

AS PERDAS DECORRENTES DAS APOSENTADORIAS PRECOSES NO BRASIL

Bruno Ottoni
Fernando Holanda Barbosa Filho
Luíza Guimarães Nobre

**EDUCAÇÃO ESPECIAL E INCLUSÃO SOCIAL NA TRAJETÓRIA ESCOLAR
E LABORAL PARA PESSOAS COM DEFICIÊNCIA NO BRASIL**

Raquel Pereira Pontes
Roberta Rodrigues Salvini
Maria Micheliana da Costa Silva

**CICLOS POLÍTICOS E ELEITORAIS NA EXECUÇÃO DO PROGRAMA
BOLSA FAMÍLIA EM NÍVEL MUNICIPAL**

Tiago Sousa Pereira
Vander Mendes Lucas
Moisés de Andrade Resende Filho

**EFEITOS DO *BACKGROUND* FAMILIAR SOBRE OS
RENDIMENTOS VIA MEDIAÇÃO DA EDUCAÇÃO**

Daniel Barbosa Guimarães
Ronaldo de Albuquerque e Arraes
Edward Martins Costa

**CURVAS DE SALÁRIO DINÂMICAS E EFEITOS SOBRE O SALÁRIO REAL E
O DESEMPREGO DE LONGO PRAZO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Roberto Santolin
Mariangela Furlan Antigo

**DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA INCONDICIONAL DOS
DIFERENCIAIS DE DESEMPENHO ENTRE ALUNOS DE ESCOLAS
PRIVADAS E PÚBLICAS PROFISSIONALIZANTES**

Ronaldo A. Arraes
Francisca Zilania Mariano

**pesquisa e planejamento
econômico - ppe**

ipea

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Carlos von Doellinger

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Manoel Rodrigues Junior

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

Flávia de Holanda Schmidt

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Nilo Luiz Saccaro Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura

André Tortato Rauen

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylena Fiori

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

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

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

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

Corpo Editorial

Editor

Maurício Cortez Reis

Coeditores

Marco A. F. H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2020

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - O 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1>

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

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

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

SUMÁRIO

AS PERDAS DECORRENTES DAS APOSENTADORIAS PRECOSES NO BRASIL 7

Bruno Ottoni

Fernando Holanda Barbosa Filho

Luiza Guimarães Nobre

EDUCAÇÃO ESPECIAL E INCLUSÃO SOCIAL NA TRAJETÓRIA ESCOLAR E LABORAL PARA PESSOAS COM DEFICIÊNCIA NO BRASIL 31

Raquel Pereira Pontes

Roberta Rodrigues Salvini

Maria Micheliana da Costa Silva

CICLOS POLÍTICOS E ELEITORAIS NA EXECUÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA EM NÍVEL MUNICIPAL 67

Tiago Sousa Pereira

Vander Mendes Lucas

Moisés de Andrade Resende Filho

EFEITOS DO *BACKGROUND* FAMILIAR SOBRE OS RENDIMENTOS VIA MEDIAÇÃO DA EDUCAÇÃO 99

Daniel Barbosa Guimarães

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Edward Martins Costa

CURVAS DE SALÁRIO DINÂMICAS E EFEITOS SOBRE O SALÁRIO REAL E O DESEMPREGO DE LONGO PRAZO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA 127

Roberto Santolin

Mariangela Furlan Antigo

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA INCONDICIONAL DOS DIFERENCIAIS DE DESEMPENHO ENTRE ALUNOS DE ESCOLAS PRIVADAS E PÚBLICAS PROFISSIONALIZANTES 157

Ronaldo A. Arraes

Francisca Zilania Mariano

CONTENTS

THE LOSSES GENERATED BY EARLY RETIREMENTS IN BRAZIL 7

Bruno Ottoni

Fernando Holanda Barbosa Filho

Luiza Guimarães Nobre

SPECIAL EDUCATION AND SOCIAL INCLUSION IN SCHOOL AND LABOR TRAJECTORY FOR DISABLED PEOPLE IN BRAZIL 31

Raquel Pereira Pontes

Roberta Rodrigues Salvini

Maria Micheliana da Costa Silva

POLITICAL AND ELECTORAL CYCLES IN THE IMPLEMENTATION OF BOLSA FAMÍLIA PROGRAM 67

Tiago Sousa Pereira

Vander Mendes Lucas

Moisés de Andrade Resende Filho

EFFECTS OF THE FAMILY BACKGROUND ON OFFSPRING'S INCOME THROUGH THE EDUCATIONAL MEDIATION 99

Daniel Barbosa Guimarães

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

Edward Martins Costa

DYNAMIC WAGE CURVES: EFFECTS ON REAL WAGES AND LONG TERM UNEMPLOYMENT FOR THE BRAZILIAN ECONOMY 127

Roberto Santolin

Mariangela Furlan Antigo

UNCONDITIONAL QUANTILE DECOMPOSITION OF PERFORMANCE DIFFERENTIALS BETWEEN STUDENTS FROM PRIVATE AND VOCATIONAL PUBLIC SCHOOLS 157

Ronaldo A. Arraes

Francisca Zilania Mariano

AS PERDAS DECORRENTES DAS APOSENTADORIAS PRECOSES NO BRASIL¹

Bruno Ottoni²

Fernando Holanda Barbosa Filho³

Luiza Guimarães Nobre⁴

Este estudo verifica em que medida as aposentadorias precoces reduzem a renda agregada da economia brasileira por meio de dois canais específicos. O primeiro refere-se à redução da renda causada por queda na ocupação. O segundo, por sua vez, diz respeito à sua redução em função da diminuição, para aqueles que se mantêm ocupados, tanto do salário-hora quanto das horas trabalhadas. Utilizando um método de variáveis instrumentais, estimamos o efeito dessas aposentadorias precoces sobre a ocupação, o salário-hora e as horas trabalhadas. Observamos que elas afetam negativamente as três variáveis analisadas e, conseqüentemente, reduzem a renda agregada.

Palavras-chave: previdência; aposentadorias precoces; renda agregada.

THE LOSSES GENERATED BY EARLY RETIREMENTS IN BRAZIL

This study seeks to investigate the extent to which the early retirements reduce the aggregate income of the Brazilian economy through two specific channels. The first one is the reduction of aggregate income caused by a drop in employment. The second one is the reduction of the aggregate income as a result of a drop, for those who are still employed, in both hourly wage and hours worked. By using an instrumental variable method, we estimate the effects of early retirements on the probability of occupation and on the hourly wage and hours worked. We observe that early retirements have a negative impact on these three variables and, therefore, decreases aggregate income.

Keywords: pension system; early retirements; aggregate income.

JEL: C36; H53; H55; J11.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art1>

1 INTRODUÇÃO

O sistema previdenciário brasileiro é extremamente generoso. Entre os aspectos frequentemente citados para caracterizar a sua benevolência, tem ganhado cada vez mais atenção a possibilidade de aposentadoria por tempo de contribuição, sem exigência de idade mínima. Esta regra, que permite ao indivíduo obter seu benefício previdenciário por tempo de contribuição independentemente de sua faixa etária, é bastante incomum. Por exemplo, dados da Associação Internacional

1. Os autores gostariam de agradecer a Victor Bridi pelo excelente auxílio prestado na elaboração deste estudo.

2. Pesquisador do IDados; e pesquisador do Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (IBRE/FGV).

3. Pesquisador do IBRE/FGV.

4. Assistente de pesquisa do IBRE/FGV.

de Seguridade Social sugerem que, dentro de um universo total de 177 países pesquisados, existem apenas treze que adotam regra semelhante à brasileira, ou seja, que permitem aposentadoria exclusivamente a partir da comprovação de um determinado número de contribuições.

Uma das principais consequências da possibilidade de que indivíduos obtenham, no Brasil, seu benefício previdenciário por tempo de contribuição, sem exigência de idade mínima, é a tendência de que uma parcela expressiva da população consiga garantir relativamente cedo a sua aposentadoria. Infelizmente, essa regra, que garante direito de acesso ao benefício em idades reduzidas para grande parte da população brasileira, acarreta perdas significativas para o país. Alguns dos prejuízos decorrentes das aposentadorias precoces são diretos, como a queda na receita do governo, em virtude da redução no número de contribuições pagas ao sistema da previdência. Outras perdas, no entanto, são indiretas, como a redução na renda agregada do país decorrente dos efeitos que o recebimento do benefício previdenciário pode produzir sobre o comportamento dos indivíduos.

Especificamente, a obtenção do benefício previdenciário pode incentivar os agentes a ajustar a sua conduta em pelo menos duas dimensões distintas, com potenciais efeitos deletérios sobre a renda agregada, que são: *i*) na margem extensiva, ou seja, mediante migração para a inatividade; ou *ii*) na margem intensiva, ou seja, por meio de uma redução de seu salário e das suas horas trabalhadas (por exemplo, mudando para uma ocupação que traga maior satisfação, porém menor remuneração).

Este artigo procura quantificar as perdas indiretas causadas pelos indivíduos que escolhem se aposentar precocemente. Neste sentido, este texto é bastante semelhante ao trabalho de Paiva, Rangel e Caetano (2016), visto que ambos procuram quantificar os prejuízos, para a renda agregada da economia, resultantes dos efeitos das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de inatividade, o salário e as horas trabalhadas. Porém, a metodologia adotada aqui, para estimar as perdas decorrentes dessas aposentadorias, é expressivamente diferente da empregada em Paiva, Rangel e Caetano (2016). Enquanto esta pesquisa implementa uma estratégia de variáveis instrumentais, a outra adota um procedimento de escore de propensão com pesos.

Mais precisamente, a metodologia utilizada aqui procura mensurar o efeito das aposentadorias precoces tanto na probabilidade de inatividade quanto no salário e nas horas trabalhadas dos indivíduos que passam a receber o seu benefício previdenciário, mas permanecem no mercado de trabalho. Para lidar com o problema da endogeneidade potencial do principal regressor de interesse, a probabilidade de aposentadoria precoce, implementa-se uma estratégia de variáveis instrumentais, que será descrita mais detalhadamente na seção *Metodologia*. Os resultados encontrados indicam que as pessoas que conseguem adquirir sua aposentadoria

precocemente têm maior probabilidade de migrar para a inatividade e, mesmo aquelas que continuam ocupadas, tendem a ter seu salário reduzido. Ademais, verificamos que essa diminuição da remuneração, dos indivíduos que continuam ocupados, advém de uma queda tanto do salário-hora quanto da quantidade de horas trabalhadas.

Posteriormente, as estimativas obtidas são utilizadas para mensurar as perdas que as aposentadorias precoces produzem na renda agregada da economia, ao motivar condutas que tendem a acarretar uma redução nos proventos dos agentes – seja via aumento da chance de que indivíduos abandonem o mercado de trabalho ou por meio de uma diminuição do salário-hora e das horas trabalhadas daqueles que permanecem ocupados. Os cálculos realizados sugerem que as aposentadorias precoces provocam uma redução de no máximo 0,7% e no mínimo 0,4% na renda agregada da economia.

A seguir, na seção 2, apresentaremos artigos internacionais que tratam do tema de incentivos nos sistemas previdenciários. Na seção 3, iremos expor nossa base de dados, e, em seguida, na quarta seção, a metodologia adotada. Os resultados principais estarão na seção 5 e, nas seções 6 e 7, exibiremos os nossos testes de robustez e os cálculos por trás da perda na renda agregada, respectivamente. Por fim, na seção 8, concluímos este artigo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O artigo com o tema que mais se assemelha ao nosso é o de Paiva, Rangel e Caetano (2016). Utilizando o método de pesos de escore de propensão de Hirano, Imbens e Ridder (2003), os autores buscam estimar a perda de produtividade relacionada às aposentadorias precoces. Eles descobrem que o impacto destas na produtividade dos trabalhadores é de 0,05% do produto interno bruto (PIB) para os aposentados ocupados, e de 0,11% levando em conta os que estariam trabalhando se não houvesse aposentadorias precoces. Os resultados indicam que o principal impacto negativo dessas aposentadorias está na redução da ocupação.

Em contrapartida, como na maioria dos países não existe a possibilidade de trabalhar após a aposentadoria, a literatura internacional trata de outros aspectos do tema de previdência. Um assunto muito abordado é o dos incentivos por trás da decisão dos indivíduos no momento de se aposentar. Os autores Gruber e Wise (1999; 2004; 2007) organizaram um projeto internacional, incluindo doze países e dividido em três partes, com o objetivo de estudar a relação entre benefícios previdenciários e aposentadoria.

A primeira fase descreve os incentivos à aposentadoria inerentes aos planos previdenciários e documenta a forte relação entre incentivos à decisão de se aposentar cedo e a proporção de pessoas mais velhas fora da força de trabalho. Um dos

métodos escolhidos para medir estes incentivos é o modelo de *option value* (valor da opção) (Stock e Wise, 1990). Este método consiste em avaliar o valor esperado da renda, calculada a valor presente, de todas as possíveis idades para aposentadoria, com a finalidade de comparar o valor da aposentadoria hoje e na data ideal para cada indivíduo. Se o valor é positivo, há incentivos para a permanência na força de trabalho. O que os autores descobrem, no entanto, é que, na maioria dos países estudados, essa relação é negativa, o que explica o êxodo para fora da força de trabalho dos indivíduos que se encontram na idade mínima para aposentadoria.

Outros autores que também utilizam o modelo de *option value* (Stock e Wise, 1990) para medir os incentivos por trás da decisão de aposentadoria são Börsch-Supan (2000) e Blundell, Meghir e Smith (2002). Enquanto o primeiro concentra-se na Europa e especialmente na Alemanha, os últimos analisam o caso inglês. Ambos os artigos reportam resultados que corroboram a relação positiva entre o *option value* (Stock e Wise, 1990) e a probabilidade de o indivíduo se aposentar na idade mínima, assim como encontrado por Gruber e Wise (1999; 2004; 2007).

A segunda fase, por sua vez, ilustra os efeitos que as mudanças dos planos de aposentadoria (*plan provisions*) teriam na participação dos indivíduos mais velhos na força de trabalho. Os autores demonstram que, ao aumentar em três anos a idade mínima para se aposentar, há uma redução na proporção de homens com 55 a 65 anos fora da força de trabalho variando entre 23% e 65%. Esse resultado é consistente para todos os países analisados.

Por fim, a terceira fase tem como objetivo avaliar as implicações fiscais que a extensão da força de trabalho teria nos custos líquidos do programa. Os autores constataam uma diminuição nesses custos decorrente de uma redução de benefícios da previdência pública e de um aumento da receita de impostos governamentais. Eles revelam que a redução média observada, entre os doze países analisados, fica em 27% do custo líquido anual dos programas previdenciários (0,72% do PIB, em média, para todos os países). Portanto, os autores argumentam que, por meio de uma política que vise aumentar a idade mínima para aposentadoria, é possível ter, ao mesmo tempo, aumento da participação na força de trabalho e uma redução dos custos líquidos dos programas previdenciários.

Na mesma linha dos artigos anteriores, Duval (2003) examina o impacto dos incentivos existentes nos sistemas previdenciários e em outros programas de transferência social na decisão de aposentadoria dos indivíduos mais velhos, para países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), observando somente a população masculina. Utilizando dados em painel, ele observa indivíduos de grupos etários distintos (55 a 59 anos, 60 a 64 anos e mais de 65 anos), de um conjunto de 22 países, durante o período de 1969 a 1999. Semelhante à abordagem de Gruber e Wise (1999; 2004; 2007), o autor também observa que, nos

países estudados, há um imposto marginal implícito sobre o trabalho continuado, e que o valor deste imposto varia entre os países. Este imposto resume em várias dimensões os incentivos à aposentadoria e, além disso, a generosidade dos benefícios previdenciários. Correlações simples entre os países sugerem que tais impostos induzem trabalhadores mais velhos a antecipar sua decisão de aposentadoria. Para a faixa etária de 55 a 59 anos, há evidências de que programas de transferência social foram utilizados como esquemas de aposentadorias antecipadas.

Além do papel dos incentivos, alguns autores buscam entender a relação entre a saúde das pessoas e a decisão de se aposentar. Em seu artigo, McGarry (2004) analisa a correlação entre a saúde debilitada de determinados indivíduos e a decisão de permanecer na força de trabalho, excluindo aqueles que possivelmente poderiam alegar saúde frágil para obter benefícios e se aposentar mais cedo (viés de justificação). A autora utiliza dados do Health and Retirement Study, uma pesquisa nacional bienal que coleta dados de renda, riqueza, características de emprego e saúde e o diagnóstico de doenças dos indivíduos, nos Estados Unidos. Os resultados de seu estudo sugerem que há uma correlação forte entre saúde debilitada e a decisão de se manter empregado, e que essa correlação observada não é somente por causa do viés de justificação. Além disso, a autora verifica que a saúde é mais importante para a decisão de aposentadoria do que a renda ou a riqueza dos indivíduos.

Há também uma vasta literatura acerca dos efeitos da aposentadoria sobre a saúde. Alguns autores, como Eibich (2015), argumentam que a aposentadoria melhora a saúde física e, principalmente, a saúde mental dos indivíduos. Os resultados desse artigo indicam que há um efeito causal positivo da aposentadoria na saúde e na utilização de assistência médica.

3 DADOS

Os dados utilizados neste artigo foram retirados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada em 2014.⁵ A amostra compreende apenas indivíduos em idade ativa, ou seja, são excluídas todas as pessoas que possuem 13 anos ou menos de vida. Ademais, procede-se com a eliminação daqueles indivíduos com idade maior ou igual a 65 anos.

Essa última exclusão advém da hipótese, adotada aqui, de que os aposentados precoces são aqueles indivíduos que começam a obter seu benefício previdenciário antes dos 65 anos. Portanto, as perdas calculadas neste trabalho podem ser interpretadas como os prejuízos causados à renda agregada da economia pela aposentadoria precoce de indivíduos que possuem menos de 65 anos de idade. Dado que a proposta atual

5. A PNAD costumava ser coletada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), porém foi descontinuada. A última versão disponível compreende o ano de 2015, porém, escolhemos utilizar a PNAD de 2014, pois acreditamos que os dados desta pesquisa são mais confiáveis, quando comparados aos dados de 2015.

de reforma da previdência pretende alterar a idade mínima de aposentadoria para os 65 anos, tem-se que as perdas para a renda agregada estimadas aqui representam na verdade os ganhos que poderiam ser obtidos mediante a aprovação do texto que está em tramitação no congresso.

Em seguida, são mantidos na amostra apenas indivíduos para os quais não existem valores faltantes em nenhuma das variáveis utilizadas neste estudo. A lista completa das variáveis adotadas pode ser encontrada na tabela 1. Finalmente, provou-se necessário imputar o número de filhos para todos os homens da amostra, pois, caso contrário, estes indivíduos seriam excluídos, visto que os dados originais da PNAD apresentam valores faltantes para tal elemento. Os indivíduos de sexo masculino compreendem praticamente metade da população brasileira e excluí-los da base de dados acarretaria problemas sérios em termos de validade externa dos resultados obtidos nesta pesquisa. O procedimento de imputação procurou atribuir o número de filhos presentes no domicílio tanto ao homem classificado diretamente como chefe de família, quanto ao indivíduo do sexo masculino categorizado como cônjuge de mulher que seja apontada como chefe de família. A amostra final considerada neste artigo, depois de realizadas as alterações descritas, compreende um universo de 252.014 indivíduos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Idade	36,350	14,185	14,000	64,000
Anos de estudo	8,490	4,198	0,000	15,000
Cor da pele (branca = 1)	0,447	0,497	0,000	1,000
Sexo (masculino = 1)	0,482	0,500	0,000	1,000
Situação censitária (área urbana = 1)	0,858	0,349	0,000	1,000
Região Nordeste	0,272	0,445	0,000	1,000
Região Centro-Oeste	0,064	0,244	0,000	1,000
Região Sudeste	0,423	0,494	0,000	1,000
Região Sul	0,159	0,366	0,000	1,000
Aposentado	0,062	0,241	0,000	1,000
Ocupado	0,655	0,475	0,000	1,000
Horas trabalhadas	102,626	85,405	0,000	392,000
Salário-hora	8,017	44,503	0,000	8.750,000
Distância da aposentadoria	-12,759	15,688	-46,000	30,000
Número de filhos	0,863	1,112	0,000	12,000
Primeira filha mulher	0,041	0,199	0,000	1,000
Observações	252.014	252.014	252.014	
Peso ¹	140.896.902	140.896.902	140.896.902	

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Equivale à população, isto é, à amostra expandida pelo peso do IBGE.

Apresenta-se na tabela 1 um conjunto de estatísticas descritivas, que foram calculadas a partir da amostra discutida anteriormente. Uma análise desses números indica que a amostra selecionada compreende indivíduos que são relativamente maduros, com idade média de quase 37 anos. Além disso, a grande maioria, mais de 42%, mora no Sudeste. O salário-hora máximo é de R\$ 8.750 e o número mínimo de anos de estudo é igual a zero.

4 METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se o procedimento utilizado para calcular o efeito das aposentadorias precoces tanto na probabilidade de que indivíduos decidam migrar para a inatividade quanto sobre o valor do salário daquelas pessoas que permanecem ocupadas. Inicialmente, são discutidos dois modelos distintos, que servem como ponto de partida, para determinar a forma mais adequada de estimar os efeitos produzidos por essas aposentadorias. O primeiro busca avaliar em que medida as aposentadorias precoces impactam a probabilidade de o indivíduo estar ocupado. Já o segundo modelo pretende verificar o efeito produzido pelas aposentadorias precoces no salário daqueles que permanecem ocupados.

Para enriquecer a análise realizada no segundo modelo mencionado anteriormente, estima-se o impacto das aposentadorias precoces separadamente sobre as seguintes variáveis: *i*) número de horas trabalhadas; e *ii*) salário-hora. Esta separação ajuda a qualificar a investigação, visto que permite identificar se eventuais variações no salário do agente, que consegue obter o seu benefício previdenciário em idade reduzida, advêm de ajustes exclusivamente nas horas trabalhadas, apenas de alterações no salário-hora ou de mudanças conjuntas nestas duas variáveis. Ambos os modelos adotados, como ponto de partida nesta pesquisa, são descritos de forma detalhada a seguir.

- 1) Modelo para avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de estar ocupado: $Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \beta X_i + \varepsilon_i$. Sendo Y_i uma indicadora de ocupação para o indivíduo i ; A_i , uma indicadora de aposentadoria para o indivíduo i ; e X_i , um vetor de nove variáveis de controle para o indivíduo, composto por anos de escolaridade, idade, uma indicadora de sexo (masculino), uma indicadora de cor de pele (branca), quatro indicadoras de região (Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste) e uma indicadora de tipo de domicílio (urbano). Além disso, tem-se que ε_i representa um termo de erro que também varia no nível do indivíduo i . Finalmente, o coeficiente de interesse é representado pelo parâmetro α_1 , que captura o efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de ocupação.
- 2) Modelo para avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário e as horas trabalhadas: $W_i = \delta_0 + \delta_1 A_i + \eta X_i + \epsilon_i$. Sendo que W_i pode

representar, para o indivíduo i , o logaritmo tanto do salário-hora, em algumas especificações, quanto do número de horas trabalhadas, em outras. Neste caso, A_i tem a mesma definição adotada no modelo (1), descrito anteriormente. Porém, incluímos no nosso vetor de controles X_i a variável indicadora de ocupação. Já o símbolo ϵ_i representa o termo de erro do modelo, que também difere por indivíduo i . Finalmente, o coeficiente de interesse é representado pelo parâmetro δ_1 , que determina o efeito das aposentadorias precoces tanto sobre o salário-hora quanto sobre as horas trabalhadas, conforme a variável dependente considerada em cada especificação.

Antes de prosseguir, é importante tratar de algumas questões sobre as regressões descritas anteriormente. Primeiro, a variável A_i é apenas uma indicadora de aposentadoria para o indivíduo i , em ambos os modelos. Porém, nesta pesquisa, interpreta-se a variável A_i não como indicadora de recebimento de benefício previdenciário em geral, mas, sim, como apontadora de um tipo muito específico de aposentadoria. Mais precisamente, neste estudo, entende-se a variável A_i como uma indicadora de aposentadoria precoce. Note que a interpretação da referida variável como apontadora de aposentadoria precoce e não apenas de recebimento de benefício previdenciário em geral decorre da exclusão dos indivíduos com idade maior ou igual a 65 anos da amostra utilizada neste trabalho.

Segundo, é importante esclarecer o motivo da inclusão da indicadora de ocupação no nosso vetor de controles X_i no modelo (2). Na verdade, tem-se que a inclusão desta variável binária no vetor de controles da referida especificação é extremamente importante para os objetivos deste estudo. Particularmente, é justamente a inclusão desta indicadora de ocupação, na regressão em questão, que permite calcular o efeito das aposentadorias precoces sobre o desempenho (medido, em algumas especificações, pelo salário-hora e, em outras, pelas horas trabalhadas) específico daqueles indivíduos que permanecem ocupados. Ou seja, para estimar o impacto, na margem intensiva, da obtenção do benefício previdenciário em idade reduzida (que consiste exatamente em medir o efeito da aposentadoria precoce apenas sobre os agentes que continuam empregados) deve-se, necessariamente, incluir a indicadora de ocupação no vetor de controles. Porém, a inclusão dessa variável pode gerar coeficientes viesados, visto que a própria ocupação pode ser entendida como uma variável endógena no modelo. Voltaremos a essa questão, sobre a possível endogeneidade da variável de ocupação, incluída na nossa segunda especificação, na seção 6, que trata dos testes de robustez.

O problema das especificações adotadas nos modelos (1) e (2) é a existência de regressores endógenos, em ambos os casos. Mais precisamente, admite-se na primeira especificação, em que a variável dependente é a indicadora de ocupação, que o vetor de controles X_i contém apenas regressores exógenos. Porém, adota-se a hipótese, neste caso, de que a variável indicadora de aposentadoria, A_i , representa

um regressor endógeno. Esse problema ocorre também no segundo modelo, que procura avaliar o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora e as horas trabalhadas, porém, focando apenas aqueles indivíduos que permanecem empregados.

Diante da existência de regressores endógenos, procura-se adotar, nesta pesquisa, uma metodologia de variáveis instrumentais. A adoção de uma estratégia baseada em instrumentos permite recuperar justamente estimativas causais dos parâmetros de interesse deste estudo, que são α_1 e δ_1 . Tipicamente, modelos de variáveis instrumentais demandam um número de instrumentos que seja pelo menos igual à quantidade de regressores endógenos (Angrist e Pischke, 2009; Wooldridge, 2010). Portanto, os modelos (1) e (2) requerem, no mínimo, um único instrumento. Este trabalho adota uma estratégia parcimoniosa optando, conseqüentemente, pela utilização do número mínimo de instrumentos exigido em cada especificação. Isto significa dizer que recorre-se aqui a apenas um instrumento.

A variável instrumental utilizada nesta pesquisa é a distância da idade de aposentadoria. Ela baseia-se nas regras de aposentadoria e, portanto, é construída utilizando procedimentos distintos para indivíduos que moram em áreas rurais e para aqueles que residem em perímetros urbanos.

Por um lado, para os que moram em áreas rurais, este instrumento (distância da idade de aposentadoria) é construído a partir da subtração entre o tempo de vida da referida pessoa e a idade provável de aposentadoria. Visto que a maioria esmagadora das pessoas que residem no campo só consegue obter seu benefício previdenciário pelo critério de idade, assume-se que a idade provável de aposentadoria seja justamente aquela determinada por lei. Mais precisamente, admite-se uma idade provável de aposentadoria de 55 anos, para mulheres, e de 60 anos, para homens.

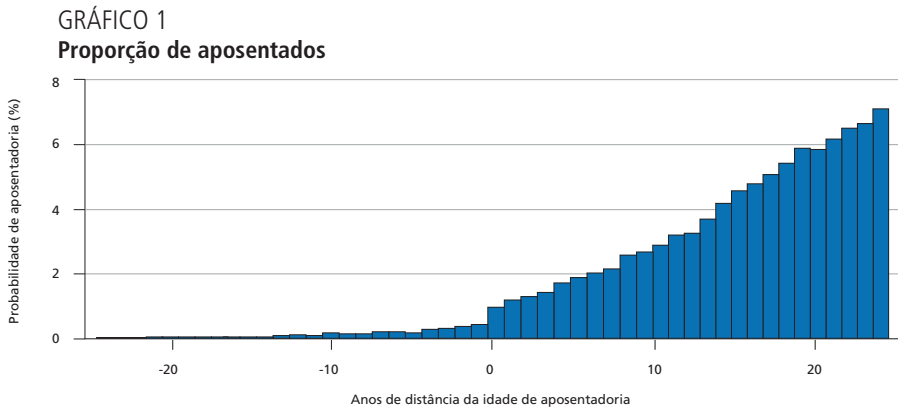
Por outro lado, ao focar os residentes de perímetro urbano, implementa-se uma metodologia diferente para a construção da mencionada variável instrumental, ou seja, para determinar a distância da idade de aposentadoria. Neste caso, o instrumento em questão também é calculado a partir da subtração entre o tempo de vida e a idade provável de aposentadoria. Porém, seria um equívoco adotar para estes moradores a idade provável de aposentadoria como sendo aquela determinada por lei para obtenção do benefício previdenciário, isto é, segundo o critério de idade, 60 anos para mulheres e 65 anos para homens. Essa hipótese estaria equivocada, ao partir do critério de idade para determinar o momento provável de aposentadoria, porque uma parcela expressiva da população de áreas urbanas consegue obter seu benefício previdenciário precocemente via cumprimento do tempo de contribuição, de 30 anos para mulheres e de 35 anos para homens.

Em virtude desse fato particular das áreas urbanas, de que muitos moradores destas localidades conseguem o direito ao seu benefício previdenciário exclusivamente por tempo de contribuição, é utilizado um procedimento distinto para calcular a idade provável de aposentadoria, nesse contexto. Mais precisamente, realiza-se um expediente em três etapas para determinