada na obra de Max Weber de 1920, intitulada *Die protestantische Ethik und der “Geist” des Kapitalismus*. Na edição de Antônio Flávio Pierucci e tradução de José Marcos Mariani de Macedo, Companhia das Letras, 2004.

³Cabe destacar que essa obra teve sua primeira versão publicada entre os anos de 1904 e 1905. A segunda versão, revisada e atualizada, foi publicada no ano de 1920.

⁴Weber baseia-se nas seguintes obras de Benjamim Franklin: *Necessary Hints to Those that Would Be Rich* (1736); *Advice to a Young Tradesman* (1748).

o modo tradicional de conduzir os negócios e de se relacionar com os trabalhadores e a freguesia. Já aqueles empresários com o novo espírito, isto é, dotados do espírito capitalista, expandiram o capitalismo moderno propondo a racionalização completa da produção, gerando aumento da produtividade do trabalho, abertura para inovação e redução de custos. O autor diz que juntamente com o sucesso econômico associado aos novos procedimentos empresariais dos empresários com o espírito capitalista, surge uma onda de desconfiança moral contra os empresários inovadores. E as qualidades éticas desses novos empresários eram pouco reconhecidas daqueles tradicionalistas. Suas principais características eram a capacidade de ação, a de trabalho intenso e do difícil gozo da vida.

Segundo Weber, as consistências éticas dos empresários com espírito capitalista estão baseadas no entendimento de que o ganho é uma vocação, e essa vocação é vinculada pelo dever. Mas de onde surge esse entendimento? O autor discorre que durante o período da reforma protestante⁵ as novas traduções da bíblia traziam uma maior ênfase à missão de vida do indivíduo a qual fora dada por Deus. E a novidade estava na valorização do cumprimento do dever profissional em sociedade, e a autorrealização moral associada ao cumprimento desse dever. Assim, o único meio de viver que agrada a Deus está, exclusivamente, em cumprir os deveres da posição do indivíduo neste mundo, tornando-se este em sua “vocação profissional”.

Weber salienta que as reformas religiosas⁶ foram guiadas por objetivos religiosos, isto é, os reformadores tinham seu eixo de ação e de vida na salvação da alma. Logo, as consequências econômicas eram imprevisíveis e, em muitos aspectos, indesejadas. Para Weber, não cabe atribuir a Lutero parentesco direto com o “espírito capitalista”. Pelo contrário, segundo o autor, Lutero possuía uma ideia religiosa com orientação mais tradicionalista. Lutero, em grosso modo, no decorrer da sua teologia, teve o entendimento de que o indivíduo foi inserido por Deus naquela posição (ou seja, uma ideia de “destinação”), e que assim o indivíduo deveria permanecer na profissão e no estamento posto por Deus.

Por outro lado, o Calvinismo apresentava uma repulsa comum aos católicos e aos luteranos devido a sua ética particular. De modo geral, o Calvinismo considera a doutrina da predestinação como seu dogma característico. Basi-

⁵De forma geral, a reforma protestante foi um movimento reformista cristão liderado por Martinho Lutero, desencadeado pela publicação das suas 95 teses na porta da Igreja do Castelo de Wittenberg em 1517. O protesto iniciou-se pelas críticas à venda de indulgências. Além disso, Lutero entendia que a instituição cristã deveria retornar às escrituras baseando-se no princípio das “cinco solas” (*Sola fide; Sola Scriptura; Solus Christus; Sola gratia; Soli Deo gloria*), ou seja, somente a fé salva, somente a escritura deve ser a base da fé cristã e ela explica a si mesmo; somente Cristo é o mediador entre Deus e os homens; a salvação é graça divina, e por fim, somente a Deus deve-se dar glória.

⁶O movimento iniciado por Lutero teve desdobramentos em diferentes regiões da Europa, por exemplo, João Calvino no século XVI, escreveu a obra “Instituição da Religião Cristã” em 1534, e a publicou em 1536. Isso inaugurou a teologia reformada (Fé Reformada), a qual é um sistema teológico baseado na reforma protestante de Lutero, porém, apresenta princípios distintos (Doutrinas básicas sobre a salvação definidas pelo *Sínodo de Dort*: Depravação Total; Eleição Incondicional; Expição Limitada; Vocação Eficaz; Perseverança dos Santos). Basicamente, as cinco doutrinas dizem que o homem possui o pecado e é incapaz de exercer sua vontade livremente; que Deus elege seus escolhidos para a salvação ou para a perdição; que Cristo morreu para salvar pessoas determinadas por Deus; que a graça divina é irresistível; e, por fim, que aqueles que Deus colocou em sua comunhão continuarão na fé até o fim. Baseado na consciência religiosa da “soberania de Deus”, o Calvinismo é entendido como um movimento religioso composto pelas igrejas reformadas.

camente, esse dogma atribui a Deus a determinação da vida eterna (salvação da alma) ou morte eterna. Isso porque são os seres humanos que existem para Deus, e não o contrário. Segundo Weber, existia um mecanismo, iniciando da seguinte forma, os mais puritanos eram levados a um sentimento de solidão interior em termos individuais porque todos os elementos da ordem social e sentimental na cultura e na religiosidade seriam inúteis para a salvação. Entretanto, por outro lado, esse sentimento se constitui na base do individualismo desiludido e pessimista. Como o mundo é destinado à autoglorificação de Deus, o cristão eleito por Deus existe para cumprir seus mandamentos e aumentar a glória de Deus no mundo. E Deus quer do cristão obra social. Então, o trabalho social e profissional deve apresentar esse caráter. E esse trabalho deve carregar o princípio de amor ao próximo, com o sentido de servir a Deus e não à criatura, cumprindo a vocação profissional. Ou seja, essa utilidade social e impessoal promove a glória de Deus. Logo, o caráter utilitário da ética calvinista é definido.

Considerando a doutrina da predestinação, como entende-se que não há distinção aparente entre os eleitos e os condenados e, também, todas as considerações subjetivas dos eleitos são possíveis nos condenados. Então, basicamente, a exceção está na confiança de quem crê e persevera até o fim. Logo, a ação do calvinista é considerar-se eleito e repudiar a dúvida, e, também, trabalhar sem descanso. E a tomada de consciência de que existe uma comunhão entre Deus e seus escolhidos se dá pela própria ação de Deus neles. Ou seja, os simples sentimentos são enganosos, e a fé precisa se comprovar por seus efeitos objetivos. Desse modo, essa teologia produz uma conduta de vida individual por meio de um mecanismo de autorregulação sistemático, em que o calvinista a cada momento escolhe entre uma das alternativas: eleito ou não eleito. Então, o Deus para os calvinistas exigia a santificação sistemática por meio das “boas obras”.

Por fim, o autor relaciona a ascese⁷ e o capitalismo. Weber diz que a perda de tempo é o primeiro e, em princípio, o mais grave dos pecados na ética protestante, porque o tempo de vida é curto e demasiado precioso e tem como função consolidar a vocação, ou seja, cada hora perdida deve ser entendida como trabalho subtraído ao serviço da glória de Deus. Esse princípio salienta a importância do tempo e da consciência da alocação intertemporal dos crentes. Além disso, ele argumenta que o trabalho afasta os crentes das tentações, de modo que a falta de vontade de trabalhar poderia ser entendida como um sintoma de falta da graça divina sobre o indivíduo. Nesse sentido, Weber diz que o querer ser pobre é o mesmo que querer ser um doente, e seria condenável porque contraria o princípio de santificação pelas obras e é nocivo à glória de Deus. Então, o trabalho profissional racional é o que Deus exige, de modo que a ênfase está no caráter metódico da ascese vocacional. Em suma, os mais puritanos com sua conduta de vida ordeira, de afastamento de comportamentos supersticiosos e de gozo descontraído das posses, e que possuíam a crença de pertencer ao povo eleito de Deus, aplicavam uma ética racional na empresa e na organização do trabalho permitindo que o enriquecimento fosse encarado como querido por Deus.

⁷A ascese cristã é o esforço que o indivíduo que professa a fé cristã em dominar os próprios sentidos no intuito de santificar-se segundo os princípios religiosos.

2.2 Literatura empírica

A literatura empírica que testa a hipótese weberiana se relaciona em diversas áreas, por exemplo, na área de crescimento econômico (Arruñada 2010, Blum & Dudley 2001, Bernardelli & Michellon 2018a,b, Guiso et al. 2003). Hipóteses secundárias também são levantadas, como se a ética protestante não estaria mascarando o efeito da educação (Becker & Woessmann 2009, Schaltegger & Torgler 2009) ou se esta ética afetaria a liberdade econômica (Hillman & Potrafke 2018). Além disso, a ideia de que a ética protestante pode afetar a posição política dos países (Chadi & Krapf 2017). Outros trabalhos exploram uma análise desagregada, um resumo dos primeiros modelos teóricos e empíricos pode ser encontrado em Becker & Tomes (1976), e Tomes (1984, 1985), principalmente sobre a relação entre religião, ganhos salariais e taxa de retorno do capital humano. Trabalhos subsequentes examinaram a relação entre religião e a formação familiar e fecundidade (Adsera 2006, Heaton & Goodman 1985, Lehrer & Chiswick 1993, McQuillan 2004). Atualmente, a discussão permanece em voga na literatura, principalmente na tentativa de identificar o efeito do protestantismo sobre a decisão no mercado de trabalho e empreendedorismo (Benjamin et al. 2016, Bernardelli et al. 2019, Nunziata & Rocco 2016, 2018). Veja essa literatura de forma mais detalhada.

Blum & Dudley (2001), por meio de uma análise descritiva de um modelo utilizando a teoria dos jogos e uma análise econométrica de variável instrumental, analisaram 316 cidades europeias durante o período de 1500 até 1750 e confirmam que uma pequena mudança no custo subjetivo de cooperar com estranhos pode afetar significativamente as redes de negócios. Ainda, para explicar o crescimento urbano na recente Europa moderna, especificações compatíveis com as versões de capital humano do modelo neoclássico e da teoria de crescimento endógeno são rejeitadas em favor de uma formulação de “pequeno-mundo” baseada na tese de Weber.

Guiso et al. (2003) estudaram a relação entre a intensidade das crenças religiosas e as atitudes econômicas, com base nos dados da pesquisa de valores mundial utilizando um painel com efeito fixo de país (coleção de pesquisas de uma amostra representativa de indivíduos em 66 países a partir de 1981 - 1997). Eles encontraram que na média a religião tem um impacto positivo, levando a uma renda per capita maior e crescimento econômico, no qual em geral as religiões cristãs desempenham esse papel. Além disso, também apontam que pessoas religiosas tendem a ser mais racistas e a não apoiar o trabalho feminino – contudo esse comportamento se difere entre as diferentes denominações religiosas.

Arruñada (2010) levantou duas hipóteses sobre atitudes econômicas relevantes dos cristãos. Protestantes deveriam trabalhar mais e de forma mais eficaz, conforme argumentado por Max Weber, ou demonstrar uma ‘ética social’ mais forte, a qual iria levar ao monitoramento da conduta de cada indivíduo, a apoiar instituições políticas e jurídicas, e a apresentar valores mais homogêneos. Com base em dados do programa internacional de pesquisas sociais (ISSP) de 1998 e 1999 para 32 países, foram utilizados os métodos de probit e tobit para a estimação do efeito. Os resultados indicaram altas correlações e mostram que o protestantismo parece conduzir ao desenvolvimento econômico, porém não pelo canal direto do pensamento Weberiano, mas pela promoção de uma ética social alternativa que facilita trocas impessoais.

Bernardelli & Michellon (2018a) verificaram se uma proporção maior de protestantes tradicionais e pentecostais possui relação positiva com a renda per capita dos municípios brasileiros. Os autores utilizaram os microdados dos Censos Demográficos brasileiros. A metodologia aplicada foi regressão com dados em painel. Os resultados mostram que essa expansão do protestantismo tradicional e pentecostal que ocorre no Brasil nos últimos anos contribuiu positivamente para aumentar o nível de renda do país. Os autores argumentam que a denominação pentecostal tem importante papel na dinâmica de crescimento econômico. Bernardelli & Michellon (2018b) seguem a análise para o estado do Paraná. Os resultados corroboraram aqueles encontrados para o Brasil, indicando que a expansão das religiões protestantes é um fator econômico positivo que, possivelmente, contribuiu para melhorar o nível de renda no Paraná.

Becker & Woessmann (2009) trouxeram uma hipótese alternativa à ética protestante de Weber. Segundo seu trabalho, "*Was Weber Wrong? A Human Capital Theory of Protestant Economic History*", as economias protestantes prosperaram por causa da instrução advinda da leitura da bíblia, a qual forneceu capital humano imprescindível para a prosperidade. Seu experimento foi conduzido com dados censitários a nível dos condados da Prússia do final do século XIX e por meio do método de Variáveis Instrumentais para dados em painel (*local average treatment effects* - LATE). Os resultados apontaram que o protestantismo de fato leva a maior crescimento econômico, mas também influencia melhor educação.

Ainda em cima do tópico levantado por Becker & Woessmann (2009), Schaltegger & Torgler (2009) somaram à discussão alguns questionamentos. Eles indagaram sobre se uma ética de trabalho especificamente protestante de fato existiu e existe; e se existem diferenças observáveis entre as religiões na ética de trabalho ou o Protestantismo é apenas uma máscara escondendo o papel da educação. Com dados da pesquisa de valores europeus (1999 a 2001) para 16 países e com a utilização de um modelo *probit*, eles inferiram que a ética de trabalho atual é influenciada pelo protestantismo, bem como pelas demais denominações religiosas e pela educação.

O trabalho realizado por Chadi & Krapf (2017) buscou examinar se o suporte da Alemanha para países da zona do Euro em dificuldade diferiu de acordo com a linha religiosa seguida por eles. Eles trouxeram diversos indícios de que, de fato, isso ocorreu. Primeiro, utilizando os resultados dos votos do terceiro salvamento à Grécia em 19 de agosto de 2015, inferiram que os votos contra a medida estavam positivamente correlacionados com a parcela Protestante do parlamento Alemão. Ainda, utilizando uma abordagem de variável instrumental, com os dados do Painel Socio-Econômico Alemão nos anos de 2003 e 2011, e o número de citações na mídia do termo "*euro crisis*", durante o período de 1º de fevereiro e 31 de agosto de 2011, como instrumento, mostraram que os Protestantes demonstravam atitudes positivas em relação ao euro em 2003, mas mudaram sua visão durante a crise do euro.

Hillman & Potrafke (2018) investigaram se a religião afeta a liberdade econômica. Fazendo uso da média dos períodos de 2001 até 2010 para 137 países, eles observaram que o Protestantismo está correlacionado com a liberdade econômica, o Islamismo não, e o Catolicismo se encontra entre dois. A análise por meio de uma *cross-section* sustentou os resultados das medidas de correlação e eles concluem que a persistente significância da população Protestante é um indício da presença da liberdade econômica, corroborando com

a tese de Weber. Ainda, uma vez que a liberdade econômica é um requisito para o progresso econômico, a composição da religião de uma população pode afetar o desenvolvimento econômico e a renda.

Além da perspectiva macroeconômica empregada em cima da ética Protestante, alguns autores exploram uma análise menos agregada. Tomes (1984) conduziu um estudo no qual analisou a interação entre a religião com os salários e os retornos do capital humano (educação e experiência). Como diferencial de seu trabalho, o autor utilizou o histórico religioso em vez das preferências religiosas atuais. O modelo empírico desenvolvido utilizou os dados do *NORC-General Social Survey*, dos Estados Unidos, para o período de 1973 a 1980. Quando os efeitos das variáveis de capital humano, características pessoais, localização e histórico familiar no log dos salários foram restritos a serem iguais para todos os grupos religiosos do estudo, não foi encontrada evidência de que a denominação religiosa afetasse os salários. Contudo, quando a variável de religião foi interagida com outras características que influenciam os salários, existe alguma evidência de que os retornos marginais para os Católicos com ensino superior são maiores do que os Protestantes com ensino superior. No entanto, esses maiores retornos apenas contrabalançam os piores menores retornos dos Católicos no ensino secundário, levando à convergência dos ganhos salariais dos Católicos e Protestantes após alguns anos de estudo.

Benjamin et al. (2016) utilizaram uma técnica da psicologia experimental para criar uma variação exógena da saliência de uma denominação religiosa (tal como rezar cinco vezes por dia para os Muçulmanos, rezar o rosário de acordo com uma programação ligada ao dia da semana para os Católicos e, guardar o sábado para os Judeus) na pessoa afiliada a essa crença. Baseado na teoria da psicologia da autocategorização, eles mensuraram como as escolhas dos indivíduos do experimento diferiam após a saliência da identidade religiosa ser trazida aleatoriamente a eles contra não ser trazida, por meio da tarefa de desembaralhar sentenças que podem ou não ter conteúdo religioso. O experimento lhes permitiu identificar como o comportamento dos indivíduos tende a ser afetado pela afiliação religiosa durante os momentos em que a saliência era levantada. A análise principal foi feita em cima dos Católicos e Protestantes, com uma amostra composta por 817 alunos da *Cornell University* durante abril de 2008 e dezembro de 2009, e apontou que as saliências das identidades religiosas aumentam as contribuições em bens públicos para os Protestantes e diminui para os Católicos; diminui a confiança em outros indivíduos para os Católicos e para os Protestantes não exibe impacto; e diminui a aversão ao risco dos Católicos. Além disso, não encontraram evidências de que os efeitos da saliência de uma religião impactam na não utilidade do esforço de trabalho, nas taxas de desconto ou na generosidade do jogo do ditador.

Um número significativo de estudos também analisou a questão da religião e do empreendedorismo. Nunziata & Rocco (2016) investigaram se a adesão ao empreendedorismo é maior entre os Protestantes do que entre os Católicos na Suíça. Por meio de dados do censo suíço de 1990, os autores tentaram identificar os efeitos da ética Protestante no empreendedorismo por meio de dois fatos: a adesão às normas religiosas e éticas é inversamente relacionada ao tamanho relativo do grupo religioso de um dado indivíduo; e a distribuição geográfica dos grupos religiosos é historicamente determinada. Eles sugerem que se algum efeito da ética Protestante no empreendedorismo existe, deve ser detectado pela comparação entre as minorias Protestantes e Católicas. Com

isso eles estimaram um modelo que capta a propensão de um indivíduo ser empreendedor versus o grau de adesão a uma ética religiosa, e encontraram que os Protestantes são entre 1,5 e 3,2 pontos percentuais mais propensos a serem empreendedores do que os Católicos.

Ainda na mesma linha os mesmos autores escreveram: “*The Protestant Ethic and Entrepreneurship: Evidence from Religious Minorities in the Former Holy Roman Empire*” (Nunziata & Rocco 2018), onde eles exploraram o efeito do Protestantismo versus o Catolicismo na decisão de se tornar um empreendedor nas regiões do Sagrado Império Romano da Nação Alemã, que hoje abriga uma variedade de combinações de Protestantes Católicos, cuja presença é historicamente determinada. Eles adotaram a mesma estratégia de identificação das minorias e majorias, conforme Nunziata & Rocco (2016). Os dados foram extraídos do *International Social Survey Programme – ISSP*, mais especificamente, *ISSP Religion III*, coletados em 2001. Segundo seus achados, a probabilidade de um indivíduo ser um empreendedor é de 5,4 pontos percentuais maior entre as minorias Protestantes do que entre as minorias Católicas.

Bernardelli et al. (2019) analisaram as características que determinam a decisão de empreender, principalmente como a religião pode afetar essa decisão, ou seja, os determinantes da decisão empreendedora. Foram utilizados os Censos Demográficos brasileiros de 1991, 2000 e 2010. Os autores utilizaram modelos de Regressão Logística, e os resultados apontaram que os indivíduos protestantes tinham elevadas as chances de ser empreendedor em 10,30%, 8,2% e 2%, respectivamente, para os microdados de 1991, 2000 e 2010 e 3,3% em relação à amostra empilhada. Os autores concluem que a religião é um fator importante na determinação da atitude empreendedora, sendo assim, essa característica deve ser considerada ao se analisar os determinantes do empreendedorismo.

Além desses estudos, existe ainda uma vasta literatura a respeito dos efeitos da religião sobre outros aspectos comportamentais dos indivíduos, como a estrutura familiar. Porém, em geral, estes não fazem utilização da hipótese de Weber, mas sim da teoria do casamento proposta por Gary Becker. Tais trabalhos levam em consideração que as imposições das igrejas sobre o divórcio podem aumentar a duração esperada do casamento o que, por sua vez, pode gerar incentivos à especialização e divisão do trabalho entre os cônjuges, levando ao aumento do rendimento familiar. Além disso, uma educação pró-natalidade, aliada às sanções religiosas à utilização métodos contraceptivos, pode influenciar no tamanho das famílias.

Adsera (2006) investigou a influência da filiação religiosa e da frequência de comparecimento à igreja no tamanho da família, com dados da Programa Internacional de Pesquisa Social de 1994 para 13 países desenvolvidos. Os resultados obtidos sugerem que o número ideal de filhos é maior para os protestantes conservadores (batistas, mórmons, congregacional e evangélicos) e católicos, com ensinamentos pró-natalidade, do que para *mainstream* protestantes (Metodistas, Luteranos, Presbiterianos, Anglicanos, Episcopalianos e Outros cristãos) ou indivíduos sem afiliação religiosa. Nessa mesma linha, McQuillan (2004) realizou um *survey* analisando os estudos sobre a importância da filiação religiosa como um grande determinante dos padrões de fecundidade. O estudo conclui que a religião de fato desempenha um forte papel quando coexistem três condições: (1) a religião impõe regras comportamentais relacionadas às preferências por fecundidade; (2), a religião possui meios

para transmitir esses valores e, também, para promover o seu cumprimento; e (3), a religião constitui um componente central da identidade social de seus afiliados.

Outros estudos analisaram o impacto da filiação religiosa dos indivíduos na preferência por casamentos. Heaton & Goodman (1985) ao examinarem os diferenciais religiosos nos padrões de formação familiar, para o Canadá e Estados Unidos, encontraram que, em comparação com pessoas sem preferência religiosa, os católicos, protestantes e mórmons têm probabilidade maior de se casar, menor probabilidade de se divorciar, e maior probabilidade de uma vez divorciados, casarem novamente, além de terem famílias maiores. Entre as religiões avaliadas, os mórmons possuem as maiores taxas de casamento e fecundidade, porém, com as taxas mais baixas de divórcio. Enquanto em comparação com os protestantes, os católicos têm taxas mais baixas de casamento e divórcio. Além do mais, usando dados da Pesquisa Nacional de Famílias e Domicílios de 1987-1988 dos EUA, Lehrer & Chiswick (1993) exploraram o papel da filiação religiosa como um determinante da estabilidade conjugal. Eles encontraram que, com exceções dos mórmons e de indivíduos sem filiação religiosa, a estabilidade nos casamentos é similar entre os diversos tipos de uniões monogâmicas. Além do mais, os resultados também apontam que a compatibilidade religiosa entre os cônjuges, no período do casamento, possui grande influência na estabilidade matrimonial.

Tomes (1985) sumariza modelos teóricos e trabalhos empíricos sobre a influência da religião nos ganhos salariais e nas taxas de retorno do capital humano. Entre os modelos teóricos, ele coloca que a afiliação religiosa, que influencia os salários e investimentos em capital humano, também afeta outras dimensões das escolhas das famílias. Conforme os modelos de “qualidade-quantidade” enfatizam, investimentos dos pais nas crianças e taxa de fecundidade estão conjuntamente determinados (Becker & Tomes 1976). Com isso, os altos retornos do capital humano dos Judeus podem explicar seus baixos níveis de fecundidade. Analogamente, os princípios religiosos sobre gravidez também devem influenciar o investimento parental. Se os Católicos encaram custos psicológicos adicionais em cima do controle concepcional, o consequente maior número de filhos tende a reduzir os investimentos em cada criança e aumentar o retorno marginal de tais investimentos.

3 Dados

Foram utilizados os microdados do Censo Demográfico de 2010, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística⁸ (IBGE). Essa base de dados é importante para os propósitos da pesquisa porque apresenta perguntas referentes à religião, mercado de trabalho e empreendedorismo, e apresenta perguntas sobre a estrutura familiar. Além disso, proporciona um retrato da população brasileira. O Censo de 2010 apresenta uma amostra de 19.345.753 indivíduos, considerando o plano amostral complexo, e essa amostra representa uma população de 178.830.846 habitantes. A Tabela 1 apresenta como as religiões estão distribuídas no Brasil, sua estimativa e a proporção do total de habitantes.

⁸ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/resultados_gerais_amostra/resultados_gerais_amostra_tab_uf_microdados.shtm

Seguindo a ideia clássica de Max Weber, construímos a variável de tratamento Protestante indicando o valor um para as pessoas que fazem parte das seguintes religiões: Luteranos, Presbiterianos, Congregacionais, Metodistas, Batistas e Anglicanos, e para as demais crenças a variável apresenta valor zero. O total de protestantes no Censo de 2010 é de 593.929 indivíduos, que representam uma população de aproximadamente 5.733.053 de habitantes. Em termos proporcionais, o grupo de protestantes segundo o conceito “clássico” de Weber representa aproximadamente 3,4% da população brasileira. A justificativa para a variável de tratamento é que aqueles que aderem ao protestantismo recebem um entendimento distinto do catolicismo tradicional, principalmente com relação à ética de trabalho e racionalismo econômico. Quer-se verificar se o tratamento protestante imputa uma ética capitalista, implicando em efeitos nas variáveis de resultado de mercado de trabalho e empreendedorismo, e as de estrutura familiar (Tabela 2). As covariáveis para a análise são cor (*White*), sexo (*Sex*), idade⁹ (*Age*), *dummies* de níveis educacionais, se o indivíduo vive em área urbana (*Urban Area*), e se o indivíduo vive em área metropolitana (*Metropolitan*).

Tabela 1: As religiões no Brasil

	Amostra	(%)	População	(%)
Católicos	13.406.607	69,0%	123.393.284	65,1%
Luteranos	135.420	0,70%	929.920	0,50%
Presbiterianos	90.925	0,40%	858.388	0,50%
Congregacional	11.607	0,10%	89.415	0,10%
Metodistas	29.019	0,20%	304.012	0,20%
Batistas	325.009	1,70%	3.487.201	2,00%
Anglicanos	1.935	0,00%	17.883	0,00%
Outros cristãos	3.476.432	18,00%	35.766.169	20,00%
Espíritas	284.383	1,50%	3.666.032	2,10%
Religiões Afro	40.626	0,20%	536.493	0,30%
Sem Religião	1.298.100	7,00%	13.680.560	7,70%
Outros	245.691	1,00%	2.825.527	1,60%
TOTAL	19.345.753	100%	178.830.846	100%

Nota: define-se os grupos baseados nos códigos do dicionário auxiliar de religiões. O grupo católico contempla os códigos do 110 ao 199; Os luteranos os códigos 210 e 219; Os presbiterianos os códigos 220 a 229; os Congregacionais 250 a 259; os Metodistas 230 a 239; os Batistas 240 a 249, os Anglicanos 270 e 279; Outros Cristãos 260 a 530; Espíritas 590 a 619; Religiões afro 620 a 649; Sem religião 000 a 002; Outros 710 a 999.

A Tabela 2 apresenta a caracterização de todas as variáveis utilizadas na pesquisa como tratamento, variáveis de resultados e covariáveis. Por fim, utilizam-se *dummies* para as unidades da federação.

O argumento de Weber é construído na comparação entre Cristãos Católicos e Cristão Ortodoxos contra os Cristãos Protestantes. A fim de que a análise seja robusta, duas amostras são propostas. A primeira seguindo a ideia teórica de Weber, isto é, composta por cristãos católicos como grupo de controle, e os cristãos protestantes como grupo tratado (Amostra 1). E a segunda amostra terá como grupo de controle todos os indivíduos que professam todas as de-

⁹Desconsideram-se da amostra os indivíduos que apresentavam dados “missing” na variável de idade.

Tabela 2: Caracterização das Variáveis Utilizadas

Variáveis	Caracterização
Variável de Tratamento	
Protestante	1 se é de religião Protestante, e 0 se caso contrário.
Variáveis de Resultado	
Grupo 1 – Mercado de Trabalho e Empreendedorismo	
Conta Própria	1 se trabalha por conta própria, e 0 caso contrário.
Empregador	1 se é empregador, e 0 caso contrário.
Carteira Assinada	1 se é empregado com carteira assinada, e 0 caso contrário.
Salário por hora	Valor do salário principal por hora de trabalho.
Investimento	1 se possui algum investimento financeiro, e 0 caso contrário.
Programas sociais	1 se tem renda oriunda de programas sociais do governo, e 0 caso contrário.
Mais de um Emprego	1 se tem mais de um emprego, e 0 caso contrário.
Grupo 2 – Estrutura Familiar	
Casamento	1 se é casado no civil ou religioso ou somente religioso, e 0 caso contrário.
Divorcio	1 se é divorciado e desquitado, e 0 caso contrário.
Número de filhos	Número total de filhos vivos na data do questionário.
Morar com os pais	1 se mora com os pais, e 0 caso contrário.
Ren. Domiciliar	Rendimento domiciliar
Covariáveis	
White	1 se for branco ou amarelo, e 0 caso contrário.
Sex	1 se morar em área urbana, e 0 caso contrário.
Age	Idade em anos.
Educ I	1 se não possui instrução, ou se possui o ensino fundamental incompleto, e 0 se caso contrário.
Educ II	1 se possuir ensino fundamental completo, ou se possui o ensino médio incompleto, e 0 se caso contrário.
Educ III	1 se possuir ensino médio completo, ou se possui o ensino superior incompleto, e 0 se caso contrário.
Educ IV	1 se possuir ensino superior completo, e 0 se caso contrário.
Educ V	1 se possuir mestrado ou doutorado completo, 0 se caso contrário.
Urban Area	1 se vive em área urbana, e 0 caso contrário.
Metropolitan	1 se vive em região metropolitana, e 0 caso contrário
UF	<i>Dummies</i> para cada unidade da federação

mais religiões disponíveis no Censo 2010, incluindo ateus e agnósticos, e os protestantes como grupo de tratamento (Amostra 2). A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para ambas as amostras consideradas.

Tabela 3: Estatísticas Descritivas

	Amostra 1		Amostra 2	
	Média	D.P.	Média	D.P.
Variável de Tratamento				
Protestante	0,047	0,212	0,032	0,176
Variáveis de Resultado				
Grupo 1 – Mercado de Trabalho e Empreendedorismo				
Conta Própria	0,099	0,299	0,097	0,296
Empregador	0,01	0,097	0,009	0,094
Carteira Assinada	0,203	0,402	0,205	0,404
Salário por hora	3,951	27,058	3,940	25,82
Investimento	0,042	0,201	0,040	0,197
Programas sociais	0,055	0,228	0,054	0,226
Mais Emprego	0,019	0,137	0,019	0,138
Grupo 2 – Estrutura Familiar				
Casamento	0,213	0,410	0,197	0,398
Divorcio	0,040	0,195	0,041	0,198
Número de filhos	0,754	1,634	0,751	1,619
Morar com os pais	0,370	0,483	0,374	0,484
Ren. Domiciliar	2666,66	7292,84	2606,71	6988,04
Covariáveis				
White	0,501	0,500	0,486	0,500
Sex	0,494	0,500	0,490	0,500
Age	32,39	20,76	31,57	20,39
Educ I	0,581	0,493	0,577	0,494
Educ II	0,144	0,351	0,148	0,355
Educ III	0,196	0,397	0,199	0,399
Educ IV	0,074	0,261	0,071	0,256
Educ V	0,004	0,063	0,004	0,064
Urban Area	0,815	0,388	0,844	0,363
Metropolitan	0,436	0,496	0,478	0,500

Nota: elaborado pelos autores a partir dos microdados do Censo/IBGE (2010). As *dummies* identificadoras das Unidades da Federação foram omitidas por considerações de espaço.

4 Método

O objetivo desta pesquisa é testar se a ética protestante apresenta efeito sobre o comportamento dos brasileiros em duas grandes áreas econômicas: o (i) mercado de trabalho e empreendedorismo e (ii) a estrutura familiar. Então, para o primeiro grupo quer-se verificar o efeito da ética capitalista sobre: o salário principal, o salário de todos os trabalhos, a jornada de trabalho do trabalho principal, a probabilidade de o indivíduo ser empregador, a probabilidade de

o indivíduo ser empregado, a probabilidade de o indivíduo ser conta própria, a probabilidade de o indivíduo apresentar investimentos financeiros, a probabilidade de receber programas sociais e, por fim, a probabilidade de ter mais de um emprego. Já para o segundo grupo, quer-se identificar o efeito sobre as seguintes variáveis de resultado: se o indivíduo optou pelo casamento civil ou religioso, ou somente religioso, a probabilidade de o indivíduo ser divorciado ou separado, o número de filhos, se mora com os pais, e, por fim, o rendimento domiciliar.

A comparação entre indivíduos protestantes e não protestantes está sujeita ao problema de viés de seleção, uma vez que a prática religiosa não é aleatorizada entre os indivíduos, ou seja, a decisão sobre a prática religiosa pode estar correlacionada a outras características observáveis e não observáveis. Esse tipo de problema é comum em estudos com variáveis não observacionais, o que pode gerar viés nas estimativas dos coeficientes. Sob a hipótese de seleção em variáveis observáveis (características observáveis determinam a participação do indivíduo no ramo religioso), o uso do método de pareamento torna-se uma estratégia importante para identificar o efeito causal da relação.

A ideia central do método de pareamento é construir um grupo de controle semelhante ao grupo de tratamento por meio das variáveis observáveis. Ou seja, cada membro do grupo de tratamento teria um par (ou uma combinação de indivíduos) que o representasse no grupo de controle. Assim, o vetor de variáveis observáveis deve conter as informações sobre o resultado potencial na ausência do tratamento e sobre o resultado potencial sob o tratamento que o indivíduo possui ao tomar a decisão de participar ou não do tratamento. Essa hipótese é conhecida como não confundimento, isto é, o resultado de um indivíduo do grupo de controle torna-se um bom previsor do resultado potencial na ausência de tratamento de um indivíduo do grupo de tratamento que possui o mesmo vetor de variáveis observáveis (X_i). Além disso, o resultado de um indivíduo no grupo de tratamento é um bom preditor do resultado potencial para um indivíduo do grupo de controle com as mesmas características X_i caso ele fosse tratado.

Para estimar o efeito do tratamento, precisa-se que cada indivíduo no grupo de tratamento tenha ao menos um par no grupo de controle, cujo resultado reproduz o que seria o resultado deste na ausência de tratamento. Ou seja, precisa-se que a região do vetor X_i que engloba as características dos indivíduos tratados também represente as características dos indivíduos que estão no grupo de não tratados. Essa hipótese é conhecida como suporte comum ($0 < Pr(T_i = 1 | X_i) < 1$) e garante que as características dos tratados sejam representadas no grupo de controle, e vice-versa. O efeito médio do tratamento sobre os tratados (*Average Treatment Effects on the Treated - ATET*) para a subpopulação com características observáveis $X_i = x$ pode ser escrito como:

$$ATET(x) = E[Y_i(1)|T_i = 1, X_i = x] - E[Y_i(0)|T_i = 1, X_i = x] \quad (1)$$

em que $E[Y_i(1) | T_i = 1, X_i = x]$ é a esperança populacional de Y_i para os tratados com uma determinada combinação de características X_i , e $E[Y_i(0) | T_i = 1, X_i = x]$ é a média de Y_i que os tratados com essas características teriam caso não tivessem recebido o tratamento. Esse segundo termo não é observável (contrafactual). Então, sob as hipóteses de não confundimento e de suporte comum, consegue-se recuperar o contrafactual, a partir da sua estimação, e

usando a média dos resultados de interesse para os indivíduos do grupo de controle que possuem a mesma combinação de características X_i do grupo de tratamento:

$$ATET(x) = E[Y_i(1)|T_i = 1, X_i = x] - E[Y_i(0)|T_i = 0, X_i = x] \quad (2)$$

Cabe destacar que a sobreposição pode ocorrer somente em uma porção da região de X_i , então, o pareamento ocorrerá na região de suporte comum. Logo, a implementação do estimador de pareamento torna-se difícil quanto maior a dimensão do vetor de covariáveis X_i . Isso ocorre porque à medida que se aumenta o número de variáveis em X_i , a dimensão da região X_i cresce e fica cada vez menor a área de sobreposição.

Rosenbaum & Rubin (1983) sugerem que, em vez de parear-se os indivíduos com base em todo vetor de características X_i , utiliza-se uma função desse vetor X_i , que resume toda a informação contida. A essa função de probabilidade de receber o tratamento, dado o conjunto de características X_i , chama-se de “escore de propensão” (*Propensity Score*):

$$p(X_i) = Pr[T_i = 1|X_i] \quad (3)$$

Novamente, sob as hipóteses de não confundimento e de sobreposição, e se o escore de propensão é conhecido, pode-se estimar o efeito médio do tratamento sobre os tratados (*ATET*) fazendo o pareamento¹⁰ dos indivíduos com base no escore de propensão. As propriedades do estimador de pareamento baseado no escore de propensão dependem da escolha do vetor X_i . É necessário escolher o vetor X_i que afete simultaneamente a decisão de participar (ou não) do tratamento e os resultados potenciais.

Em termos procedimentais, a estimação é feita em dois estágios. No primeiro estágio estima-se a probabilidade do tratamento (e obtém-se o escore de propensão) utilizando a variável que indica se o indivíduo é protestante como variável dependente e as covariáveis como variáveis independentes. No segundo estágio estima-se a regressão com as variáveis de resultado e a variável binária de tratamento como a variável explicativa. Formalmente:

$$T_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Y_i = \pi + \gamma T_i + \mu_i \quad (5)$$

em que Y_i corresponde às variáveis de resultado propostas; T_i se refere à variável de tratamento; e, por fim, X_i é o vetor de covariáveis. Todas essas variáveis são descritas na Tabela 2.

A primeira estratégia possível é utilizar o escore de propensão obtido no primeiro estágio para reponderar a amostra, com objetivo de aproximar os indivíduos do grupo de tratamento àqueles do grupo de controle. O estimador de *Propensity Score Weighting* (PSW) considera os escores de propensão como

¹⁰O pareamento (*matching*) baseado no escore de propensão dependerá de uma métrica que definirá a proximidade do escore de propensão entre os indivíduos tratados dos não tratados.

pesos na regressão do segundo estágio, de modo que os protestantes recebem peso igual a 1, enquanto os não tratados recebem peso igual $p/(1-p)$, onde p é o escore de propensão. A segunda estratégia possível é o *Propensity Score Matching* (PSM), o qual pareia cada indivíduo protestante a outro indivíduo não protestante que possua as características observáveis mais semelhantes. Esse pareamento é realizado por meio da minimização da métrica de distância e aplicação do algoritmo conhecido como *Nearest Neighbor*. Como o Censo é uma base de dados com desenho amostral complexo, para se identificar adequadamente o efeito da ética protestante deve-se utilizar métodos de escore de propensão aplicados a amostras com estruturas complexas.

De acordo com DuGoff et al. (2014), para utilizar-se métodos de escore de propensão com dados complexos, deve-se combinar os pesos do escore de propensão com os pesos da amostra complexa. Segundo os autores, o uso desses pesos combinados possibilita alcançar o menor viés na identificação do efeito causal. Ou seja, para que o PSW apresente o menor viés absoluto, deve-se considerar o produto do escore de propensão (do primeiro estágio) com o valor dos pesos amostrais da base complexa. Ridgeway et al. (2015) complementam a abordagem proposta por DuGoff et al. (2014) argumentando que o plano amostral complexo deve ser levado em consideração na estimação dos escores de propensão. E com esses escores de propensão estimados, deve-se então tomar o produto do peso amostral da base para criar a variável de peso para o segundo estágio da regressão do PSW.

Quanto ao uso do PSM em amostras complexas, DuGoff et al. (2014) sugerem o ajustamento do modelo do segundo estágio pelo peso complexo na amostra pareada. Ridgeway et al. (2015) não consideram o *matching* no escore de propensão em seu trabalho. Já Austin et al. (2018) avançam nessa discussão e mostram que o uso do plano amostral para estimar o escore de propensão, combinado com o uso dos pesos do plano amostral complexo no segundo estágio, resulta em estimativas com o menor viés e menor erro amostral médio. Mesmo assim, Austin et al. (2018) não descartam as estratégias dos trabalhos anteriores.

Neste trabalho, utilizam-se três métodos para estimar o efeito da ética protestante sobre cada variável dependente. O primeiro método é dado pela regressão linear ponderada pelos pesos amostrais complexos (OLS). O segundo método é o PSW, baseado nas recomendações de Ridgeway et al. (2015). Nesse segundo método, estima-se o escore de propensão considerando o plano amostral complexo e, posteriormente, estima-se a regressão linear ponderada utilizando como pesos o produto entre esse escore de propensão e os pesos da amostra complexa. O terceiro método é o PSM e segue as recomendações de Austin et al. (2018). Então, estima-se o escore de propensão considerando o plano amostral complexo, e pareia-se as observações por meio do algoritmo de *nearest neighbor*. E, estima-se uma regressão linear ponderada com os pesos da amostra complexa nas observações pareadas.

5 Resultados

Os resultados para o efeito do protestantismo sobre as variáveis de resultados utilizando tanto a Amostra 1 quanto a Amostra 2 e os três modelos estimados, OLS, PSW e PSM, encontram-se na Tabela 5. Antes convém analisar o balanço das covariáveis para o modelo PSM. Na Tabela 4, por meio do p-valor para

o teste de diferença de médias, é possível verificar que as médias do grupo tratado e controle após o pareamento não apresentam diferenças significativas entre as covariáveis, com exceção do nível de escolaridade V (Educ V) para a Amostra 1 que é significativamente diferente para um nível de confiança de 5%. Em geral, o balanço das covariáveis mostra que os indivíduos apresentam um bom balanceamento em termos de variáveis observadas. Note que esse balanço das covariáveis se refere às regressões do modelo PSM expressas nas colunas 3 e 6 da Tabela 5.

Tabela 4: Balanço das Covariáveis - *Propensity Score Matching*

	Amostra 1			Amostra 2		
	Média Tratados	Média Controles	p-valor	Média Tratados	Média Controles	p-valor
White	0,588	0,588	0,786	0,585	0,585	0,971
Sex	0,405	0,405	0,978	0,445	0,445	0,945
Age	30,27	30,25	0,734	31,46	31,45	0,689
Educ I	0,459	0,46	0,729	0,535	0,535	0,928
Educ II	0,152	0,152	0,74	0,158	0,158	0,915
Educ III	0,287	0,288	0,657	0,227	0,227	0,93
Educ IV	0,096	0,096	0,475	0,075	0,075	0,642
Educ V	0,004	0,004	0,01	0,003	0,003	0,085
Urban Area	0,873	0,873	0,92	0,83	0,83	0,902
Metropolitan	0,408	0,408	0,941	0,37	0,37	0,986

Nota: os valores correspondem à amostra após o pareamento do modelo PSM com a variável protestante. As *dummies* de estado foram omitidas por considerações de espaço. Os p-valores são relativos ao teste de diferença de médias. O grupo de controle é distinto nas duas amostras. Na amostra 1, o grupo de controle é composto por católicos. Na amostra 2, utiliza-se todo o banco de dados do censo como grupo de controle. Os valores médios das covariáveis do grupo de tratados diferem entre as amostras devido ao cálculo de reponderação devido à mudança da amostra. Utiliza-se nas estimações matriz de variância e covariância linearizada pela estimativa linearizada de Taylor.

Na Tabela 5, observamos as diferenças entre protestantes e católicos na Amostra 1, e as diferenças entre protestantes e todos os credos na Amostra 2 em todas as variáveis dependentes de interesse. Por economia de espaço, reporta-se apenas os coeficientes da variável indicadora se a pessoa é protestante. Cada coluna representa um dos três modelos estimados considerando a estrutura amostral complexa da base de dados do Censo. Veja que os protestantes aumentam, em média, em 1% a chance de trabalhar por conta própria em todos os modelos em ambas as amostras. Chama a atenção que aumenta de forma significativa a chance de ser empreendedor, mas com uma magnitude muito próxima de zero. De forma contrária, reduz a chance de ser empregado com carteira assinada em aproximadamente 1%, exceto para o modelo PSM da amostra 2. Esses resultados corroboram a importância do protestantismo para a atitude empreendedora (Bernardelli et al. 2019, Nunziata & Rocco 2016, 2018). Quanto à magnitude do efeito, os valores encontrados assemelham-se aos limites inferiores do trabalho de Nunziata & Rocco (2016) para a Suíça.

Com relação aos salários por hora de trabalho, os modelos OLS e PSW apresentam sinal contrário ao esperado pela teoria de Weber. Entretanto, quando se utiliza o método de PSM, em ambas as amostras, os salários aumentam. Na amostra 1, os salários por hora aumentam aproximadamente 11%, já para

amostra 2, os salários aumentam em aproximadamente 18%, ambos de forma significativa a um nível de significância de 1%.

Com relação ao investimento financeiro, este também é positivo e estatisticamente significativo, para todos os modelos e em ambas as amostras, e sua magnitude fica próxima de 1%. Além disso, a ética protestante reduz a chance de o indivíduo se engajar à programas sociais governamentais em aproximadamente 1% em todos os modelos e para ambas as amostras a um nível de significância menor que 1% para todos os modelos. E com relação ao número de empregos, aumenta a chance de um indivíduo possuir um segundo emprego para todos os modelos em ambas amostras também de forma estatisticamente significativa.

O grupo de variáveis de estrutura familiar apresentou resultados coerentes com a teoria de Weber. Pelos resultados, observamos que a ética protestante provoca um aumento médio de aproximadamente 6% nas chances de o indivíduo ser casado e apresenta uma redução, em média, de aproximadamente 1% na chance de o indivíduo estar divorciado. Além disso, aumenta a chance de o indivíduo ter filhos em todos os modelos, exceto no modelo PSM para amostra 2. Com relação à probabilidade de morar com os pais, há um aumento na probabilidade nos modelos OLS e PSW de ambas as amostras, entretanto, no modelo PSM, ocorre um efeito negativo e significativo para amostra 1. Por fim, o rendimento domiciliar não apresenta aumento robusto, principalmente na amostra 1. Na amostra 2, o rendimento domiciliar médio dos protestantes é maior.

6 Análise de Robustez

Nesta seção, apresentam-se análises distintas para verificar se os resultados encontrados anteriormente são robustos. Primeiramente, propõe-se a criação de uma variável de tratamento placebo, e verifica-se se o tratamento placebo apresenta efeito sobre as variáveis de resultado. Na segunda análise, propõe-se desagregar o tratamento utilizado anteriormente e verificar se existem efeitos heterogêneos dos protestantes.

6.1 Teste de tratamento Placebo

Para testar o tratamento placebo, criam-se duas variáveis de tratamento placebo, a primeira para a amostra 1, e a segunda para a amostra 2. A criação de um placebo para cada amostra se faz necessária porque a proporção relativa de protestantes muda em cada amostra. Isto é, tem-se 4,7% de protestantes na Amostra 1, enquanto tem-se 3,2% de protestantes na amostra 2. Assim, cria-se uma variável indicativa que representa o tratamento placebo, assumindo valor 1 para 4,7% da Amostra 1, e assumindo valor 1 para 3,2% da Amostra 2.

Como a variável placebo é criada de forma aleatória, então ela não deve diferir entre os grupos. E espera-se que não tenha efeito consistente sobre as variáveis de resultado. A Tabela A.1 (em anexo) mostra o balanço das covariáveis para o método PSM-Placebo. Tem-se que os grupos são comparáveis no PSM, na medida em que suas covariáveis são estatisticamente iguais, como esperado. Ou seja, os grupos são comparáveis. A Tabela A.2 (em anexo) apresenta os resultados para o tratamento placebo. Pode-se verificar que há efeito significativo do tratamento placebo em poucas variáveis de resultado, e não ocorre de forma consistente de modo que se pode entendê-los como erro tipo

Tabela 5: Resultados

	Amostra 1			Amostra 2		
	OLS 1	PSW 2	PSM 3	OLS 4	PSW 5	PSM 6
Grupo 1 – Mercado de Trabalho e Empreendedorismo						
Conta Própria	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Empregador	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Carteira Assinada	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00 (0.00)
Salário por hora	-0.15*** (0.04)	-0.14*** (0.04)	0.11*** (0.04)	-0.12*** (0.04)	-0.11*** (0.04)	0.18*** (0.04)
Investimento	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Programas sociais	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Mais Emprego	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Grupo 2 – Estrutura Familiar						
Casamento	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.06*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.05*** (0.00)
Divórcio	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)
Número de Filhos	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
Morar com os Pais	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.00*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Rendimento Dom.	-11.12 (11.73)	-31.93*** (11.91)	-7.43 (13.27)	127.51*** (11.44)	120.72*** (11.51)	201.26*** (12.51)
N	13947375	13947375	1187858	19345753	19345753	982940

Nota: as variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Utiliza-se nas estimações matriz de variância e covariância linearizada pela estimativa linearizada de Taylor.

I. Esses resultados fortalecem os resultados da seção de resultados, mostrando que os resultados encontrados anteriormente não são devidos ao acaso.

6.2 Efeitos Heterogêneos do Tratamento

Nesta subseção, abre-se a variável de tratamento e testa-se o efeito de cada uma das religiões que compõe o protestantismo sobre as variáveis de resultado. Utiliza-se apenas o método *Propensity Score Matching* porque este aproxima cada indivíduo tratado ao seu semelhante no grupo de controle condicional às variáveis observáveis (escore de propensão) nas duas amostras. Assim, cada ramo protestante terá seu par do grupo de controle.

A Tabela 6 apresenta todos os balanços das covariáveis para ambas as amostras. Na Tabela 6, vê-se, em termos gerais, que a amostra foi balanceada satisfatoriamente para todos os tratamentos considerados, exceto para os Batistas

na amostra 1. Logo, a comparação entre os grupos de tratado e controle é possível, e os resultados se aproximam do efeito heterogêneo do tratamento.

A Tabela 7 apresenta os resultados de cada religião específica daquelas que compõem o protestantismo tanto para a amostra 1 quanto para a amostra 2. O tratamento é decomposto nas duas amostras em Luteranos (coluna 1), Presbiterianos (coluna 2), Congregacional (coluna 3), Metodista (coluna 4), Batista (coluna 5) e Anglicanos (coluna 6).

Os resultados da Tabela 7 mostram que o efeito do protestantismo apresenta heterogeneidade em ambas as amostras. As religiões protestantes com mais efeitos sobre as variáveis de resultado do grupo de mercado de trabalho e empreendedorismo são os Luteranos e Presbiterianos. Com relação ao grupo de estrutura familiar, todos os protestantes apresentam efeito sobre a probabilidade de estar casado (exceto os anglicanos).

Os resultados dos efeitos heterogêneos encontrados, especificadamente para os luteranos, seguem a literatura internacional (Nunziata & Rocco 2016, 2018). As colunas (1) da Tabela 7 mostram que um indivíduo Luterano apresenta uma probabilidade maior de ser conta própria de aproximadamente 5 pontos percentuais, tanto com relação aos católicos (Amostra 1), quanto com relação à população total (Amostra 2). Segundo Nunziata & Rocco (2018), a probabilidade de um indivíduo ser empreendedor é aproximadamente 5,4 pontos percentuais maior para os protestantes com relação aos católicos, para Alemanha. Já noutro trabalho, os resultados para Suíça mostram que os protestantes são entre 1,5 e 3,2 pontos percentuais mais propensos ao empreendedorismo do que os católicos (Nunziata & Rocco 2016).

Em termos gerais, chama a atenção que as maiores magnitudes do efeito do tratamento recaem sobre os grupos Luteranos e Presbiterianos (colunas 1 e 2, respectivamente). Essa consistência permanece em ambas as amostras utilizadas. Em especial, chama-se a atenção para o efeito heterogêneo do tratamento sobre as variáveis conta própria, casamento e renda domiciliar. Ou seja, a ética protestante tem efeito claro sobre o perfil empreendedor dos indivíduos, sobre a formação da família, e do aumento da renda domiciliar. Esses resultados seguem evidências da literatura (Bernardelli et al. 2016, Bernardelli & Michellon 2018a,b, Bernardelli et al. 2019).

7 Considerações Finais

Este trabalho testou a hipótese weberiana clássica se o tratamento ético da fé protestante implica em efeitos nas variáveis de resultado referentes a decisões microeconômicas no Brasil. Ou seja, o trabalho testou se o tratamento ético das seguintes religiões: Luteranos, Presbiterianos, Congregacionais, Metodistas, Batistas e Anglicanos; apresenta efeitos sobre variáveis de resposta do mercado de trabalho e empreendedorismo, e da estrutura familiar.

A análise foi realizada por meio de métodos baseados nas recomendações recentes da literatura sobre escore de propensão aplicado a amostras complexas, de modo a garantir a robustez e solidez dos resultados, bem como a minimização do viés nas estimativas. De forma geral, os resultados indicam que a hipótese clássica de Weber é corroborada para as diversas variáveis de resultado consideradas.

Especificadamente, quando se analisa os efeitos heterogêneos da variável de tratamento, constata-se que as religiões Luterana e Presbiteriana apresen-

Tabela 6: Balanço das Covariáveis do PSM para Tratamentos Heterogêneos

	Luteranos		Presbiterianos		Congregacional		Metodistas		Batistas		Anglicanos	
	Média Tratado	Média Controle	Média Tratado	Média Controle	Média Tratado	Média Controle	Média Tratado	Média Controle	Média Tratado	Média Controle	Média Tratado	Média Controle
Amostra 1												
White	0,984	0,984	0,648	0,649	0,548	0,547	0,520	0,520	0,387 ^a	0,390	0,812	0,813
Sex	0,486	0,485	0,395	0,396	0,400	0,401	0,392	0,392	0,384 ^a	0,381	0,409	0,408
Age	39,51	39,5	31,88	31,86	30,65	30,64	29,53	29,53	27,11	27,04	40,48	40,44
Educ I	0,618	0,618	0,379	0,379	0,530	0,531	0,449	0,449	0,451 ^a	0,448	0,224	0,225
Educ II	0,147	0,147	0,133	0,134	0,153	0,153	0,167	0,167	0,154	0,154	0,084	0,086
Educ III	0,167	0,167	0,292	0,291	0,268	0,268	0,296	0,296	0,314 ^b	0,317	0,248	0,248
Educ IV	0,065	0,065	0,192	0,192	0,044	0,044	0,084	0,084	0,075	0,075	0,431	0,429
Educ V	0,004	0,004	0,009	0,009	0,001	0,001	0,003	0,003	0,002 ^a	0,002	0,033	0,029
Urban Area	0,412	0,412	0,943	0,944	0,838	0,838	0,977	0,977	0,960	0,960	0,911	0,913
Metropolitan	0,186	0,186	0,267	0,266	0,428	0,428	0,233	0,233	0,540	0,540	0,812	0,814
Amostra 2												
White	0,977	0,977	0,594	0,594	0,617	0,617	0,567	0,568	0,420	0,420	0,822	0,822
Sex	0,489	0,489	0,445	0,445	0,466	0,466	0,412	0,412	0,437	0,437	0,428	0,429
Age	39,87	39,86	32,34	32,33	33,38	33,36	31,28	31,27	28,85	28,84	40,03	40,02
Educ I	0,618	0,618	0,479	0,48	0,585	0,585	0,456	0,456	0,532	0,532	0,328	0,329
Educ II	0,148	0,148	0,144	0,144	0,130	0,130	0,162	0,162	0,150	0,150	0,089	0,089
Educ III	0,168	0,168	0,253	0,253	0,235	0,235	0,280	0,281	0,239	0,239	0,225	0,225
Educ IV	0,064	0,064	0,119	0,118	0,045	0,045	0,098	0,098	0,073	0,073	0,350	0,349
Educ V	0,003	0,003	0,006	0,005	0,002	0,001	0,004	0,004	0,003	0,002	0,021	0,021
Urban Area	0,406	0,406	0,903	0,903	0,741	0,742	0,962	0,962	0,923	0,923	0,849	0,850
Metropolitan	0,172	0,172	0,289	0,289	0,342	0,342	0,227	0,227	0,410	0,410	0,678	0,676

Nota: sobrescrito *a* indica que o grupo de tratamento e de controle são distintos a 10% de significância. Já o sobrescrito *b* indica a 5%.

Tabela 7: Resultados – Efeitos Heterogêneos

	Amostra 1						Amostra 2					
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
Grupo 1 – Mercado de Trabalho e Empreendedorismo												
Conta Própria	0,05*** (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00* (0,00)	0,01*** (0,00)	-0,01 (0,02)	0,05*** (0,00)	0,01*** (0,00)	0,02*** (0,01)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,02 (0,03)
Empregador	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,01 (0,01)	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,02 (0,02)
Cart. Assinada	0,00* (0,00)	-0,02*** (0,00)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,02 (0,02)	0,00 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,00* (0,00)	0,00 (0,03)
Salário/hora	0,33*** (0,06)	0,30 (0,25)	-0,25** (0,11)	0,02 (0,12)	0,01 (0,04)	1,26 (1,11)	0,44*** (0,15)	0,55 (0,37)	0,06 (0,22)	-0,01 (0,16)	0,13*** (0,05)	-0,33 (1,29)
Investimento	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,03* (0,02)	0,01*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,01** (0,00)	-0,01** (0,00)	0,00 (0,00)	0,01 (0,03)
Pr. Sociais	-0,01*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	0,00 (0,01)	-0,01*** (0,00)	-0,01*** (0,00)	-0,00 (0,01)
Mais Emprego	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,01 (0,01)	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)	0,01 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,03** (0,02)
Grupo 2 – Estrutura Familiar												
Casamento	0,06*** (0,00)	0,04*** (0,00)	0,07*** (0,01)	0,07*** (0,00)	0,05*** (0,00)	0,04 (0,02)	0,07*** (0,00)	0,05*** (0,00)	0,05*** (0,01)	0,07*** (0,01)	0,04*** (0,00)	-0,01 (0,04)
Divórcio	-0,00*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	0,03* (0,02)	-0,01*** (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,05** (0,02)
N. de Filhos	-0,15*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,05** (0,02)	0,07*** (0,01)	0,04*** (0,00)	0,02 (0,05)	-0,16*** (0,01)	-0,00 (0,01)	0,04 (0,03)	0,02 (0,02)	0,03*** (0,00)	-0,09 (0,07)
Morar c/Pais	0,01*** (0,00)	-0,00** (0,00)	0,00 (0,01)	-0,01 (0,00)	-0,00*** (0,00)	-0,02 (0,02)	0,01*** (0,00)	0,00* (0,00)	0,00 (0,01)	0,00 (0,01)	-0,00 (0,00)	0,07** (0,03)
Ren. Domic.	274,9*** (19,10)	297,1*** (40,50)	-246,6*** (68,93)	-98,7** (48,54)	-151,7*** (17,74)	397,0 (490,17)	342,9*** (33,58)	411,8*** (50,05)	-37,8 (73,82)	21,8 (91,50)	65,8*** (16,54)	906,4 (601,69)
N	269402	180832	24344	59736	650394	3150	97036	136254	12932	34728	490436	1986

Nota: as variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Utiliza-se nas estimações matriz de variância e covariância linearizada pela estimativa linearizada de Taylor.

tam maior consistência com a argumentação de Weber. Assim, para os microdados do Censo 2010, não é possível refutar a hipótese weberiana. Ou seja, a hipótese levantada por Max Weber explica de forma estatisticamente significativa o comportamento dos brasileiros.

Como sugestão para pesquisas futuras, o conceito de protestantes pode ser adaptado, considerando-se como protestantes os demais cristãos. Além disso, como o Brasil é composto por uma população miscigenada e com diversas origens étnicas, uma análise para localidades específicas ou regionalizadas pode ser realizada. Com relação à estratégia de identificação distintas, baseando-se na hipótese de seleção em características não observáveis, pode-se tentar aplicar outros métodos a partir da criação de potenciais variáveis instrumentais de dentro do núcleo familiar. Nessa mesma linha, na medida em que novas bases de dados que acompanham os indivíduos no tempo forem disponibilizadas, estratégias de controle de efeitos fixos podem ser aplicadas.

Referências Bibliográficas

- Adsera, A. (2006). Religion and changes in family-size norms in developed countries. *Review of Religious Research*, New York, v. 47, p. 271–286.
- Arruñada, B. (2010). Protestants and Catholics: similar work ethic, different social ethic. *Economic Journal*, London, v. 120, p. 890–918.
- Austin, P. C., Jembere, N. & Chiu, M. (2018). Propensity score matching and complex surveys. *Statistical Methods in Medical Research*, London, v. 27, p. 1240–1257.
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1976). Child endowments and the quantity and quality of children. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 84, p. S143–S162.
- Becker, S. O. & Woessmann, L. (2009). Was Weber wrong? A human capital theory of Protestant economic history. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 124, p. 531–596.
- Benjamin, D. J., Choi, J. J. & Fisher, G. (2016). Religious identity and economic behavior. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 98, p. 617–637.
- Bernardelli, L. V., Gomes, C. E. & Michellon, E. (2016). Religião e desenvolvimento econômico: uma análise para o Brasil à luz do catolicismo e protestantismo. *Revista de Economia Mackenzie*, São Paulo, v. 13, p. 164–186.
- Bernardelli, L. V. & Michellon, E. (2018a). O impacto da religião no crescimento econômico: uma análise empírica para o Brasil em 1991, 2000 e 2010. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 48, p. 489–523.
- Bernardelli, L. V. & Michellon, E. (2018b). A religião e o crescimento econômico: uma análise para o Paraná de 2000 e 2010. *Revista Paranaense de Desenvolvimento*, Curitiba, v. 39, p. 151–156.
- Bernardelli, L. V., Santos, L. C., de Castro, G. H. L. & Michellon, E. (2019). A ética protestante e o espírito empreendedor: evidências empíricas do Brasil. *Economia & Região*, Londrina, v. 7, p. 127–148.

- Blum, U. & Dudley, L. (2001). Religion and economic growth: was Weber right? *Journal of Evolutionary Economics*, Berlin, v. 11, p. 207–230.
- Chadi, A. & Krapf, M. (2017). The protestant fiscal ethic: religious confession and euro skepticism in Germany. *Economic Inquiry*, New Jersey, v. 55, p. 1813–1832.
- DuGoff, E. H., Schuler, M. & Stuart, E. A. (2014). Generalizing observational study results: applying propensity score methods to complex surveys. *Health Services Research*, New Jersey, v. 49, p. 284–303.
- Guiso, L., Sapienza, P. & Zingales, L. (2003). People's opium? Religion and economic attitudes. *Journal of Monetary Economics*, Amsterdam, v. 50, p. 225–282.
- Heaton, T. B. & Goodman, K. L. (1985). Religion and family formation. *Review of Religious Research*, New York, v. 26, p. 343–359.
- Hillman, A. L. & Potrafke, N. (2018). Economic freedom and religion: an empirical investigation. *Public Finance Review*, Los Angeles, v. 46, p. 249–275.
- Lehrer, E. L. & Chiswick, C. U. (1993). Religion as a determinant of marital stability. *Demography*, Durham, v. 30, p. 385–404.
- McQuillan, K. (2004). When does religion influence fertility? *Population and Development Review*, Hoboken, v. 30, p. 25–56.
- Nunziata, L. & Rocco, L. (2016). A tale of minorities: evidence on religious ethics and entrepreneurship. *Journal of Economic Growth*, Berlin, v. 21, p. 189–224.
- Nunziata, L. & Rocco, L. (2018). The Protestant ethic and entrepreneurship: evidence from religious minorities in the former Holy Roman Empire. *European Journal of Political Economy*, Amsterdam, v. 51, p. 27–43.
- Ridgeway, G., Kovalchik, S. A., Griffin, B. A. & Kabeto, M. U. (2015). Propensity score analysis with survey weighted data. *Journal of Causal Inference*, Berlin, v. 3, p. 237–249.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, Oxford, v. 70, p. 41–55.
- Schaltegger, C. A. & Torgler, B. (2009). *Was Weber wrong? A human capital theory of protestant economic history: a comment on Becker and Woessmann*. Zürich: Center for Research in Economics, Management and the Arts. (Working Paper n. 2009-06).
- Tomes, N. (1984). The effects of religion and denomination on earnings and the returns to human capital. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 19, p. 472–488.
- Tomes, N. (1985). Religion and the earnings function. *American Economic Review*, Nashville, v. 75, p. 245–250.

Apêndice A

Tabela A.1: Balanço das Covariáveis - *Propensity Score Matching Placebo*

	Amostra 1			Amostra 2		
	Média Tratados	Média Controles	p-valor	Média Tratados	Média Controles	p-valor
White	0,494	0,495	0,165	0,481	0,483	0,034
Sex	0,500	0,501	0,496	0,492	0,492	0,783
Age	32,16	32,20	0,239	30,92	30,98	0,119
Educ I	0,630	0,631	0,387	0,627	0,628	0,222
Educ II	0,138	0,138	0,283	0,151	0,151	0,801
Educ III	0,171	0,171	0,763	0,183	0,182	0,201
Educ IV	0,056	0,056	0,742	0,034	0,034	0,816
Educ V	0,002	0,002	0,663	0,002	0,002	0,581
Urban Area	0,733	0,733	0,272	0,764	0,762	0,132
Metropolitan	0,291	0,291	0,763	0,327	0,327	0,794

Nota: os valores correspondem à amostra após o pareamento do modelo PSM com a variável protestante. As *dummies* de estado foram omitidas por considerações de espaço. Os p-valores são relativos ao teste de diferença de médias. O grupo de controle é distinto nas duas amostras. Na amostra 1, o grupo de controle é composto por católicos. Na amostra 2, utiliza-se todo o banco de dados do censo como grupo de controle.

Tabela A.2: Resultados para tratamento placebo

	Amostra 1			Amostra 2		
	OLS 1	PSW 2	PSM 3	OLS 4	PSW 5	PSM 6
Grupo 1 – Mercado de Trabalho e Empreendedorismo						
Conta Própria	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Empregador	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Carteira Assinada	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00* (0,00)
Salário por hora	-0,07** (0,04)	-0,07** (0,04)	0,00 (0,03)	-0,03 (0,04)	-0,03 (0,04)	-0,02 (0,03)
Investimento	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Programas sociais	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00*** (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Mais Emprego	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Grupo 2 – Estrutura Familiar						
Casamento	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
Divórcio	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)
Número de Filhos	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00* (0,00)	-0,00 (0,00)
Morar com os Pais	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Rendimento Dom.	-0,34 (11,72)	-0,37 (11,72)	6,79 (10,09)	-4,30 (12,64)	-4,29 (12,65)	-6,25 (9,09)
N	13947375	13947375	1311340	19345753	19345753	1145082

Nota: As variáveis de controle foram omitidas por considerações de espaço. Os valores em parênteses são os desvios-padrão dos coeficientes. Os símbolos *, ** e *** representam significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O IMPACTO DAS EXPORTAÇÕES NO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS ENTRE GÊNEROS NO BRASIL

IGOR GRANITOFF*
SILVIO HONG TIING TAI†

Abstract

This paper analyses the impact of exports on the gender wage gap in Brazil. Data are from 2013, detailed at firm level. Evidences indicate that exporting firms present higher wage gap in favor of males than non-exporting firms. These results support the hypothesis that the distribution of export gains is different in developing countries.

Keywords: gender wage gap, international trade, destiny of exports.
JEL codes: F16, J31, J16.

Resumo

Este artigo analisa o impacto das exportações no diferencial de salários entre gêneros no Brasil. Os dados utilizados são detalhados por firma, relativos ao ano de 2013. As evidências apontam que as firmas exportadoras apresentam um diferencial de salários em favor do homem ainda maior do que as companhias voltadas para o mercado interno. As estimações são robustas a diferentes níveis de desenvolvimento dos países de destino. Esses resultados sustentam a hipótese de que a distribuição dos benefícios das exportações nos salários dos funcionários não se manifesta igualmente em países ricos e em países em desenvolvimento.

Palavras-chave: diferencial de salários entre gêneros, comércio internacional, destinos de exportação.
Códigos JEL: F16, J31, J16.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea150754>

* Mestre pela PUCRS, Escola de Negócios. E-mail: igorgranitoff@gmail.com

† Professor adjunto da PUCRS, Escola de Negócios. E-mail: silvio.tai@pucrs.com

Os autores agradecem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) – pela bolsa de mestrado concedida ao Igor Granitoff. O presente trabalho também foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

1 Introdução

A discriminação de gênero tem diversas manifestações com efeitos nefastos na sociedade, mas a redução do salário das mulheres pode apresentar diversos desdobramentos negativos para o desenvolvimento econômico¹. Becker (1957) aponta um custo imediato incorrido pelo próprio empregador para exercer tal discriminação, por evitar de forma ineficiente a contratação de mulheres. Entretanto, privar as mulheres de condições salariais justas tem outras consequências econômicas negativas, particularmente para países em desenvolvimento como o Brasil. Por exemplo, Duflo (2003) e Duflo & Udry (2004) mostram que as mulheres fazem um melhor uso dos rendimentos no lar e gastam mais em saúde e educação do que os homens, investindo no capital humano das futuras gerações. Kenney (2006) estende o conceito de *power of purse*² para as relações de gênero e reporta que a desvantagem de renda da mulher propicia o controle da renda pelo homem, exacerbando a desvantagem financeira inicial. Os custos sociais ou morais desse tipo de discriminação são de difícil mensuração, entretanto, os custos econômicos atribuídos podem ser importantes. As Nações Unidas (United Nations Development Programme 2017) mostram que esse custo é de US\$105 bilhões de dólares por ano para um continente como a África, o que equivale a 6% do PIB do continente.

Por outro lado, há um esforço de instituições internacionais para estimular políticas voltadas à igualdade entre gêneros por meio do comércio internacional. A igualdade entre gêneros é um dos 17 Objetivos do Desenvolvimento Sustentável que guiam todas as instituições do sistema das Nações Unidas³. Em consequência, o Banco Mundial e a Organização Mundial do Comércio propõem atualmente políticas para que o comércio promova a igualdade entre gêneros (World Bank 2020). Este artigo analisa o impacto do comércio internacional no diferencial de salários entre gêneros nos estados brasileiros. A grande heterogeneidade do país pode ocasionar diferentes impactos nesse diferencial e assim indicar localizações que proporcionam maior benefício do comércio internacional para as mulheres.

O objetivo neste estudo é buscar evidências de contribuição do fato de uma firma estar no mercado internacional (por meio da exportação de seus produtos) em alterar a diferença salarial existente no país, analisando-se o gênero do trabalhador. São analisados dados de 75 milhões de trabalhadores do mercado formal no país, sendo 41% mulheres, 59% homens, para o ano de 2013. O comércio internacional leva as economias a se depararem com situações de maior concorrência. Assim, teoricamente, inicia-se transformações de melhor alocação dos fatores econômicos, proporcionando às nações oportunidades de desencadear seus processos de desenvolvimento econômico, seja por otimização de métodos produtivos ou por ganhos de escala ou ainda redução de custos, acesso a financiamentos e capacidades de investimento, entre outros. As firmas menos produtivas podem ser filtradas “para fora do mercado internacional”, de maneira que a “exposição ao comércio induz as mais produtivas a exportar” (Melitz 2003).

¹Veja Duflo (2012) para uma visão geral da literatura.

²Poder do orçamento, é a capacidade de um grupo de controlar outro por meio da restrição do uso de fundos.

³Veja detalhes destes Objetivos do Desenvolvimento Sustentável em <https://www.un.org/sustainabledevelopment/>. Acessado em 19/10/2020.

Por outro lado, a discriminação de gênero, nos moldes do modelo de Becker (1957), é uma escolha do agente que discrimina, incorrendo, segundo o autor, em custos maiores. Sumariamente, Becker descreve que tanto o empregador como o empregado ou até mesmo o cliente, ao discriminarem, tomam decisões que os desviam de seus pontos ótimos de maximização de utilidades/lucros.

Se o comércio internacional provoca movimentos de ganhos de eficiência nas economias, tornando-as mais produtivas, e, se a discriminação é um fator contraprodutivo, pode-se dizer que uma possível consequência da abertura comercial dos países, uma maior participação do mercado internacional dentro das economias, é a diminuição da discriminação. Entretanto, ainda que existam resultados que acompanham esse pressuposto, como Black & Brainerd (2004), para os quais se mostrou que o comércio internacional contribuiu positivamente à diminuição da diferença de salário entre homens e mulheres por fatores não explicados (tidos como discriminação), há evidências de que para outras economias, os resultados não apontam na mesma direção. Menon & Van Der Meulen (2009) em estudo para a Índia, e Berik et al. (2004) em um estudo para a Coreia do Sul encontraram um aumento do diferencial salarial em favor dos homens devido ao comércio internacional, atribuído a uma perda no poder de barganha das mulheres.

Para estudar esses fenômenos para a economia brasileira, este artigo é composto por, além desta introdução, em sua segunda seção, uma breve revisão da literatura do tema em questão. Na terceira seção, estão colocados os dados utilizados e a metodologia aplicada para a realização deste trabalho, de modo que a quarta seção apresenta os principais resultados encontrados. Na quinta e última parte deste trabalho se encontram as conclusões.

2 O diferencial de salários na literatura

O impacto do comércio no diferencial salarial entre gêneros se insere em uma literatura mais ampla que estuda a relação de comércio e desigualdade no Brasil (Castilho et al. 2012, Ferreira et al. 2007, Gonzaga et al. 2006, Ferreira Filho & Horridge 2006, Pavcnik et al. 2004).

Conforme Arruda et al. (2013), as consequências do comércio internacional sobre a renda das economias geram debates que contrapõem autores em muitos aspectos. Os “otimistas” apontariam que são importantes os benefícios “da difusão do conhecimento e da inovação”, além do aumento do tamanho dos mercados, que geram benefícios por maior escala e possibilidade de especialização. No mesmo artigo, os autores apontam que, para os céticos em relação às benesses do comércio, podem-se citar deterioração dos termos de troca, desvantagens comparativas na produtividade potencial, dificuldade em apropriação de ganhos envolvidos em P&D, entre outros.

A busca por trabalho qualificado, potencialmente requerida pelo comércio, pode beneficiar as mulheres, particularmente no Brasil, por apresentarem em média um maior nível de educação que os homens (Tai & Bagolin 2019). Além disso, a tecnologia pode ser complementar ao trabalho das mulheres, privilegiando a capacidade intelectual em detrimento da força física (Juhn et al. 2014). Ainda, segundo Acemoglu et al. (2004), se o trabalho feminino for um substituto imperfeito ao trabalho masculino, o comércio pode provocar a expansão nos setores intensivos em trabalho feminino e aumentar a remuneração nesse

setor. Sauré & Zoabi (2014) mostram, entretanto, que a migração de trabalho masculino atenua esse efeito.

Becker (1957), ao expor sua teoria da Economia da Discriminação, propõe que se um indivíduo tem preferência por discriminar, estará, no limite, reduzindo sua própria renda. Estará “agindo como se estivesse disposto a pagar alguma coisa por isso, para evitar a desutilidade de estar associado com certas pessoas” (Loureiro 2003). Ainda, segundo o autor, “custos mais altos e pressões competitivas eliminarão qualquer discriminação”. A construção do modelo de Becker pressupõe firmas com funções de produção homogêneas, ao passo que se as firmas discriminatórias venham a ser mais eficientes do que as que não discriminam, então mesmo em mercados competitivos poderá haver discriminação Goldberg (1982) apud Loureiro (2003).

Artecona & Cunningham (2002), ao estudarem os efeitos do aumento da participação mexicana no mercado internacional, encontraram dois resultados: o diferencial de salários entre homens e mulheres cresceu, mas, ao mesmo tempo, o componente de discriminação nesse diferencial caiu. Com maiores níveis de qualificação, em média, do que as mulheres, os homens mexicanos passaram a ser ainda mais bem pagos, fazendo aumentar a diferença entre os gêneros. Porém, esse aumento está baseado em maiores prêmios às suas habilidades. Os autores puderam perceber, também, menor discriminação do que no período anterior à entrada do México no GATT e, segundo eles, isso se deu pelo aumento na competitividade.

Similarmente, em outro estudo para a economia mexicana, Hazarika & Otero (2004) também apontam sinais de que o aumento da atividade comercial internacional, naquele país, contribuiu para que uma menor diferenciação salarial relacionada à discriminação de gênero se verificasse. Os autores afirmam que com a maior entrada de produtos importados no México entre os anos de 1987 e 1999, os setores industriais “não maquiladores”⁴ tornaram a pagar melhor suas funcionárias mulheres, ao passo que no setor maquilador, a diferença salarial ante os homens não se alterou tanto. Hazarika e Otero concluem, portanto, que o setor exportador se mostrou menos suscetível à contração da discriminação por competição do mercado internacional, ao passo que os setores que tiveram maior concorrência com as importações passaram a discriminar menos as mulheres.

Berik et al. (2004), ao trabalharem com dados de Taiwan e da Coreia do Sul, encontraram evidências de que o aumento da abertura comercial fez com que aumentasse o diferencial de salários entre homens e mulheres. Para Taiwan, os autores mostraram que uma maior abertura comercial implicou em perda de poder de barganha para as mulheres, com maior ênfase em setores mais concentrados. Com os dados da Coreia do Sul, os autores chegaram à conclusão de que uma leve redução nas exportações do país colocou as mulheres em posição menos desfavorável, de modo que a diferença salarial delas com os homens também diminuiu.

Menon & Van Der Meulen (2009), ao analisarem os efeitos de reformas em transações comerciais da Índia, no início dos anos de 1990, verificaram que a abertura comercial à qual o país se submeteu teve como consequência um crescimento no diferencial salarial entre homens e mulheres. As autoras en-

⁴O termo maquiladora faz referência a grande parte do setor exportador mexicano. Os não maquiladores, portanto, seriam a parte das firmas mexicanas voltadas mais para o mercado interno.

contraram evidências de que o aumento da abertura comercial em indústrias mais concentradas causou um favorecimento maior aos salários dos homens. Em vez de a competição do mercado internacional forçar as firmas a eliminar o custo incorporado à discriminação, o que se verificou conforme o estudo, foi novamente, perda de poder de barganha do emprego das mulheres.

Comparando a diferença salarial entre os gêneros entre 1976 e 1993 para os Estados Unidos, Black & Brainerd (2004) encontram resultados que acompanham a teoria prevista por Becker (1957). As autoras concluem que o aumento da competição advindo do comércio internacional contribuiu para o estreitamento na diferença salarial entre homens e mulheres, de modo que os salários das mulheres, nos setores industriais mais concentrados daquele país, se aproximaram mais aos valores com os quais eram pagos aos homens, de modo que “o comércio internacional pôde beneficiar as mulheres, reduzindo a capacidade das firmas em discriminar”.

Assim, os estudos referenciados até aqui mostram que, enquanto para os Estados Unidos houve sinais de que a exportação implicou em diminuição do diferencial salarial entre os gêneros, isso não se verificou quando analisadas as economias da Índia, da Coreia e de Taiwan e no caso mexicano.

Oostendorp (2009), ao analisar dados para mais de oitenta países, traz conclusões relevantes que, entretanto, não formam um consenso para a teoria econômica. Em seu trabalho, o autor concluiu que para países ricos, o comércio internacional contribui efetivamente para diminuição do diferencial salarial entre homens e mulheres. Para os países pobres, não houve evidências nesse sentido, e, então, o autor fez uso do trabalho de Boserup (1970) para uma possível explicação: para que o crescimento econômico faça diminuir o diferencial de salários entre gêneros, é preciso que, primeiro, tal economia atinja “a certain threshold”, ou seja, o estágio de desenvolvimento dos países menos ricos não torna possível que a contribuição do comércio internacional e que os efeitos econômicos por ele causado, se reflitam em uma diminuição da discriminação⁵.

Dessa forma, nota-se que, assim como propôs Goldberg (1982), salientado anteriormente, a possibilidade da heterogeneidade das firmas, produtividades distintas intrasetorialmente nas economias, pode ser um fator que permita que o proposto por Boserup (1970) se mantenha. Pode-se aceitar que países com menor grau de desenvolvimento econômico apresentem maior preponderância de setores econômicos menos homogêneos, que as firmas possuam funções de produção com menor grau de semelhança. Firms líderes nesses mercados, por exemplo, teriam condições de arcar com graus de discriminação mais acentuados se comparadas às seguidoras. A exportação dos produtos não configurará pressão sobre o processo produtivo se as firmas líderes obtiverem margem de lucro suficiente no mercado doméstico para arcar com os custos oriundos da exportação, por exemplo. Firms com nível de produtividade mais homogêneo, entretanto, acredita-se, estariam mais difundidas em mercados de maior grau de competição, e nestes, sim, arcar com os custos de discriminação pode ser um fator tão decisivo que tais firmas venham a ser eliminadas do processo econômico-produtivo. Países com maior nível de desenvolvimento apresentam maiores condições às suas firmas de se equiparem,

⁵Outra conclusão de Oostendorp (2009) é a de que quanto mais hábeis (*skilled*) os trabalhadores, menor a contribuição do aumento do comércio em diminuir o diferencial de salários entre gêneros.

maior acesso à mão de obra qualificada, acesso a crédito. Esses fatores todos podem facilitar um maior grau de homogeneidade do nível de produtividade intrasetorialmente.

Há, portanto, previsões de modelos teóricos que suportam tanto um impacto positivo quanto negativo do comércio internacional na desigualdade de gênero. Fundamentalmente, o modelo de Becker (1957) considera que os empregadores estão dispostos a pagar pelo “gosto pela discriminação”, o que explicaria o diferencial salarial de gênero. Nesse caso, os empregadores estariam dispostos a contratar menos mulheres que a quantidade que otimizaria os lucros, empregando mais homens com qualificação equivalente e salário superior. Quando a firma se expõe à competição do mercado exportador, a margem para esse tipo de perda diminui e a firma discriminadora pode ser dominada pelas firmas não discriminadoras. Em um nível de competição suficientemente elevado, as firmas discriminadoras acabam saindo do mercado ou deixando de incorrer nos custos discriminatórios para sobreviver. Assim, o comércio internacional teria um impacto negativo no diferencial salarial de gênero. Por outro lado, o comércio internacional pode aumentar o diferencial de salários em favor do homem. Isso ocorre em um quadro teórico em características de uma indústria acabam alocados grupos de trabalhadores em posições com baixo prestígio no ambiente de trabalho ocasionando uma menor capacidade de negociação por parte desse grupo. Nesse caso, a discriminação é utilizada como recurso de competição pelas firmas que podem se beneficiar de pagar salários menores às mulheres por estas apresentarem um baixo poder de barganha. Com a intensificação da competição devida ao comércio internacional, as mulheres podem ser ainda mais penalizadas pelo seu baixo poder de negociação (Berik et al. 2004, Menon & Van Der Meulen 2009). Dessa forma, os modelos teóricos citados suportam tanto o aumento quanto à diminuição da desigualdade de gênero devido ao comércio internacional, a verificação do sinal desse impacto torna-se assim uma questão empírica.

Outro aspecto importante encontrado na literatura econômica é a heterogeneidade do nível de desenvolvimento dos países parceiros comerciais. O estudo de De Loecker (2007) mostra que o prêmio à exportação a regiões desenvolvidas é maior, devido a efeitos de aprendizagem. Entretanto, Verardi & Wagner (2012) encontram maiores prêmios para firmas exportadoras alemãs que exportam para países localizados fora da zona euro, comparado com as firmas que exportam apenas para países da zona euro. Como a magnitude do prêmio à exportação varia com o nível de desenvolvimento do destino, investiga-se neste artigo se a repartição de gênero desse prêmio também varia.

Por tudo isso, coloca-se como objeto deste artigo analisar se o fato de trabalhar em firmas que exportam seus produtos determina uma relação com menor diferencial de salários entre homens e mulheres nas empresas brasileiras.

3 Dados e metodologia

O questionamento fundamental deste artigo é o de que a participação no mercado internacional (aqui analisada pela exportação de produtos) seja um fator que contribua para a alteração do diferencial de salários entre gêneros. Ainda, em se averiguando o destino de exportação, questiona-se também que, sendo

tal destino um país desenvolvido (tido, aqui, como de alta renda per capita), o grau de alteração da diferenciação salarial seja diferente.

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos da base de dados RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) do Ministério do Trabalho, juntamente com dados sobre exportação de empresas do Brasil, disponibilizados no site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, do ano de 2013⁶. Os dados da RAIS são identificados e as informações acerca das exportações das empresas foram vinculadas às da RAIS por meio do CNPJ e do estado de localização das companhias⁷. Foram consideradas firmas exportadoras aquelas que tiveram uma atividade de exportação registrada pelo Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços no ano de 2013. Reconhece-se aqui uma limitação do trabalho em corte transversal e com ausência de informações sobre o histórico de exportação das firmas, além das informações sobre o ano de 2013. Desta forma, o *status* de firma exportadora contempla diversos casos, com implicações diferentes, como firmas que exportaram apenas um ano e não sobreviveram à competição e firmas que exportam recorrentemente e consistentemente por diversos anos. Por outro lado, o *status* de firma não exportadora também contempla diversos casos, como a firma que nunca exportou, como a firma que não participou do mercado exportador apenas naquele ano. A alta volatilidade na entrada e saída de firmas no setor exportador gera um ruído nos resultados que pode enviesar os resultados, diminuindo o nível de significância dos coeficientes. Foram analisadas amostras separadas para o Brasil e para os vinte e seis Estados do Brasil, além da amostra do Distrito Federal. Em sua totalidade, compõem o estudo, dados de mais de setenta e cinco milhões de trabalhadores do setor formal do país.

Tabela 1: Distribuição do total de homens e mulheres nas amostras

	Total	%
Homens	44.136.726	58,54%
Mulheres	31.263.784	41,46%
Total	75.400.510	100,00%

A metodologia aplicada consiste em regressões econométricas com controles feitos por meio de variáveis binárias, com diferentes configurações em suas equações. Para o Brasil e cada uma das vinte e sete unidades da federação analisadas, foram efetuadas cinco análises no sentido de complementaridade entre elas, ou seja, de forma que o foco de cada uma delas seja verificar uma característica mais específica em relação à expressão imediatamente anterior.

Seguiu-se uma especificação minceriana baseada em Lemieux (2006). Assim, tendo sempre como variável dependente o logaritmo natural do salário dos trabalhadores, as cinco equações se diferenciam pelas variáveis independentes utilizadas e as formas de análise dessas. Na especificação (1) foi incluída uma variável binária caso o indivíduo seja mulher (M), ao passo que a

⁶Ano de análise limitado à disponibilidade de dados sobre exportações das empresas brasileiras, no site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

⁷Em caso de existência de filiais em um estado, utiliza-se a agregação das unidades por CNPJ mãe de 8 dígitos.

variável ME corresponde a uma interação entre a variável binária para categoria mulher (M) e o fato de esta trabalhar em firma que exporta seus produtos. Finalmente, u_1 é o termo aleatório.

Como variáveis de controles, seguiu-se Lemieux (2006) e foram incluídas variáveis individuais da RAIS identificada em todas as especificações. Assim, incluiu-se a idade (id) e idade ao quadrado (id^2) do trabalhador. Essas variáveis são importantes controles para a comparação *ceteris paribus* da diferença salarial de gênero, pois são aproximações da experiência profissional. Seguindo a literatura relacionada, assume-se que a experiência profissional tem impactos crescentes no salário, com incrementos decrescentes. A variável mc informa o número de meses consecutivos que o trabalhador está empregado na mesma empresa, como uma medida de antiguidade. Compõem ainda as variáveis de controle, aplicado por meio de variáveis binárias, referenciados pelo vetor φ nas expressões expostas. São variáveis controladas: o município da sede e a classe CNAE⁸ da empresa, o tipo de ocupação do emprego, a raça e anos de educação – por categorias – do trabalhador, além do tipo de vínculo do empregado com a empresa e o tipo de estabelecimento, conforme as definições determinadas pela própria RAIS. Como esses controles se dão por variáveis binárias, retira-se qualquer viés da estimação dos diferenciais de salário que sejam específicos ao município, ao setor e tipo de estabelecimento da firma, à ocupação, raça, anos de educação e tipo de vínculo do indivíduo. Todos os controles aplicados têm o propósito de mitigar um possível viés de variável omitida, mas não são variáveis de interesse deste trabalho. Dessa forma, eles foram omitidos das tabelas de resultados para que o foco seja dado nos diferenciais salariais de gênero.

$$\ln Sal_{HR_1} = \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ME + \beta_5 E + \beta_6 mc + \varphi_1 + u_1 \quad (1)$$

Na equação (2), foi modificado somente um dos controles determinados no vetor φ : à variável ocupação, que sinaliza o cargo do trabalhador, foi submetida uma interação com a variável binária mulher (M). Nesse ponto, a tentativa é captar efeitos de *glass-ceiling*⁹. Ao incorporar essa interação, entende-se que o valor agora incorporado por β_3 passe a refletir um valor menos inflado, sem qualquer viés, de forma que a parte correspondente de efeito das ocupações serem diferentemente atribuídas entre homens e mulheres esteja sendo captada pelo controle modificado em φ , tornando o coeficiente da variável M mais preciso. Nesta especificação, u_2 é o termo aleatório.

$$\ln Sal_{HR_2} = \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ME + \beta_5 E + \beta_6 mc + \varphi_2 + u_2 \quad (2)$$

Para as equações (3), (4) e (5), foram efetuadas modificações na interação ME exposta anteriormente. Para tal, é incorporada ao estudo a categorização de destinos de exportação, conforme classificação proposta pelo Banco Mundial¹⁰. A equação (3) inclui uma interação entre a variável binária M (mulher) e uma variável que captura o fato de a firma exportar produtos para países

⁸Classificação Nacional de Atividades Econômicas, do IBGE.

⁹Conhecido como teto de vidro, em Coelho et al. (2009), os autores estudaram o *glass-ceiling* na economia brasileira e encontraram resultados que demonstraram uma maior resistência para a mulher em obter promoções em suas carreiras se comparadas aos homens.

¹⁰*World Bank Country and Lending Groups* – categorias por renda.

que não sejam os determinados como de alta renda. Na expressão, essa variável binária (0 se a empresa exporta para países desenvolvidos e 1 se a firma não exporta para esta categoria de países), está exposta como $EsDes$. Portanto, a interação implementada nessa expressão corresponde a captar efeitos de exportação para quaisquer países que não os de mercados tidos como os mais exigentes.

Em (4), a interação proposta busca efeitos de haver entre os destinos de exportação pelo menos um país que conste como de maior nível de renda per capita. Assim, a variável $EDesM$ é uma interação entre o fato de o indivíduo ser mulher e sua empresa exportar para pelo menos um dos países que, teoricamente, proporcionam mercados mais exigentes.

A quinta análise especifica ainda mais os destinos da exportação. Nela são captadas firmas que exportam produtos somente para países que constam como os de maior renda. A observância simultânea de o indivíduo ser mulher e sua empresa exportar somente para países desenvolvidos está proposta na variável binária $ESomDesM$, em (5), a seguir. Nestas especificações, u_3 , u_4 e u_5 são, respectivamente, os termos aleatórios.

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_3 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 EsDesM + \beta_5 E + \beta_6 mc \\ &+ \varphi_3 + u_3 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_4 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 EDesM + \beta_5 E + \beta_6 mc \\ &+ \varphi_4 + u_4 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_5 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ESomDesM + \beta_5 E \\ &+ \beta_6 mc + \varphi_5 + u_5 \end{aligned} \quad (5)$$

4 Resultados

A Tabela 2 informa os resultados obtidos para a amostra do Brasil. Conforme estabelecidas, as equações da seção anterior determinam os trabalhadores homens que não exportam como categoria base. Os coeficientes apresentados são os valores médios de diferenciação da categoria base para cada característica analisada. Para a equação (1), temos os resultados expostos na primeira coluna. Pode-se afirmar, portanto, que, aos moldes do primeiro modelo, as mulheres que não participam do mercado exportador apresentam, em média, salários menores do que o dos homens que não exportam (11,80% a menos). Esse valor é calculado analisando-se o efeito do parâmetro encontrado para a variável binária Mulher.

A mulher que trabalha em firma que exporta seus produtos apresenta, em média, salário 9,2% maior que a mulher que trabalha em firma que não exporta. Ainda que o coeficiente para o fato de exportar seja positivo (0,149), é preciso notar o termo de interação entre exportar e ser mulher, que é negativo (-0,057) e anula parte do ganho pelo simples fato de exportar. Entretanto, as mulheres ganham 5,7% menos que os homens nas firmas exportadoras.

Tabela 2: Resultados dos cinco modelos para o Brasil

Brasil 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,118 (0,004)**		-0,123 (0,004)**	-0,120 (0,004)**	-0,123 (0,004)**
Exportação	0,149 (0,025)**	0,140 (0,024)**	0,132 (0,027)**	0,145 (0,024)**	0,134 (0,025)**
Mulher x Exportação	-0,057 (0,006)**	-0,030 (0,007)**			
Mulher x Exp. sem Desenvolvido			-0,077 (0,017)**		
Mulher x Exp. com Desenvolvido				-0,049 (0,024)**	
Mulher x Exp. somente Desenvolvido					-0,039 (0,016)*
Observações	60.847.978	60.847.978	60.847.978	60.847.978	4.707.975
R²	0,66	0,66	0,66	0,66	0,71

Nota: *p<0,05; **p<0,01. Erros robustos entre parênteses agrupados (*clustered*) por estado.

Assim, para o primeiro modelo, nota-se que as mulheres que estão colocadas em empresas não exportadoras apresentaram o menor salário médio. Em relação a esse grupo, as mulheres que trabalham em firmas exportadoras ganham 9,2% a mais e estão no segundo patamar de média salarial. Em seguida, os homens empregados às firmas que não exportam se colocam como a categoria que apresenta segunda maior média salarial (11,8% maior comparando-se com mulheres em firmas não exportadoras). Finalmente, o homem que trabalha em firma que exporta está, em média, apresentando os maiores salários médios (26,7% maiores comparando-se com mulheres em firmas não exportadoras).

O modelo proposto na equação (2) se propôs a captar efeitos de *glass-ceiling*, ao imputar uma interação entre o gênero mulher e as ocupações às quais estavam relacionadas. Assim, encontrou-se um coeficiente menor (em módulo) para a interação do gênero mulher e para o fato de essa trabalhar em firma que atua no comércio internacional. O valor encontrado informa que nas firmas exportadoras, em média, o salário das mulheres é menor que o salário dos homens em 2,3%.

O modelo exposto na equação (3) expõe o prêmio por exportar para países não pertencentes ao grupo dos mais desenvolvidos, incorporado ao salário das mulheres. Nota-se que o valor encontrado diminui ainda mais o ganho da mulher em trabalhar em firma que exporta para esses destinos (7,7%). Na configuração exposta em (4), o fato de exportar para pelo menos um país desenvolvido sem restringir o grupo dos subdesenvolvidos se coloca como uma característica melhor do que para apenas um deles. Notamos que o prêmio

Tabela 3: Resultados dos cinco modelos para o estado de São Paulo

São Paulo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,121 (0,000)**		-0,126 (0,000)**	-0,123 (0,000)**	-0,127 (0,000)**
Exportação	0,202 (0,001)**	0,191 (0,001)**	0,188 (0,000)**	0,196 (0,001)**	0,186 (0,000)**
Mulher x Exportação	-0,052 (0,001)**	-0,023 (0,001)**			
Mulher x Exp. sem Desenvolvido			-0,103 (0,002)**		
Mulher x Exp. com Desenvolvido				-0,039 (0,001)**	
Mulher x Exp. somente Desenvolvido					-0,020 (0,001)**
Observações	21.534.055	21.534.055	21.534.055	21.534.055	21.534.055
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67

Nota: **p<0,01. Erros robustos entre parênteses.

por exportar para ambos os gêneros é maior (14,5%) e o diferencial salarial de gênero diminui, as mulheres ganham 4,9% a menos que os homens. O modelo (5) restringe a exportação apenas a países desenvolvidos e apresenta um prêmio menor à exportação para ambos os gêneros (13,4%) e um diferencial salarial de gênero em favor do homem igual a 3,9%.

O estado de São Paulo apresenta uma grande concentração econômica no Brasil. Em 2013, ano dos dados analisados, esse estado representou aproximadamente 1/3 do PIB brasileiro¹¹ e 1/5 da população brasileira¹². Devido à importância deste estado, escolheu-se reportar na Tabela 3 os resultados dos cinco modelos econométricos¹³ para esse estado, ainda que uma análise dos resultados do modelo (1) seja realizada adiante comparando-se todos os estados do Brasil.

A estimação para o estado de São Paulo do modelo (1) mostra que um termo de interação entre exportar e a variável binária Mulher indica que a mulher ganha 5,2% a menos que os homens nas firmas exportadoras. O prêmio à exportação para ambos os gêneros, entretanto, se mostra intenso, de modo que o fato de a firma exportar implica, em média, em um ganho salarial de 20,2%. Os prêmios ligados à exportação se mantiveram nesse patamar mais elevado, cerca de 5 pontos porcentuais (p.p.) maior que os prêmios obtidos para o Brasil, ao passo que os valores das interações da variável binária Mulher pelos diferentes destinos das exportações se comportaram de maneira distinta. O diferencial de gênero nas firmas exportadoras no estado de São Paulo obtido

¹¹A participação do estado de São Paulo no PIB brasileiro em 2013 foi de 32,1%. Fonte: [https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/9631-contas-regionais-de-2010-a-2013-pib-do-mato-grosso-acumula-a-maior-alta-21-9-entre-todos-os-estados#:text=Os%20cinco%20maiores%20estados%2C%20S%C3%A3o,ter%C3%A7os%20da%20economia%20do%20pa%C3%ADs](https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/9631-contas-regionais-de-2010-a-2013-pib-do-mato-grosso-acumula-a-maior-alta-21-9-entre-todos-os-estados#:text=Os%20cinco%20maiores%20estados%2C%20S%C3%A3o,ter%C3%A7os%20da%20economia%20do%20pa%C3%ADs.). Acessado em 13/10/2020.

¹²A participação do estado de São Paulo na população brasileira é de 21,9%. Fonte: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6579>. Acessado em 13/10/2020.

¹³As estimações dos cinco modelos estão disponíveis no Apêndice deste artigo.

na coluna (1) é de 5,2%, comparável ao do Brasil. Esse diferencial também segue o padrão de ter uma magnitude decrescente nas colunas (3), (4) e (5), mas com uma amplitude maior, 10,3%, 3,9% e 2%, respectivamente. Ou seja, comparativamente ao Brasil, a mulher é mais penalizada em relação ao homem no setor exportador em São Paulo quando a firma exporta para países não desenvolvidos (coluna 3) e menos penalizada quando a firma exporta apenas para países desenvolvidos (coluna 5). Aqui se nota uma influência positiva do destino de exportação ser um país desenvolvido. Percebe-se que as firmas que exportam para destinos somente do grupo subdesenvolvido apresentaram o diferencial mais desfavorável às mulheres, enquanto a presença de destinos desenvolvidos arrefeceu bastante a diferença.

Além disso, e conforme posto anteriormente, o prêmio ligado ao simples fato de a firma ser exportadora na casa dos 20% para os cinco modelos acaba determinando que trabalhar em firma exportadora está, independentemente do destino das exportações, relacionado a maiores salários para as mulheres, em comparação aos salários das mulheres em firmas não exportadoras. Pode-se verificar, adicionalmente, que mulheres em firmas exportadoras, para todos os modelos (1), (4) e (5), para o estado de São Paulo, em média, apresentam maiores salários do que os homens trabalhadores de firmas não exportadoras. Para o modelo (3), a diferença é de 8,5%, em média.

Analisando-se agora o diferencial salarial do mercado não exportador, o estado de São Paulo também apresentou uma situação na qual a mulher ganha menos do que o homem, com coeficientes similares àqueles das estimações para o Brasil. As trabalhadoras que não estão vinculadas a firmas exportadoras ganham entre 12,1% e 12,7% a menos que os homens em São Paulo, enquanto esse diferencial variou de 11,8% a 12,3% para o Brasil.

A metodologia apresentada foi aplicada às vinte e sete amostras diferentes¹⁴, sendo cada uma referente a um estado do Brasil, além do DF. A tabela a seguir demonstra os resultados para todos os estados¹⁵ nos modelos (1), (3), (4) e (5). Os valores indicam a diferença do salário médio da mulher que trabalha em firma exportadora em comparação ao homem que trabalha em firma também exportadora, para os diferentes tipos de destino de exportação analisados.

A Tabela 4 mostra que para muitas das regiões analisadas, não há indício de que participar da força de trabalho de firmas exportadoras amenize o diferencial de salário das mulheres. Os valores dispostos na coluna DNE reportam o diferencial salarial entre gêneros entre os não exportadores obtidos no modelo (1). Como se nota, a maioria dos resultados apresentados indicou um aumento no diferencial quando medidos os efeitos das exportações. Para uma melhor visualização desses resultados e uma análise comparativa do modelo econométrico (1) entre os estados brasileiros, a Figura 1 mostra os diferenciais de salários comparando-se quatro categorias. As mulheres que trabalham em firma não exportadora formam a categoria de referência; nesse gráfico, o salário médio delas é normalizado ao valor zero e as diferenças de salário das outras categorias são medidas em relação a essa categoria. As outras três categorias são: homens que trabalham em firma não exportadora, mulheres que

¹⁴Os resultados encontrados para a análise de cada estado e do Distrito Federal, realizada neste artigo, se encontram no Apêndice.

¹⁵Foram deixados espaços em branco na tabela para os coeficientes não significativos estatisticamente.

Tabela 4: Mulheres em firmas exportadoras versus homens em firmas exportadoras

Estado	Diferencial entre Mulher e Homens				DNE
	(1)	(3)	(4)	(5)	
SP	-5,20%	-10,30%	-3,90%	-2,00%	-12,10%
MG	-8,70%	-9,80%	-7,70%	-9,90%	-11,90%
RJ	-0,80%	-4,00%	-0,50%		-10,30%
PR	-5,10%	-3,80%	-4,70%	-3,20%	-11,50%
RS	-5,50%	-3,80%	-5,30%	-8,50%	-11,30%
SC	-3,80%	-3,60%	-3,30%	-4,40%	-11,60%
BA	-2,80%	-3,80%	-2,60%	-2,90%	-8,40%
PE	-7,20%		-7,30%	-6,20%	-7,80%
GO	-5,70%	-10,50%	-4,00%		-12,30%
CE	-1,10%	-5,60%	-0,70%	-3,20%	-7,90%
DF	15,90%	-40,00%	16,00%	28,10%	-8,90%
PA		-6,60%		-0,70%	-8,20%
ES	-7,80%	-3,30%	-7,80%	-10,60%	-10,10%
MT	-5,10%	-17,80%	-4,30%	-1,00%	-12,90%
MS	-5,20%	-2,30%	-5,20%	-4,20%	-13,30%
MA	-9,00%		-17,20%	-18,00%	-7,10%
AM	-4,40%	-12,30%	-3,60%	-3,10%	-7,80%
PB	-3,90%	-7,30%	-3,80%	-2,70%	-6,60%
RN				-3,90%	-9,90%
AL	-15,20%	-20,00%	-15,10%	-9,40%	-7,20%
PI	-5,70%		-5,40%	-7,40%	-6,80%
RO	2,90%	12,50%			-15,80%
SE		-15,90%	3,40%	9,30%	-7,30%
TO	11,10%	-6,31%	11,20%	14,10%	-9,30%
AC	-6,40%	-8,60%			-5,10%
AP	-14,60%		-14,80%	-6,30%	-6,30%
RR			18,40%		-4,60%

trabalham em firma exportadora e homens que trabalham em firma exportadora. As linhas mostram o diferencial de salários entre homens e mulheres em dois casos: em firmas que não exportam e em firmas que exportam.

Com raras exceções (Piauí e Alagoas), as mulheres que trabalham em firma não exportadora apresentam o menor nível médio de salário, denotando duas “penalizações”: uma referente ao gênero feminino e outra referente ao setor não exportador. Em seguida, em linha com os resultados agregados, o grupo com o segundo pior salário médio é o das mulheres que trabalham em firma exportadora, com um salário médio 8% maior. Isso representa um prêmio à exportação de 8% entre as mulheres. Esse prêmio é suficientemente importante para fazer o salário dessas mulheres se equiparar ao dos homens que trabalham em firma não exportadora (o terceiro grupo com o pior salário médio), pois eles ganham em média 9% a mais que a categoria de referência. Em alguns estados, o salário médio das mulheres que trabalham em firma exportadora ultrapassa o salário médio dos homens que trabalham em firma não exportadora. Isso ocorre com maior frequência nas regiões menos desenvolvidas do país, esse é o caso em 10 entre 20 estados das regiões Norte, Nor-

deste e Centro-Oeste: Amazonas, Roraima, Amapá, Tocantins, Maranhão, Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe, Bahia e Distrito Federal. Nas regiões Sudeste e Sul, isso ocorre em apenas dois dos sete estados: São Paulo e Rio de Janeiro. Finalmente, a categoria dos homens que trabalham em firma exportadora tem o maior salário médio, 22% superior ao da categoria de referência, o que representa um prêmio à exportação de 13% entre os homens. Apenas três estados são exceção: Tocantins, Piauí, Alagoas e Distrito Federal. De uma forma concisa, mesmo comparando-se mulheres com mulheres e homens com homens, o comércio aumenta o salário das mulheres, mas aumenta ainda mais o salário dos homens.

Quando comparamos homens e mulheres, o diferencial salarial de gênero é maior (em favor dos homens) nas firmas exportadoras (linha tracejada na Figura 1) do que nas firmas não exportadoras (linha contínua). Apenas Roraima, Tocantins, Rio Grande do Norte, Sergipe e Distrito Federal não seguem essa tendência. Em média, o diferencial salarial de gênero em firmas exportadoras é de 12,7%, enquanto o diferencial salarial em favor dos homens em firmas não exportadoras é de 9,3%. Dessa forma, o comércio internacional exacerba a desigualdade salarial de gênero já existente no setor não exportador.

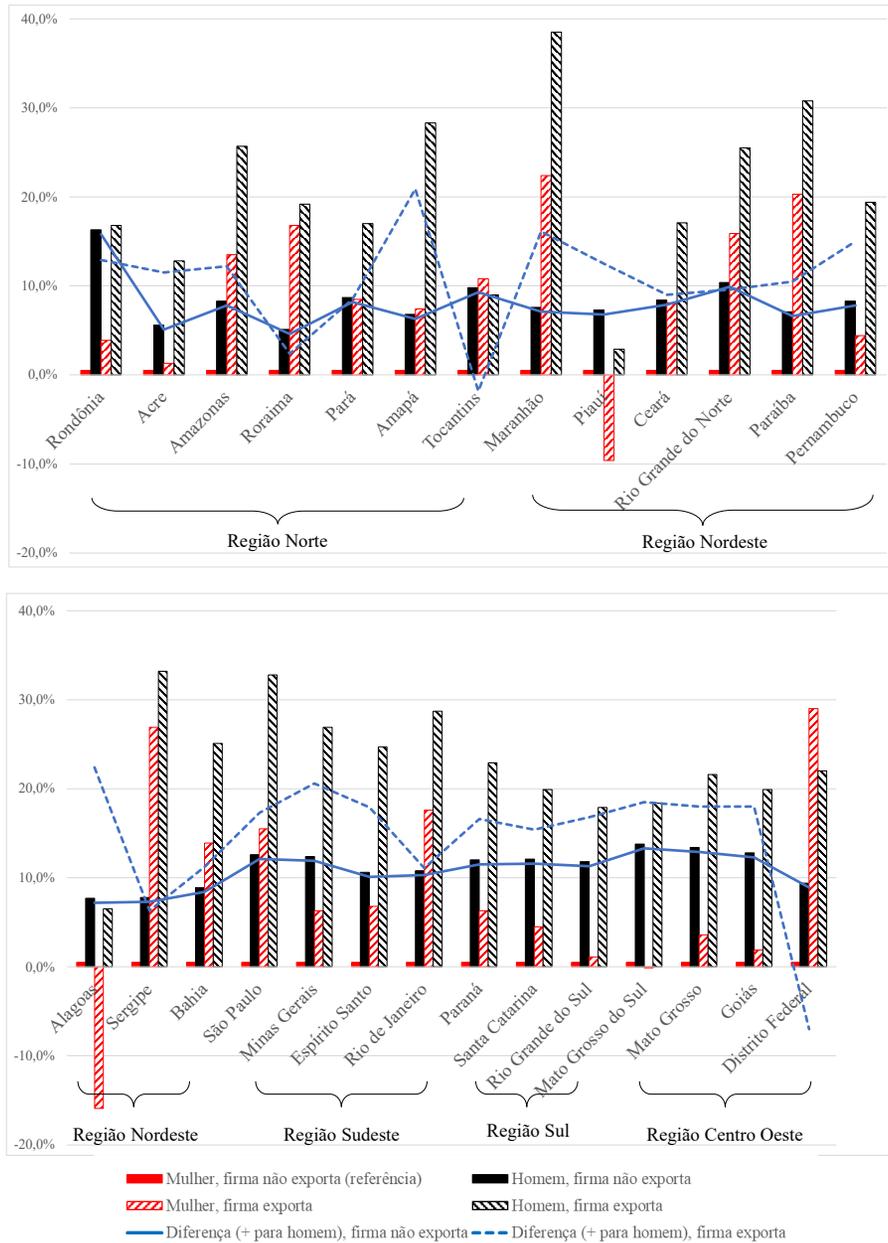
O comércio internacional apresenta impacto ambíguo e difuso na condição salarial da mulher no Brasil. Por um lado, a mulher que trabalha no setor exportador ganha mais que a mulher que trabalha no setor não exportador, melhorando a situação da mulher em termos absolutos. Esse avanço é maior nas regiões menos desenvolvidas Norte, Nordeste e Centro-Oeste (9,7%) e menor nas regiões mais ricas Sudeste e Sul (8,3%). Por outro lado, ele aumenta a desigualdade salarial de gênero em favor do homem no setor exportador, piorando a situação relativa da mulher quando comparado com o setor não exportador. Essa piora é menos acentuada nos estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, onde as firmas exportadoras apresentam em média um diferencial de gênero em favor do homem 2,7 p.p. superior ao das firmas não exportadoras, e é ainda mais pronunciado nos estados das regiões Sudeste e Sul, onde as firmas exportadoras apresentam em média um diferencial de gênero em favor do homem 5,3 p.p. superior ao das firmas não exportadoras. Em outras palavras, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste oferecem às mulheres maiores benefícios em termos absolutos e menores penalizações em termos relativos.

Esse resultado comparativo entre regiões brasileiras pode servir de subsídio à formulação de políticas públicas que relacionem o diferencial de gênero ao comércio internacional. O estímulo à importação a firmas existentes, ou a implantação de firmas exportadoras nas regiões menos desenvolvidas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, propiciam uma melhor condição salarial à mulher, seja por ganhar mais em termos absolutos ou por ter um menor diferencial salarial em relação ao homem. Evidentemente, apesar de original, este é apenas um aspecto entre outros fatores importantes como o desenvolvimento local e a desigualdade nacional.

5 Conclusões

No presente artigo, buscou-se analisar o impacto do comércio internacional no diferencial de salários entre gêneros no Brasil. Para tanto, estipulou-se uma série de regressões que incorporavam diferentes configurações para analisar

Figura 1: Diferencial salarial de gênero nos estados brasileiros



as variáveis em estudo. Fez-se uso de dados da RAIS e da SECEX para o ano de 2013.

Primeiramente, analisou-se a influência da exportação no diferencial de salários. Verificou-se que, para o Brasil como um todo e para a grande maioria das regiões analisadas, a exportação não se configurou como uma característica favorável às trabalhadoras, de forma que o diferencial de salários ficou ainda mais significativo. Somente para quatro unidades da federação (do total de vinte e sete), encontrou-se um diferencial arrefecido pelo fato de a firma exportar, se comparado à situação das mulheres que trabalham em firmas não exportadoras, comparativamente aos homens dessas mesmas firmas. Para o Distrito Federal e para o Tocantins, inclusive, o sinal do diferencial inverteu (analisando-se empregados de firmas exportadoras), significando uma posição favorável à mulher em comparação ao homem, em termos de salários médios.

Esse resultado é robusto ao detalhamento dos tipos de destinos na análise. Mesmo as funcionárias que trabalhavam em firmas exportadoras para países com maior grau de desenvolvimento ganham menos do que os homens.

Em suma, esses resultados estão de acordo com o proposto por Oostendorp (2009). Não sendo o Brasil um país rico, e estes, em sua análise, não apresentam evidência de que a exportação haja como um fator que comprima o diferencial salarial existente entre os gêneros, havendo, portanto, similaridade com o resultado aqui apresentado. Assim como o exposto para o caso mexicano, para Taiwan e a Coreia do Sul, e como para o estudo apresentado para a economia indiana, a participação das firmas brasileiras no comércio internacional acentuou o diferencial de salários, indicando que as mulheres podem estar sendo segregadas e penalizadas por uma situação vulnerável de barganha.

Pode-se notar uma dinâmica distinta entre a exportação para países desenvolvidos se compararmos o resultado apresentado para o Brasil com o de São Paulo. A interação da variável binária Mulher com o destino de exportação país desenvolvido apresentou o menor patamar de diferencial de salários para o estado de São Paulo. Assim, pode-se levantar a hipótese de que as firmas situadas no estado paulista estão sujeitas a uma maior uniformidade de níveis de produtividade. O grau de concentração dessas firmas em seus setores específicos também pode ter um papel importante nesses resultados e podem ser explorados, a fim de testar-se o mecanismo presente em Berik et al. (2004), Menon & Van Der Meulen (2009) e também em Black & Brainerd (2004). Esses argumentos se destacam como pontos de partida em uma próxima abordagem empírica nesse tema.

Outras possibilidades para futuras pesquisas incluem a análise do diferencial em si e aspectos da presença de *glass-ceiling*, pois, como aqui se mostrou, a incorporação de uma interação entre o fato de a trabalhadora ser mulher e o cargo por ela ocupado fez o grau de impacto do gênero no salário ficar menor.

Referências Bibliográficas

- Acemoglu, D., Autor, D. H. & Lyle, D. (2004). Women, war, and wages: the effect of female labor supply on the wage structure at midcentury. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 112, p. 497-551.

Arruda, E. F., Bastos, R. F. S., Guimarães, R. D. B. & Irffi, R. G. (2013). Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos Estados brasileiros. *Economia*, Curitiba, v. 14, p. 497-519.

Artecona, R. & Cunningham, W. (2002). *Effects of trade liberalization on the gender wage gap in Mexico*. Washington, DC: World Bank. (Working Paper Series n. 34144).

Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.

Berik, G., Van Der Meulen, R. Y. & Zveglic, J. E. (2004). International trade and gender wage discrimination: evidence from East Asia. *Review of Development Economics*, Hoboken, v. 8, p. 237-254.

Black, S. E. & Brainerd, E. (2004). Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination. *ILR Review*, New York, v. 57, p. 540-559.

Boserup, E. (1970). *Woman's Role in Economic Development*. New York :St. Martin's Press.

Castilho, M., Menéndez, M. & Sztulman, A. (2012). Trade liberalization, inequality, and poverty in Brazilian States. *World Development*, Amsterdam, v. 40, p. 821-835.

Coelho, D., Fernandes, M. & Foguel, M. N. (2009). *Capital estrangeiro e diferenciais de gênero nas promoções: evidências da indústria de transformação brasileira*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1447).

De Loecker, J. (2007). Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 73, p. 69-98.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 17, p. 1-25.

Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 50, p. 1051-1079.

Duflo, E. & Udry, C. (2004). *Intrahousehold resource allocation in Cote d'Ivoire: social norms, separate accounts and consumption choices*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. (NBER Working Papers n. 10498).

Ferreira, F. H. G., Leite, P. G. & Wai-Poi, M. (2007). *Trade liberalization, employment flows, and wage inequality in Brazil*. Washington, DC: World Bank. (Working Paper Series n. 4108).

Ferreira Filho, J. B. S. & Horridge, M. J. (2006). Economic integration, poverty and regional inequality in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 60, p. 363-387.

Goldberg, M. S. (1982). Discrimination, nepotism, and long-run wage differentials. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 97, p. 307-319.

Gonzaga, G., Menezes Filho, N. & Terra, C. (2006). Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 68, p. 345-367.

Hazarika, G. & Otero, R. (2004). Foreign trade and the gender earnings differential in urban Mexico. *Journal of Economic Integration*, Seoul, v. 19, p. 353-373.

Juhn, C., Ujhelyi, G. & Villegas-Sanchez, C. (2014). Men, women, and machines: how trade impacts gender inequality. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 106, p. 179-193.

Kenney, C. T. (2006). The power of the purse: allocative systems and inequality in couple households. *Gender & Society*, Thousand Oaks, v. 20, p. 354-381.

Lemieux, T. (2006). The "Mincer Equation" thirty years after schooling, experience, and earnings. In: Grossbard, S. (org.) *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics*. Berlin: Springer. p. 127-145.

Loureiro, P. R. A. (2003). Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, p. 125-157.

Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, New Haven, v. 71, p. 1695-1725.

Menon, N. & Van Der Meulen, R. Y. (2009). International trade and the gender wage gap: new evidence from India's manufacturing sector. *World Development*, Amsterdam, v. 37, p. 965-981.

Oostendorp, R. H. (2009). Globalization and the gender wage gap. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 23, p. 141-161.

Pavcnik, N., Blom, A., Goldberg, P. & Schady, N. (2004). Trade liberalization and industry wage structure: evidence from Brazil. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 18, p. 319-344.

Sauré, P. & Zoabi, H. (2014). International trade, the gender wage gap and female labor force participation. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 111, p. 17-33.

Tai, S. H. T. & Bagolin, I. P. (2019). Regional differences in the gender earnings gap in Brazil: development, discrimination, and inequality. *Developing Economies*, Hoboken, v. 57, p. 55-82.

United Nations Development Programme (2017). *Africa Human Development Report 2016*. New York: Africa Human Development Report.

Verardi, V. & Wagner, J. (2012). Productivity premia for German manufacturing firms exporting to the euro-area and beyond: first evidence from robust fixed effects estimations. *World Economy*, Hoboken, v. 35, p. 694-712.

World Bank (2020). *Women and Trade*. Washington, DC: World Bank.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados dos cinco modelos para o Acre

Acre 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,051 (0,002)**		-0,051 (0,002)**	-0,051 (0,002)**	-0,051 (0,002)**
Mulher * Export.	-0,064 (0,018)**	-0,05 (0,019)**			
Export.	0,072 (0,011)**	0,07 (0,011)**	0,074 (0,011)**	0,06 (0,010)**	0,061 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,086 (0,019)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,026 -0,043	
R ²	0,78	0,79	0,78	0,78	0,78
N	180140	179930	180140	180140	180140

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.2: Resultados dos cinco modelos para o Alagoas

Alagoas 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,072 (0,002)**		-0,076 (0,002)**	-0,072 (0,002)**	-0,076 (0,002)**
Mulher * Export.	-0,152 (0,006)**	-0,084 (0,008)**			
Export.	-0,012 (0,003)**	-0,02 (0,003)**	-0,031 (0,003)**	-0,012 (0,003)**	-0,022 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,2 (0,085)*		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,151 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,094 (0,008)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	702677	702428	702677	702677	702677

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.3: Resultados dos cinco modelos para o Amazonas

Amazonas 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,078 (0,001)**		-0,083 (0,001)**	-0,08 (0,001)**	-0,082 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,044 (0,003)**	-0,039 (0,004)**			
Export.	0,174 (0,003)**	0,171 (0,003)**	0,16 (0,003)**	0,17 (0,003)**	0,162 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,123 (0,010)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,036 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,031 (0,004)**
R ²	0,71	0,71	0,71	0,71	0,71
N	943940	943694	943940	943940	943940

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.4: Resultados dos cinco modelos para o Amapá

Amapá 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,063 (0,003)**		-0,064 (0,003)**	-0,063 (0,003)**	-0,064 (0,003)**
Mulher * Export.	-0,146 (0,028)**	-0,092 (0,035)**			
Export.	0,215 (0,023)**	0,201 (0,024)**	0,178 (0,022)**	0,215 (0,023)**	0,19 (0,023)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,029 -0,173		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,148 (0,028)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,063 (0,031)*
R ²	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
N	176587	176410	176587	176587	176587

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.5: Resultados dos cinco modelos para a Bahia

Bahia 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,084 (0,001)**		-0,085 (0,001)**	-0,084 (0,001)**	-0,085 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,028 (0,002)**	-0,039 (0,003)**			
Export.	0,162 (0,003)**	0,164 (0,003)**	0,156 (0,002)**	0,16 (0,002)**	0,158 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,007)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,026 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,029 (0,004)**
R ²	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
N	3358927	3358679	3358927	3358927	3358927

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.6: Resultados dos cinco modelos para o Ceará

Ceará 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,079 (0,001)**		-0,08 (0,001)**	-0,079 (0,001)**	-0,08 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,011 (0,002)**	-0,052 (0,003)**			
Export.	0,087 (0,002)**	0,101 (0,002)**	0,084 (0,002)**	0,084 (0,002)**	0,088 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,056 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,007 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,032 (0,003)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	2191931	2191670	2191931	2191931	2191931

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.7: Resultados dos cinco modelos para o Distrito Federal

Distrito Federal 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,089 (0,001)**		-0,081 (0,001)**	-0,089 (0,001)**	-0,092 (0,001)**
Mulher * Export.	0,159 (0,004)**	-0,053 (0,006)**			
Export.	0,126 (0,006)**	0,231 (0,006)**	0,207 (0,005)**	0,126 (0,006)**	0,147 (0,005)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,4 (0,070)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,16 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,281 (0,004)**
R ²	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80
N	1789898	1789629	1789898	1789898	1789898

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.8: Resultados dos cinco modelos para o Espírito Santo

Espírito Santo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,101 (0,001)**		-0,104 (0,001)**	-0,101 (0,001)**	-0,103 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,078 (0,004)**	-0,057 (0,004)**			
Export.	0,141 (0,003)**	0,134 (0,003)**	0,117 (0,003)**	0,14 (0,003)**	0,133 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,033 (0,016)*		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,078 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,106 (0,005)**
R ²	0,70	0,71	0,70	0,70	0,70
N	1522386	1522142	1522386	1522386	1522386

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.9: Resultados dos cinco modelos para Goiás

Goiás 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,123 (0,001)**		-0,126 (0,001)**	-0,124 (0,001)**	-0,127 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,057 (0,002)**	-0,043 (0,003)**			
Export.	0,071 (0,002)**	0,07 (0,002)**	0,062 (0,002)**	0,063 (0,002)**	0,054 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,105 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,04 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,001 -0,004
R ²	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64
N	2411971	2411724	2411971	2411971	2411971

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.10: Resultados dos cinco modelos para o Maranhão

Maranhão 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,071 (0,001)**		-0,072 (0,001)**	-0,071 (0,001)**	-0,072 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,09 (0,009)**	-0,066 (0,011)**			
Export.	0,309 (0,009)**	0,299 (0,010)**	0,285 (0,009)**	0,324 (0,010)**	0,318 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,009 -0,013		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,172 (0,013)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,18 (0,014)**
R ²	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
N	999259	999009	999259	999259	999259

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.11: Resultados dos cinco modelos para Minas Gerais

Minas Gerais 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,119 (0,000)**		-0,123 (0,000)**	-0,12 (0,000)**	-0,123 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,087 (0,001)**	-0,057 (0,002)**			
Export.	0,145 (0,001)**	0,136 (0,001)**	0,124 (0,001)**	0,139 (0,001)**	0,129 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,098 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,077 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,099 (0,002)**
R ²	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
N	7969240	7969064	7969240	7969240	7969240

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.12: Resultados dos cinco modelos para o Mato Grosso do Sul

Mato Grosso do Sul 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,133 (0,001)**		-0,138 (0,001)**	-0,134 (0,001)**	-0,137 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,052 (0,003)**	-0,07 (0,004)**			
Export.	0,046 (0,003)**	0,05 (0,003)**	0,031 (0,003)**	0,044 (0,003)**	0,033 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,023 (0,007)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,052 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,042 (0,007)**
R ²	0,70	0,71	0,70	0,70	0,70
N	1032381	1032135	1032381	1032381	1032381

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.13: Resultados dos cinco modelos para o Mato Grosso

Mato Grosso 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,129 (0,001)**		-0,132 (0,001)**	-0,13 (0,001)**	-0,133 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,051 (0,003)**	-0,05 (0,004)**			
Export.	0,082 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,075 (0,003)**	0,08 (0,003)**	0,072 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,178 (0,013)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,043 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,01 (0,003)**
R ²	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62
N	1387171	1386924	1387171	1387171	1387171

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.14: Resultados dos cinco modelos para o Pará

Pará 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,082 (0,001)**		-0,082 (0,001)**	-0,082 (0,001)**	-0,083 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,003 (0,004)**	0,035 (0,005)**			
Export.	0,083 (0,003)**	0,072 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,067 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,066 (0,021)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,001 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,07 (0,006)**
R ²	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72
N	1606803	1606533	1606803	1606803	1606803

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.15: Resultados dos cinco modelos para a Paraíba

Paraíba 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,066 (0,001)**		-0,067 (0,001)**	-0,066 (0,001)**	-0,067 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,039 (0,004)**	-0,056 (0,006)**			
Export.	0,237 (0,005)**	0,243 (0,005)**	0,228 (0,004)**	0,236 (0,005)**	0,23 (0,005)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,073 (0,028)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,038 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,027 (0,010)**
R ²	0,66	0,67	0,66	0,66	0,66
N	865659	865423	865659	865659	865659

Nota: *p<0,05; **p<0,01. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.16: Resultados dos cinco modelos para Pernambuco

Pernambuco 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,078 (0,001)**		-0,081 (0,001)**	-0,078 (0,001)**	-0,08 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,072 (0,003)**	-0,083 (0,004)**			
Export.	0,111 (0,003)**	0,114 (0,003)**	0,083 (0,002)**	0,111 (0,003)**	0,1 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,011 -0,013		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,073 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,062 (0,004)**
R ²	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
N	2538556	2538317	2538556	2538556	2538556

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.17: Resultados dos cinco modelos para o Piauí

Piauí 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,068 (0,001)**		-0,068 (0,001)**	-0,068 (0,001)**	-0,068 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,057 (0,013)**	-0,062 (0,014)**			
Export.	-0,044 (0,011)**	-0,044 (0,011)**	-0,069 (0,008)**	-0,046 (0,011)**	-0,038 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,093 -0,063		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,054 (0,013)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,074 (0,014)**
R ²	0,72	0,73	0,72	0,72	0,72
N	583265	583046	583265	583265	583265

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.18: Resultados dos cinco modelos para o Paraná

Paraná 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,115 (0,001)**		-0,122 (0,000)**	-0,117 (0,001)**	-0,122 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,051 (0,001)**	-0,043 (0,001)**			
Export.	0,109 (0,001)**	0,106 (0,001)**	0,095 (0,001)**	0,106 (0,001)**	0,095 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,047 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,032 (0,003)**
R ²	0,69	0,70	0,69	0,69	0,69
N	4897982	4897792	4897982	4897982	4897982

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.19: Resultados dos cinco modelos para o Rio de Janeiro

Rio de Janeiro 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,103 (0,000)**		-0,103 (0,000)**	-0,103 (0,000)**	-0,103 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,008 (0,002)**	0,004 -0,002			
Export.	0,179 (0,001)**	0,175 (0,001)**	0,177 (0,001)**	0,178 (0,001)**	0,177 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,04 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,005 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,002 -0,002
R ²	0,71	0,71	0,71	0,71	0,71
N	6722688	6722522	6722688	6722688	6722688

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.20: Resultados dos cinco modelos para o Rio Grande do Norte

Rio Grande do Norte 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,099 (0,001)**		-0,099 (0,001)**	-0,099 (0,001)**	-0,099 (0,001)**
Mulher * Export.	0,003 -0,005	-0,004 -0,007			
Export.	0,151 (0,004)**	0,15 (0,004)**	0,152 (0,004)**	0,15 (0,004)**	0,144 (0,004)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,025 -0,026		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,004 -0,005	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,039 (0,006)**
R ²	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70
N	863746	863520	863746	863746	863746

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.21: Resultados dos cinco modelos para Rondônia

Rondônia 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,158 (0,002)**		-0,158 (0,002)**	-0,157 (0,002)**	-0,157 (0,002)**
Mulher * Export.	0,029 (0,005)**	0,067 (0,006)**			
Export.	0,005 -0,004	-0,005 -0,005	0,006 -0,004	0,012 (0,004)**	0,013 (0,004)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			0,125 (0,011)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,005 -0,005	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,014 -0,015
R ²	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61
N	555904	555654	555904	555904	555904

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.22: Resultados dos cinco modelos para Roraima

Roraima 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,046 (0,003)**		-0,046 (0,003)**	-0,046 (0,003)**	-0,046 (0,003)**
Mulher * Export.	0,022 -0,059	-0,011 -0,061			
Export.	0,141 (0,022)**	0,139 (0,023)**	0,145 (0,022)**	0,139 (0,023)**	0,143 (0,022)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,037 -0,076		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,184 (0,032)**	
R ²	0,76	0,77	0,76	0,76	0,76
N	129474	129284	129474	129474	129474

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.23: Resultados dos cinco modelos para o Rio Grande do Sul

Rio Grande do Sul 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,113 (0,001)**		-0,122 (0,000)**	-0,114 (0,001)**	-0,12 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,055 (0,001)**	-0,034 (0,001)**			
Export.	0,061 (0,001)**	0,051 (0,001)**	0,038 (0,001)**	0,059 (0,001)**	0,052 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,004)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,053 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,085 (0,002)**
R ²	0,71	0,71	0,70	0,70	0,70
N	4707975	4707796	4707975	4707975	4707975

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.24: Resultados dos cinco modelos para Santa Catarina

Santa Catarina 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,116 (0,001)**		-0,122 (0,001)**	-0,117 (0,001)**	-0,121 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,038 (0,001)**	-0,025 (0,001)**			
Export.	0,078 (0,001)**	0,073 (0,001)**	0,066 (0,001)**	0,074 (0,001)**	0,068 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,036 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,033 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,044 (0,002)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	3518879	3518697	3518879	3518879	3518879

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.25: Resultados dos cinco modelos para o Sergipe

Sergipe 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,073 (0,002)**		-0,072 (0,002)**	-0,074 (0,002)**	-0,074 (0,002)**
Mulher * Export.	0,01 -0,006	0,018 (0,008)*			
Export.	0,254 (0,006)**	0,251 (0,007)**	0,262 (0,005)**	0,243 (0,006)**	0,221 (0,007)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,159 (0,013)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,034 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,093 (0,008)**
R ²	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
N	551151	550908	551151	551151	551151

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.26: Resultados dos cinco modelos para São Paulo

São Paulo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,121 (0,000)**		-0,126 (0,000)**	-0,123 (0,000)**	-0,127 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,052 (0,001)**	-0,023 (0,001)**			
Export.	0,202 (0,001)**	0,191 (0,001)**	0,188 (0,000)**	0,196 (0,001)**	0,186 (0,000)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,103 (0,002)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,039 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,02 (0,001)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	21534055	21533958	21534055	21534055	21534055

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.27: Resultados dos cinco modelos para o Tocantins

Tocantins 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,093 (0,002)**		-0,087 (0,002)**	-0,093 (0,002)**	-0,092 (0,002)**
Mulher * Export.	0,111 (0,006)**	0,082 (0,008)**			
Export.	-0,008 -0,006	0,011 -0,007	0,061 (0,005)**	-0,008 -0,006	-0,020 (0,006)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,631 (0,071)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,112 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,141 (0,007)**
R ²	0,710	0,710	0,710	0,710	0,710
N	381320	381128	381320	381320	381320

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

DISTÂNCIA À INSTITUIÇÃO DE ENSINO E DEMANDA POR EDUCAÇÃO SUPERIOR

BRUNA LETÍCIA RIBEIRO DE ARAÚJO *
LEONARDO CHAVES BORGES CARDOSO †

Resumo

A inexistência e falta de proximidade com as instituições de ensino em algumas regiões pode ser vista como fator limitante ao acesso à educação. Este estudo busca analisar o efeito da distância à instituição de ensino na probabilidade de ingresso no ensino superior. As evidências apontam para uma relação negativa entre as variáveis. Adicionalmente, explorando o efeito da criação de instituições de ensino público na demanda por educação, verificou-se que a presença de uma nova instituição tende a aumentar a probabilidade de ingresso na rede pública em 7,7 p.p., enquanto as chances de frequentar o setor privado se reduzem.

Palavras-chave: distância à instituição de ensino, demanda por ensino superior, instituições públicas.

Códigos JEL: I23, I24, I28.

Abstract

The inexistence and lack of proximity to educational institutions in many places constrain access to education. This study aims to analyze the effect of distance to the educational institution on the likelihood to attend a post-secondary education. The evidence points to a negative relationship between the variables. In addition, by exploring the effect of the creation of public educational institutions as a source of exogenous variation for distance, we could identify that the presence of a new public institution increases in the likelihood of individuals to attend a public higher education in 7,7 p.p., while the probability to attend a private institution decreases.

Keywords: distance to school, demand for higher education, public institutions.

JEL codes: I23, I24, I28.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea167107>

* Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV), e-mail: b1araujo853@gmail.com

† Professor no Programa de Pós-graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV), e-mail: leonardocardoso@ufv.br

1 Introdução

É comum na literatura o reconhecimento do importante papel que a educação tem no crescimento e desenvolvimento econômico dos países (Acemoglu & Pischke 2001, Becker 1962, Hanushek 2013, Schultz 1961, Todaro & Smith 2003). Diante desses efeitos positivos, os estudos que discutem a estratégia educacional dos indivíduos destacam o papel dos retornos privados e dos custos diretos, indiretos ou de oportunidade envolvidos na demanda por escolaridade.

Em relação à demanda por ensino superior, seus principais determinantes seriam a expectativa de ganhos futuros (Flannery & O'Donoghe 2013, Lauer 2002, Wilson et al. 2005) e o background familiar (Acemoglu & Pischke 2001, Albert 2000, Coelli 2011). Outros trabalhos apontam os custos diretos, sendo o preço das mensalidades uma barreira financeira (Heller 1996, Hemelt & Marcotte 2008, 2011) e os subsídios, na forma de crédito escolar, uma forma de promover o acesso (Damon & Glewwe 2011, Neill 2009).

Outro fator que afeta a demanda por educação é a localização da instituição de ensino. A inexistência e falta de proximidade com as instituições em algumas regiões pode ser vista como fator limitante do acesso à educação. A distância tende a reduzir a probabilidade de o estudante frequentar o ensino superior, uma vez que a necessidade de deslocamento aumenta os custos incorridos no processo de qualificação educacional (Abel & Deitz 2012, Alm & Winters 2009). Além dos custos financeiros, a distância aumenta a assimetria de informação em relação à qualidade da instituição e os custos emocionais envolvidos no processo de mudança (Leppel 1993).

Nesse processo de escolha entre se, e onde, frequentar a educação universitária, dois principais determinantes são a renda familiar e a distância à instituição de ensino. A distância mantém uma correlação negativa com a probabilidade de ingresso no ensino superior, mesmo após controlar os efeitos da renda nas estimativas (Desjardins et al. 1999, Frenette 2002, Gibbons & Vignoles 2012, Turley 2009).

Ao analisar a distância às instituições públicas, Jones & Kauffman (1994) observam que o aumento de 1% na distância reduz em 3,7 p.p. a matrícula no ensino universitário no Texas. Jepsen & Montgomery (2009), ao analisar o ingresso de pessoas entre 25 a 49 anos em instituições universitárias comunitárias, apontam que o aumento de 1 desvio-padrão na distância entre instituição e residência reduz a probabilidade de matrícula em aproximadamente 15%. Spiess & Wrohlich (2010) também encontram um diferencial na participação dos estudantes alemães, onde os residentes a mais de 12,5 km de distância são 7 p.p. menos propensos a entrarem no ensino superior que os residentes até 6,5 km.

Por seu turno, cidades que desfrutam de instituições universitárias, além de aumentar a possibilidade de participação dos estudantes locais, podem provocar o “efeito vizinhança” ou “efeito spillover” na demanda por educação dos potenciais estudantes limítrofes. Considerando que os residentes de municípios vizinhos se locomovem para as cidades com instituição de ensino com propósito de estudar, tal situação pode ser vista como uma externalidade positiva entre as localidades próximas (Do 2004, Spiess & Wrohlich 2010).

Ao levar em conta o local onde os indivíduos vivem, em geral, a literatura concentra-se em analisar as diferenças de acesso entre residentes de áreas rurais e urbanas (Provasnik et al. 2007, Roscigno et al. 2006). Os dados do Censo

Demográfico 2010 mostram que, após controlado por diversos fatores associados à demanda por educação, estudantes residentes em áreas rurais têm 28,8 p.p. menos chances de frequentar o ensino superior.

Ao distinguir a localização entre ambiente rural e urbano, assume-se que os estudantes de áreas urbanas sejam mais propensos a se matricularem no ensino superior por estarem mais próximo às instituições de ensino. No entanto, alguns campi universitários podem estar localizados perto de residentes em áreas rurais, fazendo com que essa medida dicotômica não capture o real efeito da acessibilidade às instituições sobre a participação no ensino superior (Frenette 2002).

No Brasil, as discussões sobre a relação distância e acesso ao ensino superior ainda são incipientes. O trabalho de Santos (2015) não trata diretamente o efeito da distância, mas analisa o acesso à educação e a localização de sede/campi de instituições universitárias privadas presenciais no estado de Sergipe. Utilizando a quantidade de estudantes contemplados pelas bolsas do Prouni e Fies, o autor aponta que a maioria das matrículas e a oferta de vagas encontram-se na capital do estado, Aracaju. Ademais, destaca o caráter heterogêneo da oferta de educação ao observar que além da existência de apenas três campi distante da capital, somente 19 dos 118 cursos ofertados na rede privada estavam localizados no interior do estado.

Segundo dados do Instituto Nacional de Estudos e Pesquisa Educacionais Anísio Teixeira (INEP), em 2010, apenas 21% dos municípios brasileiros possuía pelos menos uma instituição de ensino sede ou campus ofertando vagas em cursos de graduação presencial.

Apesar do baixo percentual de cidades com oferta educacional, o ensino superior no país tem experimentado crescimento motivado por políticas públicas. Diretamente ao setor público, as políticas foram a de expansão da oferta via criação de novas universidades e novos campi universitários a partir de 2003. E, posteriormente, a criação do Programa de Reestruturação e Expansão das Instituições Federais de Ensino Superior (Reuni) buscando ampliar as vagas nas universidades federais e diminuir a taxa de evasão no ensino superior (Secretaria de Educação Superior - SESU 2014).

Estando a oferta de educação concentrada em grandes centros urbanos, principalmente no eixo Sul-Sudeste, a política de distribuição de instituições públicas foi importante para alcançar os municípios no interior do país. Nas Regiões Norte e Nordeste, uma maior oferta foi uma oportunidade de promover a educação de indivíduos sem condições de se deslocar para locais com oferta de ensino superior devido à menor cobertura educacional nessas regiões (Secretaria de Educação Superior - SESU 2014).

A relevância do estudo do efeito da distância advém da possibilidade de segregação espacial, o que pode contribuir para a propagação das desigualdades educacionais. Nesse sentido, busca-se fornecer uma análise da relação entre proximidade com as instituições de ensino e demanda por educação, uma vez que o município de residência do aluno pode ser visto como elemento relevante na função de produção educacional.

Portanto, o objetivo geral do presente estudo é analisar o efeito da distância entre o município de residência e a instituição de ensino universitária na probabilidade de ingresso no ensino superior. Especificamente, investiga-se o efeito da distância na probabilidade de ingresso no ensino superior na rede pública e privada, e se o município que possui instituição de ensino superior

(IES) exerce “efeito vizinhança” na probabilidade de ingresso dos indivíduos residentes nas cidades próximas sem oferta educacional.

Diante da barreira imposta pela distância ao acesso à educação, este trabalho também se propõe a investigar o efeito da criação de novas instituições de ensino superior na demanda por educação. Uma vez que a disponibilidade de infraestrutura educacional é positivamente correlacionada com participação escolar, analisa-se como a probabilidade de ingresso varia entre o ensino público e privado ante a abertura de IES públicas em cidades que antes não ofertavam educação universitária.

Para isso utiliza-se a oferta de novas vagas em instituições existentes e a oferta de novas vagas em instituições novas em um determinado intervalo de tempo. A oferta de novas vagas é considerada com um lag temporal de 5 anos, tal critério é importante para reduzir o viés de omissão decorrente de características não observáveis. Por exemplo, a localização das famílias pode estar correlacionada com o valor que estas dão à educação. Famílias residentes próximo às instituições de ensino podem ter características diferentes das que moram mais distante. Ou seja, pode ser que pais mais escolarizados e com maior renda, que dão alto valor à educação, escolham morar mais próximo de instituições universitárias (Barufi 2012, Baryla & Dotterweich 2001, Turley 2009). Assim, o background familiar pode explicar porque as famílias moram próximo a estabelecimentos universitários e a maior propensão de o indivíduo frequentar o ensino superior. Considerando as novas vagas, assume-se que as famílias já estão instaladas no município e será possível captar como o diferencial de oferta impacta na probabilidade de cursar o ensino superior.

Cabe destacar que a escolha das instituições públicas para as análises tem como referência o Plano Nacional de Educação (PNE), que desde 2000 busca promover a expansão e financiamento do ensino superior, com foco no acesso à educação pública. Apesar de ser minoria no sistema universitário, o alcance da rede pública em diversos municípios brasileiros que antes não tinham oferta de educação é uma das importantes ações do governo a fim de promover o acesso ao ensino universitário. As respostas aqui encontradas servirão de subsídio a políticas públicas com a finalidade de diminuir desigualdades de oportunidades entre os indivíduos, melhorando, principalmente, o foco de políticas que visam aumentar a oferta de educação.

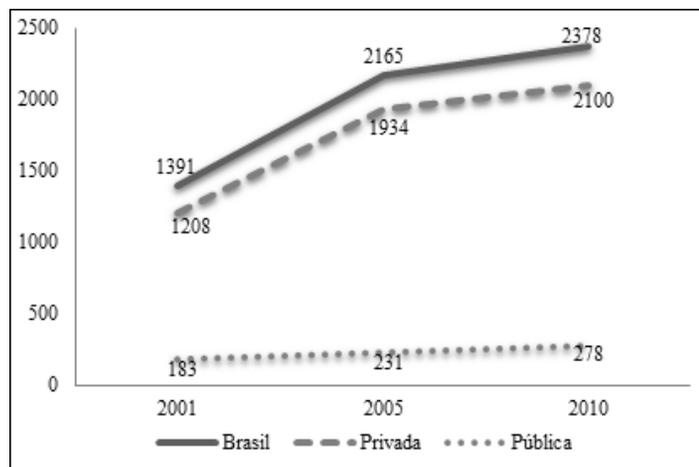
Este artigo está organizado em mais quatro seções além desta introdução. Na seção 2, é apresentado o panorama da distribuição das instituições de ensino superior no Brasil. Na seção 3, são apresentados os dados e o método de análise e na 4 são descritos os resultados. Por último, são feitas as considerações finais.

2 A distribuição de instituições de ensino superior no Brasil

Nas últimas décadas, o ensino superior brasileiro tem experimentado crescimento no número de cursos e vagas ofertadas, matrículas e instituições. Sobre este último, com base nos dados do Censo do Ensino Superior, houve crescimento de 71% no número de instituições entre 2001 e 2010, com destaque para a rede privada, conforme mostra a Figura 1.

Do ponto de vista espacial, esse crescimento promoveu a dispersão das instituições pelos municípios por meio do processo de interiorização, sendo um fator importante para promover a educação da população residente em

Figura 1: Evolução do número de instituições de ensino superior por categoria administrativa, Brasil, 2001 a 2010



Fonte: INEP.

áreas de pouca ou nenhuma oferta. Isto é, além de promover o acesso dos residentes locais, estimulou o acesso da população de municípios vizinhos, aos quais a opção seria buscar instrução na capital ou região metropolitana do estado em que residia (Fusco & Ojima 2016). Rocha et al. (2017) atribuem a interiorização das IES tanto em função da política de expansão do governo na rede pública, quanto por parte do setor privado.

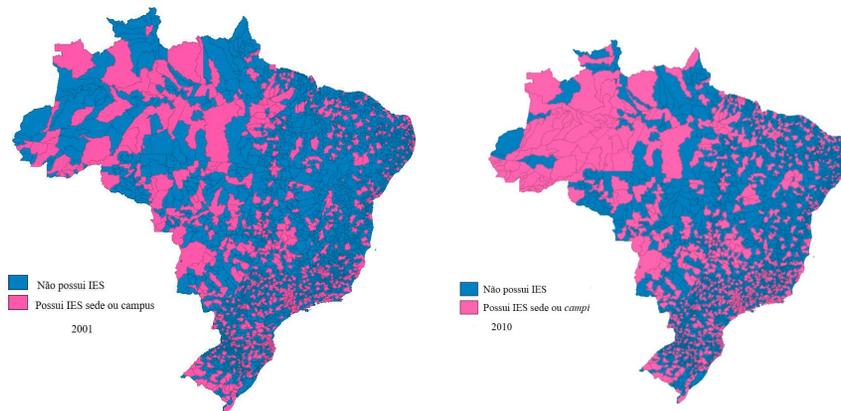
Os mapas da Figura 2 comparam os municípios com oferta de cursos superiores presenciais através da sede ou campus na última década. Observa-se que o aumento na quantidade de instituições nos últimos anos beneficiou o Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Quanto ao Sudeste, a região concentra a maior parte das instituições universitárias e conseqüentemente, o maior número de matrículas.

A Região Norte do país apresenta um salto no número de municípios com oferta universitária, em que, conforme os dados, essa expansão é fruto da criação de novas instituições e, principalmente, a extensão de campi fora da sede. Segundo Corbucci (2014), quando comparada às demais regiões devido à baixa quantidade de cursos e vagas ofertadas, a região Norte apresenta menor taxa de frequência no ensino superior. O autor também destaca que o efeito da distância e a precariedade dos meios de transporte podem influenciar o indicador de frequência.

A Tabela 1 mostra as diferenças regionais quanto ao número de cursos ofertados na última década, por tipo de instituição. Enquanto o Sudeste, Sul e Centro-Oeste oferecem mais cursos na rede privada, no Norte e Nordeste predominam cursos ofertados no setor público. É notória a assimetria nas regiões Norte e Nordeste, o que pode explicar a maior oferta de cursos superiores no setor público nessas localidades.

Na Figura 3, é possível observar a distribuição regional dos tipos de instituições. Cabe enfatizar que existem muitos estabelecimentos não sediados no respectivo estado, mas que possibilitam o acesso aos cursos de graduação por meio de seus polos de ensino. Neste caso, muitas vezes a oferta concentra-se em poucos cursos, contudo, distribuídos em vários municípios. Soma-se a

Figura 2: Mapas dos municípios que tinham uma instituição ou mais ofertando cursos superiores por meio da sede ou campus, Brasil, 2001 e 2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP.

Tabela 1: Oferta de cursos de graduação presenciais, por região geográfica, 2001 e 2010

Região Geográfica	2001			2010		
	Total	Pública	Privada	Total	Pública	Privada
Brasil	12.155	4.401	7.754	28.577	8.821	19.756
Norte	843	602	241	2.066	1.148	918
Nordeste	1.978	1.357	621	4.894	2.496	2.398
Sudeste	5.489	1.173	4.316	13.481	2.587	10.894
Sul	2.682	731	1.951	5.606	1.642	3.964
Centro-Oeste	1.163	538	625	2.530	948	1.582

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do INEP.

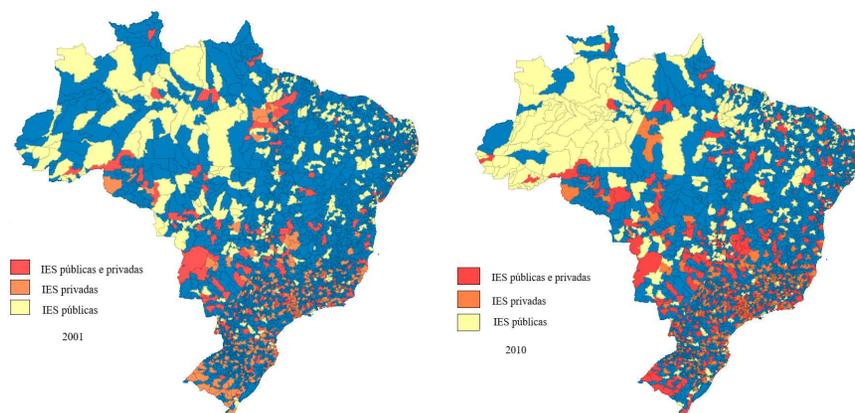
isso o fato de existir IES polarizadas em torno de um curso ou área de conhecimento. Em vista disso, a oferta de cursos em todo o território nacional não ocorre em todas as áreas de conhecimento (Araújo 2015, Marques & Cepêda 2012).

3 Fonte de dados e método de análise

As bases de dados utilizadas são o Censo Demográfico, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e o Censo do Ensino Superior, disponibilizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP), ambos de 2010. Enquanto a primeira base oferece informações das características dos indivíduos, a segunda fornece o município de localização da oferta de cursos de graduação presencial das instituições de ensino superior¹. As bases foram compiladas por meio do código dos municípios. A amostra consiste em indivíduos entre 17 a 29 anos, abrangendo aqueles que incorrem em distorção idade-série e incluindo a idade mé-

¹Foram consideradas instituições públicas (federais, estaduais e municipais) e privadas (com e sem fins lucrativos), e todos os tipos de organizações acadêmicas (Universidades, Faculdades, Centros Universitários, Ifet e Cefet).

Figura 3: Mapas dos municípios que ofertam cursos de graduação presenciais apenas em instituições públicas, privadas e em ambas as instituições, Brasil, 2001-2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do INEP.

dia dos estudantes do ensino superior (26,3 anos em 2010). Além disso, para obter informações do nível de escolaridade dos pais, os dados limitam-se aos jovens que possuem papel de filhos ou netos no domicílio.

A variável dependente é construída considerando os indivíduos que ingressaram e continuavam cursando o ensino superior e aqueles que possuem o ensino médio completo como nível de instrução mais alto alcançado. As variáveis explicativas utilizadas nas estimações são: sexo, raça/cor, *dummy* indicando se o indivíduo trabalha, *dummies* dos quintos de renda familiar per capita, *dummies* do nível de escolaridade de pelo menos um dos pais, *dummy* indicando se a família possui outra fonte de renda (*proxy* para poupança)², número de irmãos, posse de carro ou moto, presença de mãe no domicílio, *dummies* de distância, densidade da população estudantil de municípios universitários e presença de nova instituição pública.

Em relação à variável de distância, esta é calculada a partir da distância em quilômetros entre os centroides do município onde o estudante vive e do município da instituição de ensino superior mais próxima³. Em seguida, são construídas as *dummies* para dividir a distância em quartis. A variável de densidade estudantil, *proxy* para captar a existência do “efeito vizinhança”, foi construída utilizando a quantidade de alunos matriculados no ensino superior para cada 1.000 habitantes do município que possui IES, baseado em Spiess & Wrohlich (2010). Já a variável *dummy* que indica a presença de nova instituição de ensino pública no município foi construída a partir do Censo do Ensino Superior, por meio da análise da diferença da oferta de IES no ano de 2005 e 2010. Ademais, foram adicionadas nas análises *dummies* para localização rural e de região. As variáveis utilizadas nas estimações são apresentadas

²Variável referente a posse de rendimento mensal habitual de outras fontes tais como juros de poupança, aplicações financeiras, aluguel, pensão ou aposentadoria de previdência privada.

³Excluímos da amostra os municípios com alta concentração populacional, limitando a locais com até 500 mil habitantes, devido ao efeito da distância e mobilidade ser interno ao município. Vale ressaltar que o trabalho limita-se a calcular a distância utilizando os centroides dos municípios devido a indisponibilidade de dados. O ideal seria calcular a distância entre o CEP da residência do indivíduo e da instituição.

na Tabela 2.

Para a análise dos fatores relacionados com a decisão de ingresso no ensino superior, foram utilizados dois modelos de regressão *logit*. Primeiramente, utilizou-se o modelo *logit* binário, em que a variável dependente corresponde ao fato de o indivíduo estar ingressado (ou não) na educação universitária. Além de decidir frequentar esse nível de ensino, o estudante deve escolher em que tipo de instituição estudará, pública ou privada. Dessa forma, utilizou-se o *logit* multinomial, em que a variável dependente inclui o tipo de instituição que o indivíduo ingressa, ou seja, nos permite analisar a probabilidade de o indivíduo i escolher a instituição j . Neste estudo, vamos considerar que o indivíduo i que mora próximo à instituição j faz a escolha k (1= ingressar em IES pública, 2=ingressar em IES privada) em relação à opção 0, não ingressar no ensino superior (categoria de referência).

A equação estimada por meio do *logit* binomial para a análise da probabilidade de ingresso no ensino superior é especificada da seguinte forma:

$$P_i = [ES = 1] = \alpha + \beta_1\omega_j + \beta_2\gamma_j + \beta_3\theta_i + \beta_4\varphi_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

em que, P_i representa a probabilidade de ingresso no ensino superior. Esta é função de: ω_j que representa o conjunto de variáveis *dummies* referente à distância à instituição mais próxima, γ_j representa o “efeito vizinhança” captado pela densidade da população estudantil do município que possui IES, θ_i refere-se às características dos indivíduos e φ_i refere-se às características da família. Por sua vez, α é uma constante, β s são os parâmetros a serem estimados e ε corresponde ao erro aleatório.

Por sua vez, a especificação da equação estimada pela regressão multinomial para a análise da decisão de ingresso entre instituições é:

$$P_i = \ln\left(\frac{P_{ijk}}{P_{ij0}}\right) = \alpha_k + \beta_1\delta_j + \beta_2\gamma_j + \beta_3\theta_i + \beta_4\varphi_i + \varepsilon_{ijk} \quad (2)$$

A equação (2), além de nos permitir analisar quais das j categorias o jovem escolhe quando comparada à equação (1), capta a diferença no tipo de instituição próxima ao local onde o estudante vive. Logo, P_i representa as diferentes probabilidades de ingresso no ensino superior, segundo o tipo de instituição. Esta é função de: δ_j que, por meio de um conjunto de variáveis *dummies*, capta a distância que as instituições, pública e privada, estão do município onde o indivíduo vive.

Com o propósito de explorar o efeito da variação na oferta de instituições de ensino superior na decisão de ingresso do indivíduo, é estimada uma terceira regressão, representada pela equação (3). Para isso, criou-se uma variável *dummy* que indica a abertura de novas instituições públicas. Essa variável é construída a partir da comparação entre a oferta de vagas em instituições existentes e a oferta de novas vagas em instituições novas, em um intervalo de cinco anos, sendo representada por $IESlocal_{j, t-5}$.

Esse intervalo de tempo proposto para a comparação entre os municípios que adquiriram novas instituições deve-se ao aumento expressivo de estabelecimentos de ensino no período relativamente aos anos anteriores. Além disso, uma vez que a maioria das famílias moravam no município antes da criação

da IES, esse intervalo de tempo ajuda atenuar os possíveis vieses não observáveis correlacionados com o local de moradia e o background familiar tal como oferta escolar, infraestrutura e qualidade do ensino.

$$P_i = \ln\left(\frac{P_{ijk}}{P_{ij0}}\right) = \alpha_k + \beta_{1k}IESlocal_{(j,t-5)} + \beta_{2k}lnpopulao + \beta_{3k}\theta_i + \beta_{4k}\varphi_i + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

4 Resultados

Esta seção é dividida em duas subseções: a primeira apresenta as estatísticas descritivas, e a segunda apresenta os resultados da probabilidade de ingresso no ensino superior por meio das estimações do *logit* binomial e multinomial, respectivamente.

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas. Aproximadamente 31,5% de indivíduos da amostra estavam matriculados no ensino superior, sendo 21,5% na rede privada e 10% em instituição pública. Metade dos indivíduos são mulheres e a maioria das pessoas são jovens autodeclarados brancos (55%). Nota-se que em relação à raça/cor, a maioria dos indivíduos não brancos tende a frequentar instituições públicas relativamente às privadas.

Observa-se que 64% dos indivíduos trabalham. A proporção de estudantes trabalhadores na rede privada é maior que os matriculados em instituições públicas. Esse resultado pode ser devido ao fato de os estudantes da rede pública frequentarem cursos de tempo integral, reduzindo o tempo que alocam no mercado de trabalho. Já os estudantes da rede privada, em geral, frequentam cursos noturnos e trabalham mais horas para arcar com os custos das mensalidades do seu curso.

Com relação às características da família, cerca de 12% dos indivíduos possuem pelo menos um dos pais com ensino superior, e a média do número de irmãos é em torno de 1,3. A renda familiar per capita é, em média, R\$ 749,50 para toda a amostra. Nota-se, no entanto, que a distribuição de renda é bastante desigual entre as famílias, como pode ser observado pelo desvio-padrão. Além disso, a renda média familiar dos estudantes de instituições privadas é 29% maior que dos estudantes da rede pública.

No que diz respeito à distância, o município com instituição mais próximo fica, em média, a 15,4 km, enquanto a distância máxima é de 385,7 km. A maioria dos indivíduos está situada no primeiro quartil de distância (56%), estando os jovens que cursam o ensino superior cerca de 12 km de um município com instituição, enquanto aqueles que não estudam residem aproximadamente a 17 km da instituição mais próxima. A maioria dos indivíduos vive em áreas urbanas, estando a maior proporção de jovens situados nas regiões Sudeste e Nordeste.

Tabela 2: Variáveis a serem utilizadas nas estimações

Dimensão	Variáveis	Fonte de Dados
Variável Dependente	Y_i (modelo <i>logit</i>) 1 = se ingressa no ensino superior; 0 = caso contrário.	Censo Demográfico 2010
	Y_{ij} (modelo <i>logit</i> multinomial) 0 = não ingressa no ensino superior; 1 = ingressa em IES pública; 2 = ingressa em IES privada	
Características do indivíduo	<i>Dummy</i> de sexo (1 = feminino, 0 = caso contrário)	
	<i>Dummy</i> de raça/cor (1 = branco, 0 = caso contrário; 1 = negro e pardo, 0 = caso contrário; 1 = amarelo, 0 = caso contrário; 1 = indígena, 0 = caso contrário)	
	<i>Dummy</i> indicando se indivíduo trabalha (1 = trabalha, 0 = caso contrário)	
Característica da família	<i>Dummy</i> indicando a escolaridade de pelo menos um dos pais, considerando os níveis: sem instrução, ensino fundamental completo, ensino médio completo e ensino superior completo	
	<i>Dummy</i> de quinto de renda familiar <i>per capita</i>	
	<i>Dummy</i> indicando se possui outra fonte de renda (1 = possui outras rendas. 0 = caso contrário)	
	Número de irmãos	
	Mãe mora no domicílio (1 = sim; 0 = caso contrário)	
	Possui carro ou moto (1 = sim, 0 = caso contrário)	
Localização	<i>Dummy</i> de localização da moradia (1 = rural. 0 = caso contrário)	Malha Municipal Digital do Brasil 2007, Censo Demográfico 2010 e/ou Censo do Ensino Superior 2005 e 2010
	Distância em quilômetros entre o centro do município de residência do indivíduo e o centro do município mais próximo com IES (variável contínua e <i>dummies</i> de distância)	
	<i>Dummy</i> indicando tipo de IES próxima (1 = pública; 0 = caso contrário)	
	Densidade da população estudantil dos municípios que possuem IES	
	<i>Dummy</i> indicadora de presença de nova IES pública local (1 = possui nova IES pública; 0 = caso contrário)	

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3: Estatísticas descritivas da amostra

Variáveis	Amostra total	Não estuda	Privado	Público
	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)
Número de observações	656.814	449.749	141.376	65.689
Características dos indivíduos				
Sexo	0,47 (0,50)	0,43 (0,50)	0,56 (0,49)	0,54 (0,50)
Branco	0,55 (0,50)	0,49 (0,50)	0,71 (0,45)	0,62 (0,48)
Negro e Pardo	0,43 (0,49)	0,49 (0,50)	0,28 (0,45)	0,36 (0,48)
Amarelo	0,009 (0,09)	0,008 (0,09)	0,009 (0,10)	0,011 (0,11)
Indígena	0,001 (0,03)	0,001 (0,09)	0,001 (0,02)	0,001 (0,04)
Trabalha	0,64 (0,48)	0,67 (0,47)	0,63 (0,47)	0,43 (0,49)
Características da família				
Número de irmãos	1,3 (1,2)	1,4 (1,3)	1,0 (0,91)	1,2 (1,0)
Presença de mãe no domicílio	0,92 (0,26)	0,92 (0,27)	0,94 (0,24)	0,94 (0,24)
Possui carro ou moto	0,67 (0,47)	0,60 (0,49)	0,82 (0,38)	0,75 (0,43)
Possui outras fontes de renda	0,11 (0,42)	0,09 (0,40)	0,17 (0,47)	0,14 (0,46)
Renda familiar per capita	749,5 (1374,6)	564,9 (866,7)	1238,3 (2196,3)	960,9 (1604,7)
1º quintil de renda familiar per capita	0,20 (0,40)	0,26 (0,44)	0,07 (0,25)	0,16 (0,36)
2º quintil de renda familiar per capita	0,20 (0,40)	0,22 (0,41)	0,10 (0,30)	0,16 (0,36)
3º quintil de renda familiar per capita	0,20 (0,40)	0,21 (0,41)	0,16 (0,37)	0,18 (0,38)
4º quintil de renda familiar per capita	0,20 (0,40)	0,18 (0,39)	0,24 (0,43)	0,20 (0,40)
5º quintil de renda familiar per capita	0,20 (0,40)	0,11 (0,32)	0,41 (0,50)	0,30 (0,46)
Escolaridade de pelos menos um dos pais				
Sem instrução	0,63 (0,48)	0,72 (0,44)	0,41 (0,49)	0,45 (0,50)
Ensino fundamental completo	0,21 (0,41)	0,20 (0,40)	0,24 (0,43)	0,21 (0,41)
Ensino médio completo	0,31 (0,46)	0,26 (0,44)	0,44 (0,50)	0,40 (0,49)
Ensino superior completo	0,12 (0,33)	0,05 (0,22)	0,24 (0,45)	0,27 (0,45)

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3: Estatísticas descritivas da amostra (continuação)

Variáveis	Amostra total	Não estuda	Privado	Público
	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)
Número de observações	656.814	449.749	141.376	65.689
Localização				
Distância contínua (km)	15,4 (21,8)	16,9 (22,6)	11,8 (19,1)	12,9 (20,1)
1º quartil (< 12,5 km)	0,56 (0,49)	0,52 (0,50)	0,63 (0,48)	0,62 (0,48)
2º quartil (≥ 12,5 km e < 23,5 km)	0,16 (0,36)	0,16 (0,37)	0,15 (0,36)	0,13 (0,34)
3º quartil (≥ 23,5 km e < 38,5 km)	0,15 (0,35)	0,15 (0,36)	0,12 (0,33)	0,13 (0,34)
4º quartil (≥ 38,5 km)	0,13 (0,34)	0,14 (0,35)	0,08 (0,28)	0,10 (0,30)
Rural	0,17 (0,38)	0,20 (0,40)	0,09 (0,29)	0,13 (0,33)
Norte	0,05 (0,23)	0,06 (0,24)	0,04 (0,20)	0,06 (0,24)
Nordeste	0,27 (0,44)	0,30 (0,46)	0,15 (0,36)	0,30 (0,46)
Sudeste	0,41 (0,049)	0,41 (0,49)	0,49 (0,50)	0,34 (0,47)
Sul	0,19 (0,39)	0,16 (0,37)	0,24 (0,43)	0,21 (0,41)
Centro-Oeste	0,05 (0,23)	0,05 (0,22)	0,08 (0,27)	0,08 (0,27)
Densidade da pop, estudantil dos municípios que possui IES	33,1 (28,4)	29,8 (26,9)	38,7 (29,5)	39,5 (30,7)

Fonte: Elaboração própria.

4.2 Fatores de influência na probabilidade de ingresso no ensino superior

Nesta seção, os resultados são apresentados apenas por meio da razão de chances. Os apêndices reportam os coeficientes de todas as estimativas. O *logit* binomial foi estimado por três diferentes especificações de localização: rural, distância contínua (km) e *dummies* de distância. É possível observar que em todas as especificações as variáveis de localização possuem efeito negativo na decisão de ingresso (ver Tabela 4). No que se refere às estimativas de distância, as colunas 2 e 3 da Tabela 4 reportam os resultados considerando efeitos fixos de estado, a fim de controlar os efeitos das diferenças de infraestrutura das cidades. Já as colunas 4 e 5 reportam as estimações em nível agregado de região. As análises a seguir consideram os resultados das estimações incluindo efeitos fixos.

Verifica-se que estudantes situados em áreas rurais, coluna 1, possuem menor probabilidade de ingressarem no ensino superior (-28,2 p.p.), como já apontado por Byun et al. (2012). Na coluna 2, foi incluída a distância na

forma contínua em que se observa o efeito negativo e significativo desta na decisão de ingresso no ensino superior, -0,37 p.p. a cada quilômetro a mais de distância. Esse resultado é semelhante ao de Gibbons & Vignoles (2012), que encontram probabilidade de participação no ensino superior inglês de -0,7 p.p.⁴

Especificando a distância em intervalos (coluna 3), por meio da divisão em quartis, os resultados apontam que a probabilidade de ingressar no ensino superior se reduz, de maneira não linear, conforme aumenta a distância à instituição. Indivíduos que vivem no último quartil de distância ($\geq 38,5$ km) possuem 18,8 p.p. menos chances de entrarem no ensino superior quando comparados aos residentes no primeiro quartil ($< 12,5$ km). Enquanto isso, os estudantes que moram no segundo e terceiro quartis de distância apresentam 11,8 p.p. e 10,1 p.p. menos chances de ingresso. Esse resultado é semelhante aos trabalhos de Desjardins et al. (1999), Frenette (2002) e Spiess & Wrohlich (2010) ao apontar uma relação inversa entre a distância e demanda por educação.

Na coluna 6, foram incluídos termos interativos de regiões e distância, a fim de analisar se existe um diferencial de resposta entre as regiões brasileiras. Por ser o intervalo de distância com maior efeito negativo na probabilidade de ingresso, a *dummy* referente ao quarto quartil foi interagida com as *dummies* de região. As estimativas indicam que no Norte e Centro-Oeste as chances de ingresso são 31,8 p.p. e 26,3 p.p. menores, respectivamente, quando comparados ao Sudeste. Os resultados são estatisticamente significativos e esperados, devido à menor oferta educacional nessas regiões, resultando em menos oportunidades de acesso à educação aos seus residentes.

Apesar de não fazer inferência direta na distância per se, nota-se que a especificação referente à localização rural apresenta maior efeito negativo na probabilidade de ingresso quando comparado aos resultados obtidos na especificação dos intervalos de distância. Provavelmente esse resultado pode ser devido à limitação do cálculo da distância a partir dos centroides dos municípios. Além do mais, visto que residentes rurais possuem menor disponibilidade de recursos em seu entorno como escassez de instituições de ensino, baixa qualidade da infraestrutura escolar e falta de transporte (Barros et al. 2001, Bof 2006, Ney et al. 2008), tais especificidades podem ser refletidas com maior impacto pela variável categórica rural.

Já a variável densidade da população estudantil, que busca capturar a existência do “efeito vizinhança” das cidade com IES na probabilidade de ingresso dos indivíduos residentes nas cidades sem oferta educacional, apresenta resultado positivo, aumentando as chances de ingresso em 0,23 p.p.. Isso indica que cidades universitárias geram externalidades positivas sobre os seus municípios vizinhos, podendo esse efeito ser decorrente do fluxo de informações propagado pelo corpo estudantil e outros recursos acadêmicos.

No que se refere aos demais controles, os resultados obtidos mostram que a probabilidade de ingressar no ensino superior é maior para estudantes das camadas de renda alta e média, que possuem pais com alto nível de escolaridade e indivíduos autodeclarados brancos. Características como trabalhar e

⁴Cabe destacar que os autores só encontram esse resultado a partir da terceira instituição mais próxima do local de residência dos indivíduos, devido à pequena extensão territorial da Inglaterra.

Tabela 4: Razão de chances da aplicação do logit binomial para ingresso no ensino superior

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variáveis de interesse						
Rural	0,7179*** (0,0101)	0,7297*** (0,0098)	0,7326*** (0,0097)	0,7386*** (0,0100)	0,7397*** (0,0100)	0,7389*** (0,0099)
Distância contínua (km)		0,9963*** (0,0004)		0,9965*** (0,0004)		
2º quartil (≥ 12,5 km e < 23,5 km)			0,8820*** (0,0179)		0,8935*** (0,0192)	0,8944*** (0,0193)
3º quartil (≥ 23,5 km e < 38,5 km)			0,8992*** (0,0181)		0,9240*** (0,0195)	0,9228*** (0,0195)
4º quartil (≥ 38,5 km)			0,8122*** (0,0191)		0,8214*** (0,0198)	0,9923 (0,0429)
IES pública		1,0914*** (0,0205)	1,0878*** (0,0206)	1,0782*** (0,0216)	1,0763*** (0,0216)	1,0763*** (0,0216)
Densidade estudantil	1,0012*** (0,0003)	1,0021*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0024*** (0,0003)
Nº 4º quartil						0,6821*** (0,0576)
NEº 4º quartil						0,8054*** (0,0432)
Sº 4º quartil						0,8197*** (0,0537)
COº 4º quartil						0,7372*** (0,0503)
Características individuais e familiares						
Sexo	2,0214*** (0,0159)	2,0194*** (0,0159)	2,0198*** (0,0159)	2,0200*** (0,0159)	2,0206*** (0,0159)	2,0204*** (0,0159)
Negro ou Pardo	0,6819*** (0,0064)	0,6729*** (0,0060)	0,6722*** (0,0060)	0,6836*** (0,0063)	0,6829*** (0,0063)	0,6812*** (0,0063)
Amarelo	0,9295* (0,0351)	0,9201** (0,0354)	0,9190** (0,0353)	0,9268** (0,0349)	0,9263** (0,0348)	0,9239** (0,0348)
Indígena	0,7368*** (0,0859)	0,7442** (0,0867)	0,7364*** (0,0866)	0,7448** (0,0860)	0,7369*** (0,0863)	0,7382*** (0,0863)
Trabalha	0,5493*** (0,0062)	0,5538*** (0,0061)	0,5540*** (0,0061)	0,5506*** (0,0062)	0,5507*** (0,0062)	0,5510*** (0,0062)
2º rfpc	1,4663*** (0,0199)	1,4542*** (0,0193)	1,4553*** (0,0193)	1,4572*** (0,0195)	1,4586*** (0,0195)	1,4578*** (0,0194)
3º rfpc	1,9844*** (0,0291)	1,9770*** (0,0281)	1,9786*** (0,0281)	1,9625*** (0,0282)	1,9651*** (0,0282)	1,9663*** (0,0282)
4º rfpc	2,7084*** (0,0401)	2,7157*** (0,0394)	2,7164*** (0,0393)	2,6679*** (0,0388)	2,6704*** (0,0388)	2,6746*** (0,0388)
5º rfpc	4,8740*** (0,0822)	4,8786*** (0,0786)	4,8777*** (0,0783)	4,7728*** (0,0785)	4,7766*** (0,0782)	4,7845*** (0,0782)
Outra fonte de renda	1,1075*** (0,0087)	1,1063*** (0,0086)	1,1063*** (0,0086)	1,1082*** (0,0087)	1,1082*** (0,0087)	1,1081*** (0,0087)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros-padrão clusterizados para municípios em parênteses. * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,001.

Tabela 4: Razão de chances da aplicação do logit binomial para ingresso no ensino superior (continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	1,3235*** (0,0114)	1,3255*** (0,0115)	1,3244*** (0,0115)	1,3192*** (0,0114)	1,3183*** (0,0114)	1,3191*** (0,0114)
Ensino médio	1,6594*** (0,0151)	1,6676*** (0,0154)	1,6659*** (0,0154)	1,6516*** (0,0150)	1,6505*** (0,0149)	1,6506*** (0,0149)
Ensino superior	3,7203*** (0,0503)	3,6699*** (0,0479)	3,6675*** (0,0479)	3,7236*** (0,0496)	3,7208*** (0,0496)	3,7199*** (0,0497)
Presença de mãe no domicílio	1,1356*** (0,0143)	1,1375*** (0,0144)	1,1382*** (0,0144)	1,1366*** (0,0143)	1,1372*** (0,0143)	1,1376*** (0,0143)
Número de irmãos	0,9261*** (0,0033)	0,9268*** (0,0033)	0,9264*** (0,0033)	0,9266*** (0,0033)	0,9263*** (0,0033)	0,9259*** (0,0033)
Possui carro ou moto	1,5451*** (0,0142)	1,5347*** (0,0134)	1,5357*** (0,0134)	1,5440*** (0,0141)	1,5447*** (0,0141)	1,5462*** (0,0141)
Constante	0,1074*** (0,0029)	0,0936*** (0,0028)	0,0942*** (0,0028)	0,1064*** (0,0029)	0,1068*** (0,0030)	0,1055*** (0,0030)
Controles						
<i>Dummies</i> de estado (efeito fixo)	Não	Sim	Sim	Não	Não	Não
<i>Dummies</i> de região	Sim	Não	Não	Sim	Sim	Sim
Pseudo R ²	0,185	0,188	0,188	0,185	0,185	0,185
Log lik	-333747,2	-332322,8	-332349,5	-333467,5	-333497,2	-333424,1
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros-padrão clusterizados para municípios em parênteses. * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,001.

possuir irmãos mais novos, diminuem a probabilidade de entrada na educação universitária.

Ao utilizar o *logit* multinomial foi possível examinar como as probabilidades de ingresso variam por tipo de instituição, diferenciando o estabelecimento de ensino próximo à residência do indivíduo, que é a característica determinante na escolha entre as alternativas. A Tabela 5 mostra como as variáveis de distância geográfica determinam a escolha dos indivíduos na transição para o ensino superior entre instituições públicas e privadas, comparado a opção de não cursar esse nível de ensino. Neste exercício, considerou-se como “próxima” a instituição localizada abaixo do raio de 38,5 km do município de residência do indivíduo.

Quando comparados a residentes próximos de ambas IES, pública e privada, verifica-se (coluna 1) que os indivíduos residentes em regiões sem instituição por perto (IES longe) possuem 11,26 p.p. menos chances de ingressarem em instituição privada. Já as chances de ingressar em IES pública é de 11,23 p.p.. Por ser turno, a acessibilidade às instituições públicas aumenta a probabilidade de frequentar a educação pública em 0,65 p.p. (não significativo), diminuindo ao mesmo tempo a probabilidade de ingresso na rede privada em 6,8 p.p. (significativo ao nível de 1%).

As diferenças regionais captadas pelos termos interativos de região e distância, coluna 3 da Tabela 5, mostram que a distância é estatisticamente significativa para explicar a menor probabilidade de ingresso no Norte e Centro-Oeste, especialmente em instituições públicas. Os residentes dessas regiões são 24,7 p.p. e 21,1 p.p. menos propensos a ingressarem no ensino superior se a instituição de ensino estiver longe de seu município de residência. Já para o Sul e Centro-Oeste, essa relação não apresenta significância estatística. No que se refere ao ingresso na rede privada, a distância tem efeito negativo e

estatisticamente significativo para todas as regiões.

Com relação às demais variáveis do modelo, estas mantêm os sinais esperados. No tocante ao nível de renda, estudantes provenientes de famílias de alta renda são mais propensos a ingressarem nos dois tipos de instituições quando comparados aos estudantes pobres. Assim como Mont'Alvão (2011), verifica-se que o efeito da renda familiar é maior na rede privada, destacando o seu importante papel no acesso à educação paga, comparativamente ao ensino público.

Em geral, indivíduos situados nas faixas de renda mais baixa têm menor acesso à educação superior e, na maioria das vezes, o acesso ocorre com maior frequência no setor público devido à gratuidade da mensalidade (Andrade & Dachs 2007, Vonbun & Mendonça 2012). Devido ao caráter gratuito dos estabelecimentos de ensino público, esperava-se que os estudantes do quinto de renda mais pobre tivessem mais chances de ingresso nessas instituições, contudo, os resultados mostram que a probabilidade é maior para os quintos superiores de renda.

Ademais, observa-se que não há diferenças significativas na probabilidade de ingresso entre instituições públicas e privadas, conforme os níveis de renda aumentam. Barreyro (2008), ao caracterizar o perfil dos estudantes do ensino superior, aponta para a maior proporção de estudantes provenientes de famílias com maior renda em ambas as instituições, o que pode dar suporte para os resultados aqui encontrados.

A Tabela 6 apresenta os resultados da influência da criação de instituição superior, em municípios sem oferta educacional, na probabilidade de ingresso dos estudantes locais, como variação exógena para captar o efeito da distância.

Mantendo os demais controles, a presença de nova instituição pública aumenta em 7,7 p.p. as chances de o indivíduo cursar o ensino superior nesse tipo de estabelecimento. Por outro lado, a probabilidade de o estudante frequentar o ensino superior privado quando a sua cidade tem uma nova instituição pública se reduz 18,6 p.p., indicando um crowding out entre o investimento público e o privado na educação. Esse efeito de alternância entre instituições é semelhante ao encontrado por Frenette (2009), que observa o aumento na taxa de participação em estabelecimentos com cursos de quatro anos em comparação aos de dois anos, dada a presença de novas instituições de quatro anos.

O caso canadense, estudado por Frenette (2009), mostra como os estudantes escolhem entre instituições onde estas diferem no tipo de diploma oferecido aos alunos. No caso brasileiro, a alternância entre instituições, públicas e privadas, é analisada em um estudo sob a ótica do financiamento. A maior propensão de os estudantes ingressarem no setor público dado o aumento da oferta deste pode ser referente ao seu caráter gratuito ou à percepção de maior qualidade que esse sistema de ensino oferece. Já o difícil acesso à educação universitária tanto em termos de distância quanto da falta de recursos financeiros para arcar com os custos do ensino privado pode ser um empecilho para a continuidade dos estudos entre os jovens.

Como pode ser visto nos resultados, novas instituições universitárias aumentam as oportunidades de acesso à educação antes escassas nos municípios. No presente estudo, presume-se que os residentes em cidades que não tinham instituições são mais sensíveis à decisão de cursar o ensino superior, uma vez que seu efeito marginal pode ser maior comparativamente às cidades com muita oferta educacional. Por exemplo, abrir uma nova instituição

Tabela 5: Taxas de risco relativas da aplicação do logit multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior)

	(1)		(2)		(3)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Variáveis de interesse						
Rural	0,7854*** (0,0165)	0,6713*** (0,0111)	0,7931*** (0,0174)	0,6817*** (0,0114)	0,7923*** (0,0173)	0,6806*** (0,0113)
IES longe	0,8874*** (0,0298)	0,8877*** (0,0200)	0,9243** (0,0333)	0,8797*** (0,0208)	1,0288 (0,0590)	1,0249 (0,0436)
IES pública próxima	1,0065 (0,0402)	0,9320*** (0,0243)	1,0336 (0,0404)	0,9224*** (0,0233)	1,0401 (0,0408)	0,9314*** (0,0236)
Densidade estudantil	1,0000 (0,0005)	1,0016*** (0,0003)	1,0004 (0,0006)	1,0017*** (0,0003)	1,0004 (0,0006)	1,0018*** (0,0003)
N* IES longe					0,7526*** (0,0818)	0,5893*** (0,0637)
NE* IES longe					0,9044 (0,0758)	0,9088* (0,0508)
S* IES longe					1,0147 (0,1084)	0,8083*** (0,0562)
CO* IES longe					0,7894** (0,0834)	0,7886*** (0,0567)
Características individuais e familiares						
Sexo	1,6554*** (0,0174)	2,2300*** (0,0200)	1,6555*** (0,0173)	2,2325*** (0,0200)	1,6551*** (0,0173)	2,2316*** (0,0200)
Negro ou Pardo	0,6912** (0,0095)	0,6648*** (0,0065)	0,7098*** (0,0102)	0,6709*** (0,0068)	0,7089*** (0,0103)	0,6698*** (0,0068)
Amarelo	1,0232 (0,0568)	0,8741*** (0,0346)	1,0469 (0,0584)	0,8713*** (0,0341)	1,0453 (0,0585)	0,8695*** (0,0340)
Indígena	0,8722 (0,1197)	0,6380*** (0,0945)	0,8961 (0,1270)	0,6277*** (0,0925)	0,9017 (0,1277)	0,6329*** (0,0938)
Trabalha	0,3596*** (0,0061)	0,6967*** (0,0080)	0,3546*** (0,0060)	0,6958*** (0,0080)	0,3549*** (0,0060)	0,6960*** (0,0081)
2º rfpc	1,4682*** (0,0265)	1,5302*** (0,0257)	1,4753*** (0,0268)	1,5334*** (0,0258)	1,4736*** (0,0266)	1,5335*** (0,0257)
3º rfpc	1,8592*** (0,0359)	2,1833*** (0,0387)	1,8367*** (0,0369)	2,1772*** (0,0385)	1,8358*** (0,0366)	2,1788*** (0,0385)
4º rfpc	2,2124*** (0,0478)	3,1633*** (0,0568)	2,1354*** (0,0464)	3,1400*** (0,0559)	2,1364*** (0,0462)	3,1440*** (0,0562)
5º rfpc	3,5719*** (0,0962)	5,9077*** (0,1073)	3,3917*** (0,0968)	5,8713*** (0,1064)	3,3943*** (0,0967)	5,8747*** (0,1072)
Outra fonte de renda	1,0938*** (0,0122)	1,1129*** (0,0092)	1,0942*** (0,0122)	1,1152*** (0,0092)	1,0943*** (0,0122)	1,1153*** (0,0092)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros-padrão clusterizados para municípios em parênteses. * p<0,1, ** <0,05, *** p<0,001.

Tabela 5: Taxas de risco relativas da aplicação do logit multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior) (continuação)

	(1)		(2)		(3)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	1,2784*** (0,0175)	1,3509*** (0,0125)	1,2686*** (0,0170)	1,3470*** (0,0125)	1,2690*** (0,0170)	1,3479*** (0,0125)
Ensino médio	1,6082*** (0,0208)	1,7093*** (0,0165)	1,5890*** (0,0199)	1,6966*** (0,0161)	1,5884*** (0,0199)	1,6964*** (0,0162)
Ensino superior	3,8125*** (0,0717)	3,6634*** (0,0507)	3,9339*** (0,0733)	3,6869*** (0,0517)	3,9337*** (0,0735)	3,6895*** (0,0520)
Presença de mãe no domicílio	1,2020*** (0,0234)	1,1032*** (0,0157)	1,1985*** (0,0231)	1,1035*** (0,0156)	1,1993*** (0,0231)	1,1046*** (0,0156)
Número de irmãos	0,9733*** (0,0045)	0,8982*** (0,0038)	0,9744*** (0,0046)	0,8968*** (0,0038)	0,9745*** (0,0046)	0,8965*** (0,0038)
Possui carro ou moto	1,3860*** (0,0176)	1,6336*** (0,0165)	1,4135*** (0,0197)	1,6277*** (0,0169)	1,4134*** (0,0198)	1,6268*** (0,0169)
Constante	0,0371*** (0,0016)	0,0534*** (0,0018)	0,0456*** (0,0019)	0,0589*** (0,0017)	0,0458*** (0,0020)	0,0582*** (0,0017)
Controles de região						
<i>Dummies</i> de estado (efeito fixo)	Sim		Não		Não	
<i>Dummies</i> de região	Não		Sim		Sim	
Constante	0,161		0,156		0,156	
Log lik	-451847,1		-454549,4		-454423,3	
Prob>Chi2	0,0000		0,0000		0,0000	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros-padrão clusterizados para municípios em parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

nas capitais e regiões metropolitanas pode ter um pequeno efeito devido ao elevado número de estabelecimentos já existentes nessas localidades.

5 Conclusão

Antes situadas nas capitais, o aumento do número de instituições, cursos e vagas no ensino superior ofertadas no interior do país foi importante para promover a oportunidade de acesso a esse nível de escolaridade à população. A emergência dos municípios como novos polos de ensino promoveu o acesso de pessoas que antes tinham pouca chance de ingressar na educação universitária. Não obstante, muitas pessoas ainda precisam se deslocar para estudar, tendo a distância como barreira de acesso à educação superior. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi estimar o efeito da distância na probabilidade de ingresso no ensino superior.

Os resultados indicam que a distância tem efeito negativo na probabilidade de ingresso no ensino superior. Por meio da análise dos quartis de distância, observou-se que os jovens residentes no último quartil ($\geq 38,5$ km) possuem 18,8 p.p. menos chances de frequentar a educação universitária.

Quando analisado se o indivíduo ingressa no setor público e privado relativamente à decisão de não ingressar no ensino superior, estando os dois tipos de instituições distantes do município de residência, a probabilidade de ingresso em ambos os tipos de estabelecimento cai. Já a proximidade do município de residência do indivíduo com cidades que têm instituições públicas

Tabela 6: Efeito da criação de novas instituições públicas na probabilidade de ingresso no ensino superior, público e privado, (grupo base: não ingressa no ensino superior)

	IES Pública	IES Privada
Variável de interesse		
IES pública nova	1,0770** (0,0355)	0,8144*** (0,0255)
Características individuais e familiares		
Sexo	1,6553*** (0,0152)	2,2337*** (0,0159)
Negro ou Pardo	0,7071*** (0,0071)	0,6685*** (0,0052)
Amarelo	1,0413 (0,0438)	0,8726*** (0,0324)
Indígena	0,8909 (0,1081)	0,6254*** (0,0781)
Trabalha	0,3549*** (0,0035)	0,6966*** (0,0056)
2º rfpc	1,4785*** (0,0231)	1,5429*** (0,0225)
3º rfpc	1,8392*** (0,0302)	2,2020*** (0,0320)
4º rfpc	2,1321*** (0,0368)	3,1850*** (0,0472)
5º rfpc	3,3566*** (0,0595)	5,9739*** (0,0916)
Outra fonte de renda	1,0943*** (0,0102)	1,1150*** (0,0082)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais		
Ensino fundamental	1,2683*** (0,0139)	1,3480*** (0,0111)
Ensino médio	1,5837*** (0,0150)	1,6982*** (0,0125)
Ensino superior	3,9305*** (0,0496)	3,6739*** (0,0386)
Presença de mãe no domicílio	1,2018*** (0,0216)	1,1036*** (0,0151)
Número de irmãos	0,9729*** (0,0038)	0,8961*** (0,0031)
Possui carro ou moto	1,4151*** (0,0155)	1,6315*** (0,0145)
Rural	0,8114*** (0,0112)	0,6715*** (0,0077)
Ln da população	1,0279*** (0,0033)	0,9815*** (0,0024)
Nordeste	1,7815*** (0,0217)	0,8485*** (0,0087)
Norte	1,6005*** (0,0317)	0,9910 (0,0166)
Sul	1,4866*** (0,0186)	1,2324*** (0,0110)
Centro-Oeste	2,1020*** (0,0382)	1,3234*** (0,0193)
Constante	0,0339*** (0,0015)	0,0715*** (0,0024)
Pseudo R ²	0,156	
Log lik	-454663,0	
Prob>Chi2	0,0000	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Erros padrão clusterizados para municípios em parênteses. * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,001.

umenta as chances de ingresso no ensino superior público, enquanto a probabilidade de se matricular no setor privado se reduz.

Cabe ressaltar que os efeitos estimados apresentam apenas uma correlação condicional entre as variáveis e não um efeito causal. Pressupõe-se que existam outras variáveis que afetam a probabilidade de ingressar no ensino superior, que não são captadas pelo modelo aqui estimado. Ademais, para obter um efeito de causalidade, as famílias e instituições deveriam se localizar aleatoriamente no espaço, o que muitas das vezes pode não ocorrer. Entretanto, a criação de novas universidades fornece uma boa fonte de variação para avaliar o efeito da distância em relação à instituição de ensino que não está necessariamente correlacionada com o background familiar. E, nesse sentido, os resultados apontam que uma nova instituição aumenta a probabilidade de participação de jovens locais no ensino superior público em 7,7 p.p.

Esse resultado é importante na discussão sobre a oferta educacional universitária sob diversos aspectos. Por exemplo, ofertar novas instalações de IES em regiões periféricas pode ser um meio de promover o ingresso da população na rede escolar, reduzindo os efeitos negativos da distância no acesso à educação. Tal política pode gerar diferentes consequências como permanência dos estudantes e reversão de sua partida para grandes metrópoles, geração de empregos, crescimento e desenvolvimento econômico regional.

Apesar dos avanços registrados na democratização do acesso ao ensino superior por meio da interiorização das instituições de ensino na última década, o Brasil ainda é marcado pelas desigualdades regionais de oferta de educação. Conhecer os efeitos da distância à IES e do aumento de oferta escolar na demanda por educação permite aos formuladores de política debater se as suas ações devem ser voltadas para o aumento de infraestrutura educacional, ou não.

A decisão de construir instituições de ensino em municípios sem cobertura de educação depende do custo de realização desse tipo de projeto. Esse é um investimento de longo prazo e que, para manter o funcionamento das instituições, requer gastos ligados à infraestrutura, despesa de pessoal e gastos correntes como água, energia, limpeza e bolsas acadêmicas. Logo, os custos de prover novas instituições de ensino devem ser objeto de novas pesquisas, a fim de indicar qual a eficiência de tais gastos relativos a outras políticas de democratização da educação.

Além da promoção de infraestrutura educacional pública, políticas de ajuda financeira são outro meio de reduzir o custo direto de aquisição de educação. Nos últimos anos, foram implementadas políticas para a democratização do acesso ao ensino superior tais como financiamento estudantil, auxílio financeiro ao discente e nova forma de seleção de ingressantes em IES públicas. Desse modo, considerar o acesso a programas de financiamento como Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Programa de Financiamento Estudantil (Fies), destinados ao setor privado, pode apresentar resultados distintos na escolha entre instituições públicas e privadas. Ainda que não captadas pelos modelos aqui estimados, devido à escassez de banco de dados, ressalta-se a inclusão do acesso a essas políticas em trabalhos posteriores.

O presente trabalho limita-se a calcular a distância utilizando os centros dos municípios de residência do indivíduo e da instituição de ensino, devido à indisponibilidade de dados. Tal cálculo pode não capturar a real distância dos indivíduos residentes na fronteira de seu município e que podem estar mais próximos da instituição do que o captado aqui. Recomenda-se para pes-

quais futuras a utilização do CEP de residência e da localização da IES para melhor análise da relação entre distância e demanda por educação. Ademais, recomenda-se a incorporação de variáveis que captem informações sobre a infraestrutura da instituição e qualidade do ensino oferecido, permitindo a obtenção de resultados ainda mais precisos.

Referências Bibliográficas

- Abel, J. R. & Deitz, R. (2012). Do colleges and universities increase their region's human capital? *Journal of Economic Geography*, Oxford, v. 12, p. 667–691.
- Acemoglu, D. & Pischke, J. (2001). Changes in the wage structure, family income, and children's education. *European Economic Review*, Amsterdam, v. 45, p. 890–904.
- Albert, C. (2000). Higher education demand in Spain: the influence of labour market signals and family background. *Higher Education*, Dordrecht, v. 40, p. 147–162.
- Alm, J. & Winters, J. V. (2009). Distance and intrastate college student migration. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 28, p. 728–738.
- Andrade, C. Y. & Dachs, N. (2007). Acesso à educação nas diferentes faixas etárias segundo a renda e a raça/cor. *Cadernos de Pesquisa*, São Paulo, v. 37, p. 399–422.
- Araujo, C. B. Z. M. (2015). A expansão no Ensino Superior a Distância em Mato Grosso do Sul, no período de 2000 a 2012. *Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação*, Rio de Janeiro, v. 23, p. 311–340.
- Barreyro, G. B. (2008). *Mapa Do Ensino Superior Privado*. Brasília: INEP.
- Barros, R. P., Mendonça, R. S. P., Santos, D. D. & Quintaes, G. (2001). *Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA.
- Barufi, A. M. B. (2012). *Impactos do crescimento de vagas em cursos universitários sobre a migração de estudantes: uma análise preliminar com o Censo Demográfico de 2010*. São Paulo: Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP. (Texto para discussão do Nereus n. 13).
- Baryla, E. A. J. & Dotterweich, D. (2001). Student migration: Do significant factors vary by region? *Education Economics*, Abingdon, v. 9, p. 269–280.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, p. 9–49.
- Bof, A. M. (2006). *A Educação no Brasil Rural*. Brasília: INEP.
- Byun, S., Meece, J. L. & Irvin, M. J. (2012). Rural-nonrural disparities in postsecondary educational attainment revisited. *American Educational Research Journal*, Thousand Oaks, v. 49, p. 1–26.
- Coelli, M. B. (2011). Parental job loss and the education enrollment of youth. *Labour Economics*, Amsterdam, v. 18, p. 25–35.

- Corbucci, P. R. (2014). *Evolução do acesso de jovens à educação superior no Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1950).
- Damon, A. & Glewwe, P. (2011). Valuing the benefits of the education provided by public universities: a case study of Minnesota. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 30, p. 1242–1261.
- Desjardins, S. L., Dundar, H. & Hendel, D. D. (1999). Modeling the college application decision process in a land-grant university. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 18, p. 117–132.
- Do, C. (2004). The effects of local colleges on the quality of college attended. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 23, p. 249–257.
- Flannery, D. & O'Donoghue, C. (2013). The demand for higher education: a static structural approach accounting for individual heterogeneity and nesting patterns. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 34, p. 243–257.
- Frenette, M. (2002). Too far to go on? Distance to school and university participation. *Analytical Studies Research Paper Series*, Ottawa, v. 14, p. 31–58.
- Frenette, M. (2009). Do universities benefit local youth? Evidence from the creation of new universities. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 28, p. 318–328.
- Fusco, W. & Ojima, R. (2016). A interiorização do ensino superior em Pernambuco e seus efeitos na mobilidade pendular. *Blucher Social Science Proceedings*, São Paulo, v. 2, p. 81–92.
- Gibbons, S. & Vignoles, A. (2012). Geography, choice and participation in higher education in England. *Regional Science and Urban Economics*, Amsterdam, v. 42, p. 98–113.
- Hanushek, E. A. (2013). Economic growth in developing countries: the role of human capital. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 37, p. 204–212.
- Heller, D. E. (1996). Tuition prices, financial aid, and access to public higher education: a state-level analysis. *Paper presented at the meeting of the American Educational Research Association*, New York. Disponível em: <<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eric&AN=ED394469&site=ehost-live>>.
- Hemelt, S. W. & Marcotte, D. E. (2008). *Rising tuition and enrollment in public higher education*. Bonn: IZA Institute of Labor Economics. (IZA Discussion Paper n. 3827).
- Hemelt, S. W. & Marcotte, D. E. (2011). The impact of tuition increases on enrollment at public colleges and universities. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, Thousand Oaks, v. 33, p. 435–457.
- Jepsen, C. & Montgomery, M. (2009). Miles to go before I learn: the effect of travel distance on the mature person's choice of a community college. *Journal of Urban Economics*, Amsterdam, v. 65, p. 64–73.

Jones, R. C. & Kauffman, A. (1994). Accessibility to comprehensive higher education in Texas. *Social Science Journal*, Abingdon, v. 31, p. 263–283.

Lauer, C. (2002). Enrolments in higher education: do economic incentives matter? *Education + Training*, Bingley, v. 44, p. 179–185.

Leppel, K. (1993). Logit estimation of a gravity model of the college enrollment decision. *Research in Higher Education*, New York, v. 34, p. 387–398.

Marques, A. C. H. & Cepêda, V. A. (2012). Um perfil sobre a expansão do ensino superior recente no Brasil: Aspectos democráticos e inclusivos. *Perspectivas*, Araraquara, v. 42, p. 161–192.

Mont’Alvão, A. (2011). Estratificação educacional no Brasil do século XXI. *Revista de Ciências Sociais*, Fortaleza, v. 54, p. 389–430.

Neill, C. (2009). Tuition fees and the demand for university places. *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 28, p. 561–570.

Ney, M. G., Carvalho, A. M. & Souza, P. M. (2008). Desigualdade entre ricos e pobres no acesso à educação no Brasil rural e urbano. In: *XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural*. Rio Branco: SOBER.

Provasnik, S., KewalRamani, A., Coleman, M. M., Gilbertson, L., Herring, W. & Xie, Q. (2007). *Status of Education in Rural America*. Washington, DC: US Department of Education, National Center for Education Statistics, Institute of Education Sciences.

Rocha, R. H., Menezes Filho, N., Oliveira, A. P. & Komatsu, B. K. (2017). A relação entre o ensino superior público e privado e a renda e emprego nos municípios brasileiros. *Repositório do Conhecimento do IPEA*, Brasília, v. 47, p. 40–69.

Roscigno, V. J., Tomaskovic-Devey, D. & Crowley, M. (2006). Education and the inequalities of place. *Social Forces*, Chapel Hill, v. 84, p. 2121–2145.

Santos, I. D. (2015). Acesso a serviços educacionais e localização das instituições de ensino superior privadas presenciais no estado de Sergipe. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, Salvador, v. 2, p. 969–987.

Schultz, T. W. (1961). American Economic Association investment in human capital. *American Economic Review*, Nashville, v. 51, p. 1–17.

Secretaria de Educação Superior - SESU (2014). A democratização e expansão da educação superior no país 2003 – 2014. *Ministério da Educação*, Brasília, v. 1, p. 1–106.

Spiess, C. K. & Wrohlich, K. (2010). Does distance determine who attends a university in Germany? *Economics of Education Review*, Amsterdam, v. 29, p. 470–479.

Todaro, M. P. & Smith, S. C. (2003). Human capital: education and health in economic development. In: Todaro, M. P. (org.) *Economic Development*. London: Pearson PLC. p. 359–415.

Turley, R. N. L. (2009). College proximity: mapping access to opportunity. *Sociology of Education*, Thousand Oaks, v. 82, p. 126–146.

Vonbun, C. & Mendonça, J. L. O. (2012). *Educação superior uma comparação internacional e suas lições para o Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1720).

Wilson, K., Wolf, B. & Haverman, R. (2005). The role of expectations in adolescent schooling choices: do youths respond to economic incentives? *Economic Inquiry*, New Jersey, v. 43, p. 467–492.

Apêndice A

Tabela A.1: Coeficientes estimados pelo modelo *logit* binomial para a probabilidade de ingresso no ensino superior

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variáveis de interesse						
Rural	-0,3314*** (0,0141)	-0,3151*** (0,0134)	-0,3112*** (0,0132)	-0,3031*** (0,0136)	-0,3015*** (0,0135)	-0,3026*** (0,0134)
Distância contínua (km)		-0,0037*** (0,0004)		-0,0035*** (0,0004)		
2º quartil (≥ 12,5 km e < 23,5 km)			-0,1255*** (0,0203)		-0,1126*** (0,0215)	-0,1116*** (0,0216)
3º quartil (≥ 23,5 km e < 38,5km)			-0,1062*** (0,0202)		-0,0791*** (0,0211)	-0,0804*** (0,0212)
4º quartil (≥ 38,5 km)			-0,2080*** (0,0235)		-0,1968*** (0,0241)	-0,0077 (0,0433)
IES pública		0,0874*** (0,0188)	0,0842*** (0,0189)	0,0753*** (0,0200)	0,0735*** (0,0201)	0,0736*** (0,0201)
Densidade estudantil	0,0012*** (0,0003)	0,0021*** (0,0003)	0,0023*** (0,0003)	0,0023*** (0,0003)	0,0023*** (0,0003)	0,0024*** (0,0003)
Nº 4º quartil						-0,3826*** (0,0844)
NEº 4º quartil						-0,2164*** (0,0537)
Sº 4º quartil						-0,1988*** (0,0656)
COº 4º quartil						-0,3049*** (0,0682)
Características individuais e familiares						
Sexo	0,7038*** (0,0079)	0,7028*** (0,0079)	0,7030*** (0,0079)	0,7031*** (0,0079)	0,7034*** (0,0079)	0,7033*** (0,0079)
Negro ou Pardo	-0,3829*** (0,0094)	-0,3962*** (0,0089)	-0,3973*** (0,0089)	-0,3804*** (0,0092)	-0,3814*** (0,0092)	-0,3839*** (0,0092)
Amarelo	-0,0732* (0,0378)	-0,0833** (0,0385)	-0,0845** (0,0384)	-0,0760** (0,0376)	-0,0766** (0,0376)	-0,0791** (0,0377)
Indígena	-0,3054*** (0,1166)	-0,2955** (0,1166)	-0,3059*** (0,1176)	-0,2947** (0,1155)	-0,3052*** (0,1171)	-0,3035*** (0,1169)
Trabalha	-0,5990*** (0,0114)	-0,5910*** (0,0110)	-0,5907*** (0,0110)	-0,5968*** (0,0113)	-0,5966*** (0,0113)	-0,5960*** (0,0113)
2º rfp	0,3827*** (0,0135)	0,3745*** (0,0133)	0,3752*** (0,0133)	0,3765*** (0,0134)	0,3775*** (0,0133)	0,3769*** (0,0133)
3º rfp	0,6853*** (0,0147)	0,6816*** (0,0142)	0,6824*** (0,0142)	0,6742*** (0,0144)	0,6755*** (0,0144)	0,6762*** (0,0143)
4º rfp	0,9964*** (0,0148)	0,9990*** (0,0145)	0,9993*** (0,0145)	0,9813*** (0,0145)	0,9822*** (0,0145)	0,9838*** (0,0145)
5º rfp	1,5839*** (0,0169)	1,5849*** (0,0161)	1,5847*** (0,0160)	1,5629*** (0,0165)	1,5637*** (0,0164)	1,5654*** (0,0164)
Outra fonte de renda	0,1021*** (0,0079)	0,1010*** (0,0078)	0,1010*** (0,0078)	0,1027*** (0,0079)	0,1027*** (0,0078)	0,1026*** (0,0079)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	0,2802*** (0,0086)	0,2818*** (0,0087)	0,2809*** (0,0087)	0,2770*** (0,0086)	0,2764*** (0,0086)	0,2770*** (0,0086)
Ensino médio	0,5065*** (0,0091)	0,5114*** (0,0093)	0,5104*** (0,0092)	0,5018*** (0,0091)	0,5011*** (0,0090)	0,5011*** (0,0090)
Ensino superior	1,3138*** (0,0135)	1,3002*** (0,0131)	1,2995*** (0,0131)	1,3147*** (0,0133)	1,3139*** (0,0133)	1,3137*** (0,0134)
Presença de mãe no domicílio	0,1272*** (0,0126)	0,1289*** (0,0127)	0,1294*** (0,0127)	0,1280*** (0,0126)	0,1286*** (0,0126)	0,1290*** (0,0126)
Número de irmãos	-0,0767*** (0,0036)	-0,0761*** (0,0036)	-0,0765*** (0,0036)	-0,0763*** (0,0036)	-0,0766*** (0,0036)	-0,0770*** (0,0036)
Possui carro ou moto	0,4351*** (0,0092)	0,4283*** (0,0087)	0,4290*** (0,0087)	0,4344*** (0,0091)	0,4348*** (0,0091)	0,4358*** (0,0091)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

Tabela A.1: Coeficientes estimados pelo modelo *logit* binomial para a probabilidade de ingresso no ensino superior (continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Controles de região						
Nordeste	0,1176*** (0,0254)			0,1243*** (0,0266)	0,1220*** (0,0266)	0,1398*** (0,0290)
Norte	0,1529*** (0,0533)			0,1620*** (0,0502)	0,1406*** (0,0514)	0,1942*** (0,0580)
Sul	0,2613*** (0,0232)			0,2610*** (0,0226)	0,2633*** (0,0226)	0,2731*** (0,0235)
Centro-Oeste	0,4190*** (0,0318)			0,4418*** (0,0313)	0,4251*** (0,0316)	0,4660*** (0,0364)
RO		0,3911*** (0,0481)	0,3594*** (0,0499)			
AC		0,4433*** (0,0949)	0,4401*** (0,0951)			
AM		0,0390 (0,0855)	0,0150 (0,0878)			
RR		0,5861*** (0,0931)	0,5695*** (0,1015)			
PA		0,0832 (0,0691)	0,0601 (0,0706)			
AP		0,6918*** (0,1167)	0,6654*** (0,1305)			
TO		0,3833*** (0,0723)	0,3525*** (0,0760)			
MA		0,1215** (0,0613)	0,1147* (0,0617)			
PI		0,7264*** (0,0470)	0,7232*** (0,0470)			
CE		0,2265*** (0,0552)	0,2220*** (0,0556)			
RN		0,2766*** (0,0499)	0,2844*** (0,0491)			
PB		0,4602*** (0,0474)	0,4643*** (0,0476)			
PE		0,2203*** (0,0476)	0,2204*** (0,0476)			
AL		0,3405*** (0,0494)	0,3554*** (0,0498)			
SE		0,5100*** (0,0810)	0,5109*** (0,0820)			
BA		0,0239 (0,0453)	0,0177 (0,0454)			
MG		0,2927*** (0,0307)	0,2933*** (0,0308)			
ES		0,3044*** (0,0736)	0,3041*** (0,0735)			
RJ		0,0455 (0,0704)	0,0430 (0,0705)			
PR		0,3724*** (0,0318)	0,3764*** (0,0320)			
SC		0,3062*** (0,0297)	0,3085*** (0,0298)			
RS		0,4285*** (0,0360)	0,4300*** (0,0361)			
MS		0,7806*** (0,0576)	0,7549*** (0,0583)			
MT		0,6220*** (0,0446)	0,5726*** (0,0472)			
GO		0,4726*** (0,0410)	0,4700*** (0,0412)			
Constante	-2,2313*** (0,0271)	-2,3691*** (0,0298)	-2,3623*** (0,0306)	-2,2401*** (0,0274)	-2,2369*** (0,0284)	-2,2490*** (0,0288)
Pseudo R ²	0,185	0,188	0,188	0,185	0,185	0,185
Log lik	-333747,2	-332322,8	-332349,5	-333467,5	-333497,2	-333424,1
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

Tabela A.2: Razão de chances da aplicação do *logit* binomial para ingresso no ensino superior

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variáveis de interesse						
Rural	0,7179*** (0,0101)	0,7297*** (0,0098)	0,7326*** (0,0097)	0,7386*** (0,0100)	0,7397*** (0,0100)	0,7389*** (0,0099)
Distância contínua (km)		0,9963*** (0,0004)		0,9965*** (0,0004)		
2º quartil (≥ 12,5 km e < 23,5 km)			0,8820*** (0,0179)		0,8935*** (0,0192)	0,8944*** (0,0193)
3º quartil (≥ 23,5 km e < 38,5 km)			0,8992*** (0,0181)		0,9240*** (0,0195)	0,9228*** (0,0195)
4º quartil (≥ 38,5 km)			0,8122*** (0,0191)		0,8214*** (0,0198)	0,9923 (0,0429)
IES pública		1,0914*** (0,0205)	1,0878*** (0,0206)	1,0782*** (0,0216)	1,0763*** (0,0216)	1,0763*** (0,0216)
Densidade estudantil	1,0012*** (0,0003)	1,0021*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0023*** (0,0003)	1,0024*** (0,0003)
N*4º quartil						0,6821*** (0,0576)
NE*4º quartil						0,8054*** (0,0432)
S*4º quartil						0,8197*** (0,0537)
CO*4º quartil						0,7372*** (0,0503)
Características individuais e familiares						
Sexo	2,0214*** (0,0159)	2,0194*** (0,0159)	2,0198*** (0,0159)	2,0200*** (0,0159)	2,0206*** (0,0159)	2,0204*** (0,0159)
Negro ou Pardo	0,6819*** (0,0064)	0,6729*** (0,0060)	0,6722*** (0,0060)	0,6836*** (0,0063)	0,6829*** (0,0063)	0,6812*** (0,0063)
Amarelo	0,9295* (0,0351)	0,9201** (0,0354)	0,9190** (0,0353)	0,9268*** (0,0349)	0,9263*** (0,0348)	0,9239*** (0,0348)
Indígena	0,7368*** (0,0859)	0,7442** (0,0867)	0,7364*** (0,0866)	0,7448*** (0,0860)	0,7369*** (0,0863)	0,7382*** (0,0863)
Trabalha	0,5493*** (0,0062)	0,5538*** (0,0061)	0,5540*** (0,0061)	0,5506*** (0,0062)	0,5507*** (0,0062)	0,5510*** (0,0062)
2º rfp	1,4663*** (0,0199)	1,4542*** (0,0193)	1,4553*** (0,0193)	1,4572*** (0,0195)	1,4586*** (0,0195)	1,4578*** (0,0194)
3º rfp	1,9844*** (0,0291)	1,9770*** (0,0281)	1,9786*** (0,0281)	1,9625*** (0,0282)	1,9651*** (0,0282)	1,9663*** (0,0282)
4º rfp	2,7084*** (0,0401)	2,7157*** (0,0394)	2,7164*** (0,0393)	2,6679*** (0,0388)	2,6704*** (0,0388)	2,6746*** (0,0388)
5º rfp	4,8740*** (0,0822)	4,8786*** (0,0786)	4,8777*** (0,0783)	4,7728*** (0,0785)	4,7766*** (0,0782)	4,7845*** (0,0782)
Outra fonte de renda	1,1075*** (0,0087)	1,1063*** (0,0086)	1,1063*** (0,0086)	1,1082*** (0,0087)	1,1082*** (0,0087)	1,1081*** (0,0087)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	1,3235*** (0,0114)	1,3255*** (0,0115)	1,3244*** (0,0115)	1,3192*** (0,0114)	1,3183*** (0,0114)	1,3191*** (0,0114)
Ensino médio	1,6594*** (0,0151)	1,6676*** (0,0154)	1,6659*** (0,0154)	1,6516*** (0,0150)	1,6505*** (0,0149)	1,6506*** (0,0149)
Ensino superior	3,7203*** (0,0503)	3,6699*** (0,0479)	3,6675*** (0,0479)	3,7236*** (0,0496)	3,7208*** (0,0496)	3,7199*** (0,0497)
Presença de mãe no domicílio	1,1356*** (0,0143)	1,1375*** (0,0144)	1,1382*** (0,0144)	1,1366*** (0,0143)	1,1372*** (0,0143)	1,1376*** (0,0143)
Número de irmãos	0,9261*** (0,0033)	0,9268*** (0,0033)	0,9264*** (0,0033)	0,9266*** (0,0033)	0,9263*** (0,0033)	0,9259*** (0,0033)
Possui carro ou moto	1,5451*** (0,0142)	1,5347*** (0,0134)	1,5357*** (0,0134)	1,5440*** (0,0141)	1,5447*** (0,0141)	1,5462*** (0,0141)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

Tabela A.2: Razão de chances da aplicação do *logit* binomial para ingresso no ensino superior (continuação)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Controles de região						
Nordeste	1,1248*** (0,0286)			1,1324*** (0,0302)	1,1297*** (0,0301)	1,1501*** (0,0334)
Norte	1,1652*** (0,0621)			1,1758*** (0,0591)	1,1509*** (0,0592)	1,2143*** (0,0705)
Sul	1,2986*** (0,0301)			1,2982*** (0,0293)	1,3012*** (0,0294)	1,3140*** (0,0309)
Centro-Oeste	1,5204*** (0,0483)			1,5555*** (0,0487)	1,5298*** (0,0483)	1,5936*** (0,0579)
RO		1,4786*** (0,0712)	1,4324*** (0,0715)			
AC		1,5579*** (0,1479)	1,5528*** (0,1477)			
AM		1,0398 (0,0889)	1,0151 (0,0891)			
RR		1,7970*** (0,1673)	1,7675*** (0,1794)			
PA		1,0867 (0,0751)	1,0620 (0,0750)			
AP		1,9974*** (0,2331)	1,9453*** (0,2538)			
TO		1,4672*** (0,1061)	1,4226*** (0,1081)			
MA		1,1292** (0,0692)	1,1215* (0,0692)			
PI		2,0676*** (0,0971)	2,0611*** (0,0968)			
CE		1,2542*** (0,0692)	1,2486*** (0,0694)			
RN		1,3187*** (0,0658)	1,3289*** (0,0653)			
PB		1,5844*** (0,0752)	1,5909*** (0,0757)			
PE		1,2465*** (0,0593)	1,2466*** (0,0593)			
AL		1,4057*** (0,0695)	1,4267*** (0,0711)			
SE		1,6653*** (0,1349)	1,6668*** (0,1367)			
BA		1,0242 (0,0464)	1,0179 (0,0462)			
MG		1,3401*** (0,0411)	1,3409*** (0,0413)			
ES		1,3558*** (0,0997)	1,3554*** (0,0996)			
RJ		1,0466 (0,0737)	1,0439 (0,0736)			
PR		1,4511*** (0,0462)	1,4570*** (0,0466)			
SC		1,3582*** (0,0404)	1,3613*** (0,0406)			
RS		1,5350*** (0,0552)	1,5372*** (0,0555)			
MS		2,1828*** (0,1258)	2,1274*** (0,1239)			
MT		1,8626*** (0,0831)	1,7729*** (0,0837)			
GO		1,6041*** (0,0658)	1,5999*** (0,0659)			
Constante	0,1074*** (0,0029)	0,0936*** (0,0028)	0,0942*** (0,0028)	0,1064*** (0,0029)	0,1068*** 0,0030	0,1055*** 0,0030
Pseudo R ²	0,185	0,188	0,188	0,185	0,185	0,185
Log lik	-333747,2	-332322,8	-332349,5	-333467,5	-333497,2	-333424,1
Prob>Chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

Tabela A.3: Coeficientes do *logit* multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior)

	(1)		(3)		(4)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Variáveis de interesse						
Rural	-0,2416*** (0,0210)	-0,3985*** (0,0166)	-0,2317*** (0,0219)	-0,3832*** (0,0167)	-0,2328*** (0,0219)	-0,3848*** (0,0166)
IES longe	-0,1195*** (0,0336)	-0,1192*** (0,0225)	-0,0787** (0,0360)	-0,1282*** (0,0237)	0,0284 (0,0573)	0,0246 (0,0426)
IES pública próxima	0,0065 (0,0399)	-0,0704*** (0,0260)	0,0330 (0,0391)	-0,0808*** (0,0253)	0,0393 (0,0392)	-0,0711*** (0,0254)
Densidade estudantil	-0,0000 (0,0005)	0,0016*** (0,0003)	0,0004 (0,0006)	0,0017*** (0,0003)	0,0004 (0,0006)	0,0018*** (0,0003)
Características individuais e familiares						
Sexo	0,5041*** (0,0105)	0,8020*** (0,0090)	0,5041*** (0,0104)	0,8031*** (0,0090)	0,5038*** (0,0104)	0,8027*** (0,0090)
Negro ou Pardo	-0,3693*** (0,0138)	-0,4083*** (0,0098)	-0,3427*** (0,0144)	-0,3991*** (0,0102)	-0,3440*** (0,0145)	-0,4007*** (0,0102)
Amarelo	0,0229 (0,0555)	-0,1346*** (0,0396)	0,0458 (0,0558)	-0,1378*** (0,0391)	0,0443 (0,0559)	-0,1399*** (0,0392)
Indígena	-0,1367 (0,1372)	-0,4494*** (0,1481)	-0,1097 (0,1417)	-0,4657*** (0,1474)	-0,1034 (0,1417)	-0,4575*** (0,1481)
Trabalha	-1,0227*** (0,0170)	-0,3614*** (0,0115)	-1,0366*** (0,0168)	-0,3628*** (0,0116)	-1,0360*** (0,0169)	-0,3624*** (0,0116)
2º rfpc	0,3841*** (0,0180)	0,4254*** (0,0168)	0,3889*** (0,0182)	0,4275*** (0,0168)	0,3877*** (0,0180)	0,4275*** (0,0168)
3º rfpc	0,6201*** (0,0193)	0,7809*** (0,0177)	0,6080*** (0,0201)	0,7780*** (0,0177)	0,6075*** (0,0199)	0,7788*** (0,0177)
4º rfpc	0,7941*** (0,0216)	1,1516*** (0,0180)	0,7586*** (0,0217)	1,1442*** (0,0178)	0,7591*** (0,0216)	1,1455*** (0,0179)
5º rfpc	1,2731*** (0,0269)	1,7763*** (0,0182)	1,2213*** (0,0285)	1,7701*** (0,0181)	1,2221*** (0,0285)	1,7707*** (0,0183)
Outra fonte de renda	0,0897*** (0,0111)	0,1070*** (0,0082)	0,0901*** (0,0112)	0,1090*** (0,0083)	0,0901*** (0,0112)	0,1091*** (0,0083)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	0,2456*** (0,0137)	0,3007*** (0,0092)	0,2379*** (0,0134)	0,2979*** (0,0093)	0,2382*** (0,0134)	0,2985*** (0,0092)
Ensino médio	0,4751*** (0,0129)	0,5361*** (0,0096)	0,4631*** (0,0125)	0,5286*** (0,0095)	0,4627*** (0,0125)	0,5285*** (0,0095)
Ensino superior	1,3383*** (0,0188)	1,2984*** (0,0138)	1,3696*** (0,0186)	1,3048*** (0,0140)	1,3696*** (0,0187)	1,3055*** (0,0141)
Presença de mãe no domicílio	0,1840*** (0,0195)	0,0982*** (0,0142)	0,1811*** (0,0193)	0,0984*** (0,0141)	0,1818*** (0,0193)	0,0995*** (0,0141)
Número de irmãos	-0,0271*** (0,0047)	-0,1074*** (0,0042)	-0,0259*** (0,0047)	-0,1089*** (0,0043)	-0,0258*** (0,0047)	-0,1093*** (0,0043)
Possui carro ou moto	0,3264*** (0,0127)	0,4908*** (0,0101)	0,3461*** (0,0139)	0,4872*** (0,0104)	0,3460*** (0,0140)	0,4866*** (0,0104)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

Tabela A.3: Coeficientes do *logit* multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior) (continuação)

	(1)		(3)		(4)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Controles de região						
Nordeste			0,5867*** (0,0497)	-0,0892*** (0,0289)	0,5892*** (0,0614)	-0,1080*** (0,0353)
Norte			0,5039*** (0,0609)	0,0539 (0,0653)	0,6065*** (0,0786)	0,2340*** (0,0784)
Sul			0,3755*** (0,0561)	0,2224*** (0,0319)	0,3733*** (0,0601)	0,2330*** (0,0335)
Centro-Oeste			0,7452*** (0,0587)	0,3339*** (0,0340)	0,8028*** (0,0780)	0,3757*** (0,0402)
RO	0,4896*** (0,0963)	0,3596*** (0,0476)				
AC	1,1249*** (0,0977)	0,2235** (0,1087)				
AM	1,0811*** (0,1259)	-0,8892*** (0,1596)				
RR	1,2634*** (0,0654)	0,2730* (0,1447)				
PA	0,6294*** (0,0745)	-0,1233 (0,0992)				
AP	0,8694*** (0,1105)	0,6830*** (0,1428)				
TO	0,6368*** (0,1177)	0,3413*** (0,0858)				
MA	0,5718*** (0,0856)	0,0070 (0,0616)				
PI	1,4760*** (0,0673)	0,3007*** (0,0621)				
CE	0,7882*** (0,0834)	-0,0117 (0,0596)				
RN	1,0515*** (0,0694)	-0,1552** (0,0645)				
PB	1,3631*** (0,0820)	-0,1738*** (0,0588)				
PE	0,5643*** (0,0942)	0,1633*** (0,0524)				
AL	0,9207*** (0,0820)	0,1621** (0,0739)				
SE	1,0000*** (0,1226)	0,2813*** (0,0844)				
BA	0,4711*** (0,0717)	-0,1388*** (0,0459)				
MG	0,4343*** (0,0537)	0,2336*** (0,0316)				
ES	0,4571*** (0,1277)	0,2628*** (0,0633)				
RJ	0,2869** (0,1352)	0,0073 (0,0605)				
PR	0,8712*** (0,0514)	0,1618*** (0,0410)				
SC	0,2773* (0,1533)	0,3088*** (0,0543)				
RS	0,4770*** (0,0929)	0,4226*** (0,0495)				
MS	1,2082*** (0,0740)	0,6115*** (0,0638)				
MT	1,0720*** (0,0983)	0,3829*** (0,0572)				
GO	0,8588*** (0,0760)	0,3904*** (0,0495)				

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

Tabela A.3: Coeficientes do *logit* multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior) (continuação)

	(1)		(3)		(4)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Interações						
N* IES longe					-0,2843*** (0,1087)	-0,5289*** (0,1081)
NE* IES longe					-0,1005 (0,0838)	-0,0957* (0,0559)
S* IES longe					0,0146 (0,1069)	-0,2128*** (0,0695)
CO* IES longe					-0,2364** (0,1056)	-0,2375*** (0,0719)
Constante	-3,2949*** (0,0437)	-2,9301*** (0,0332)	-3,0872*** (0,0429)	-2,8311*** (0,0296)	-3,0969*** (0,0444)	-2,8435*** (0,0301)
Pseudo R ²	0,161		0,156		0,156	
Log lik	-451847,1		-454549,4		-454423,3	
Prob>Chi2	0,0000		0,0000		0,0000	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

Tabela A.4: Risco relativo da aplicação do *logit* multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior)

	(1)		(2)		(3)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Variáveis de interesse						
Rural	0,7854*** (0,0165)	0,6713*** (0,0111)	0,7931*** (0,0174)	0,6817*** (0,0114)	0,7923*** (0,0173)	0,6806*** (0,0113)
IES longe	0,8874*** (0,0298)	0,8877*** (0,0200)	0,9243** (0,0333)	0,8797*** (0,0208)	1,0288 (0,0590)	1,0249 (0,0436)
IES pública próxima	1,0065 (0,0402)	0,9320*** (0,0243)	1,0336 (0,0404)	0,9224*** (0,0233)	1,0401 (0,0408)	0,9314*** (0,0236)
Densidade estudantil	1,0000 (0,0005)	1,0016*** (0,0003)	1,0004 (0,0006)	1,0017*** (0,0003)	1,0004 (0,0006)	1,0018 (0,0003)
N* IES longe					0,7526*** (0,0818)	0,5893*** (0,0637)
NE*IES longe					0,9044 (0,0758)	0,9088* (0,0508)
S*IES longe					1,0147 (0,1084)	0,8083*** (0,0562)
CO*IES longe					0,7894** (0,0834)	0,7886** (0,0567)
Características individuais e familiares						
Sexo	1,6554*** (0,0174)	2,2300*** (0,0200)	1,6555*** (0,0173)	2,2325*** (0,0200)	1,6551*** (0,0173)	2,2316*** (0,0200)
Negro ou Pardo	0,6912*** (0,0095)	0,6648*** (0,0065)	0,7098*** (0,0102)	0,6709*** (0,0068)	0,7089*** (0,0103)	0,6698*** (0,0068)
Amarelo	1,0232 (0,0568)	0,8741*** (0,0346)	1,0469 (0,0584)	0,8713*** (0,0341)	1,0453 (0,0585)	0,8695*** (0,0340)
Indígena	0,8722 (0,1197)	0,6380*** (0,0945)	0,8961 (0,1270)	0,6277*** (0,0925)	0,9017 (0,1277)	0,6329*** (0,0938)
Trabalha	0,3596*** (0,0061)	0,6967*** (0,0080)	0,3546*** (0,0060)	0,6958*** (0,0080)	0,3549*** (0,0060)	0,6960*** (0,0081)
2º rfp	1,4682*** (0,0265)	1,5302*** (0,0257)	1,4753*** (0,0268)	1,5334*** (0,0258)	1,4736*** (0,0266)	1,5335*** (0,0257)
3º rfp	1,8592*** (0,0359)	2,1833*** (0,0387)	1,8367*** (0,0369)	2,1772*** (0,0385)	1,8358*** (0,0366)	2,1788*** (0,0385)
4º rfp	2,2124*** (0,0478)	3,1633*** (0,0568)	2,1354*** (0,0464)	3,1400*** (0,0559)	2,1364*** (0,0462)	3,1440*** (0,0562)
5º rfp	3,5719*** (0,0962)	5,9077*** (0,1073)	3,3917*** (0,0968)	5,8713*** (0,1064)	3,3943*** (0,0967)	5,8747*** (0,1072)
Outra fonte de renda	1,0938*** (0,0122)	1,1129*** (0,0092)	1,0942*** (0,0122)	1,1152*** (0,0092)	1,0943*** (0,0122)	1,1153*** (0,0092)
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais						
Ensino fundamental	1,2784*** (0,0175)	1,3509*** (0,0125)	1,2686*** (0,0170)	1,3470*** (0,0125)	1,2690*** (0,0170)	1,3479*** (0,0125)
Ensino médio	1,6082*** (0,0208)	1,7093*** (0,0165)	1,5890*** (0,0199)	1,6966*** (0,0161)	1,5884*** (0,0199)	1,6964*** (0,0162)
Ensino superior	3,8125*** (0,0717)	3,6634*** (0,0507)	3,9339*** (0,0733)	3,6869*** (0,0517)	3,9337*** (0,0735)	3,6895*** (0,0520)
Presença de mãe no domicílio	1,2020*** (0,0234)	1,1032*** (0,0157)	1,1985*** (0,0231)	1,1035*** (0,0156)	1,1993*** (0,0231)	1,1046*** (0,0156)
Número de irmãos	0,9733*** (0,0045)	0,8982*** (0,0038)	0,9744*** (0,0046)	0,8968*** (0,0038)	0,9745*** (0,0046)	0,8965*** (0,0038)
Possui carro ou moto	1,3860*** (0,0176)	1,6336*** (0,0165)	1,4135*** (0,0197)	1,6277*** (0,0169)	1,4134*** (0,0198)	1,6268*** (0,0169)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

Tabela A.4: Risco relativo da aplicação do *logit* multinomial para ingresso no ensino superior público e privado (grupo base: não ingressa no ensino superior) (continuação)

	(1)		(2)		(3)	
	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada	IES Pública	IES Privada
Controles de região						
RO	1,6317*** (0,1571)	1,4328*** (0,0682)				
AC	3,0800*** (0,3008)	1,2504** (0,1359)				
AM	2,9478*** (0,3711)	0,4110*** (0,0656)				
RR	3,5373*** (0,2312)	1,3139* (0,1901)				
PA	1,8766*** (0,1398)	0,8840 (0,0877)				
AP	2,3855*** (0,2637)	1,9799*** (0,2827)				
TO	1,8905*** (0,2226)	1,4067*** (0,1206)				
MA	1,7715*** (0,1517)	1,0070 (0,0620)				
PI	4,3754*** (0,2945)	1,3509*** (0,0838)				
CE	2,1994*** (0,1835)	0,9883 (0,0590)				
RN	2,8619*** (0,1985)	0,8563** (0,0553)				
PB	3,9085*** (0,3203)	0,8405*** (0,0494)				
PE	1,7581*** (0,1656)	1,1774*** (0,0617)				
AL	2,5111*** (0,2059)	1,1760** (0,0869)				
SE	2,7183*** (0,3332)	1,3248*** (0,1118)				
BA	1,6017*** (0,1149)	0,8704*** (0,0400)				
MG	1,5439*** (0,0829)	1,2631*** (0,0400)				
ES	1,5794*** (0,2017)	1,3006*** (0,0824)				
RJ	1,3323** (0,1802)	1,0073 (0,0610)				
PR	2,3898*** (0,1227)	1,1756*** (0,0483)				
SC	1,3196* (0,2022)	1,3617*** (0,0740)				
RS	1,6112*** (0,1497)	1,5259*** (0,0756)				
MS	3,3476*** (0,2478)	1,8431*** (0,1175)				
MT	2,9212*** (0,2872)	1,4665*** (0,0838)				
GO	2,3604*** (0,1794)	1,4775*** (0,0731)				
Nordeste			1,7980*** (0,0893)	0,9147*** (0,0264)	1,8026*** (0,1107)	0,8976*** (0,0317)
Norte			1,6551*** (0,1009)	1,0554 (0,0689)	1,8340*** (0,1442)	1,2636*** (0,0990)
Sul			1,4557*** (0,0817)	1,2490*** (0,0399)	1,4525*** (0,0873)	1,2623*** (0,0423)
Centro-Oeste			2,1068*** (0,1238)	1,3964*** (0,0475)	2,2319*** (0,1740)	1,4560*** (0,0586)
Constante	0,0371*** (0,0016)	0,0534*** (0,0018)	0,0456*** (0,0019)	0,0589*** (0,0017)	0,0458*** (0,0020)	0,0582*** (0,0017)
Constante	0,161		0,156		0,156	
Log lik	-451847,1		-454549,4		-454423,3	
Prob>Chi2	0,0000		0,0000		0,0000	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

Tabela A.5: Coeficientes do *logit* multinomial para o efeito da criação de novas instituições públicas na probabilidade de ingresso no ensino superior, público e privado

	IES Pública	IES Privada
Variável de interesse		
IES pública nova	0,0742** (0,0330)	-0,2053*** (0,0313)
Características individuais e familiares		
Sexo	0,5040*** (0,0092)	0,8037*** (0,0071)
Negro ou Pardo	-0,3466*** (0,0100)	-0,4027*** (0,0078)
Amarelo	0,0405 (0,0421)	-0,1363*** (0,0372)
Indígena	-0,1156 (0,1214)	-0,4694*** (0,1250)
Trabalha	-1,0359*** (0,0100)	-0,3615*** (0,0080)
2º rfpc	0,3910*** (0,0156)	0,4336*** (0,0146)
3º rfpc	0,6093*** (0,0164)	0,7893*** (0,0145)
4º rfpc	0,7571*** (0,0173)	1,1585*** (0,0148)
5º rfpc	1,2109*** (0,0177)	1,7874*** (0,0153)
Outra fonte de renda	0,0902*** (0,0093)	0,1089*** (0,0074)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$.

Tabela A.5: Coeficientes do *logit* multinomial para o efeito da criação de novas instituições públicas na probabilidade de ingresso no ensino superior, público e privado (continuação)

	IES Pública	IES Privada
Nível de escolaridade de pelo menos um dos pais		
Ensino fundamental	0,2377*** (0,0109)	0,2986*** (0,0082)
Ensino médio	0,4598*** (0,0095)	0,5296*** (0,0074)
Ensino superior	1,3688*** (0,0126)	1,3013*** (0,0105)
Presença de mãe no domicílio	0,1838*** (0,0180)	0,0986*** (0,0136)
Número de irmãos	-0,0275*** (0,0039)	-0,1098*** (0,0035)
Possui carro ou moto	0,3472*** (0,0110)	0,4895*** (0,0089)
Rural	-0,2090*** (0,0138)	-0,3982*** (0,0115)
Ln da população	0,0275*** (0,0032)	-0,0187*** (0,0025)
Nordeste	0,5775*** (0,0122)	-0,1643*** (0,0103)
Norte	0,4703*** (0,0198)	-0,0091 (0,0168)
Sul	0,3965*** (0,0125)	0,2089*** (0,0089)
Centro-Oeste	0,7429*** (0,0182)	0,2802*** (0,0146)
Constante	-3,3832*** (0,0428)	-2,6413*** (0,0332)
Pseudo R ²	0,156	
Log lik	-454663,0	
Prob>Chi2	0,0000	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Erros-padrão clusterizados entre parênteses. * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,001.

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 \BibTeX .
 - 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

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

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

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

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

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp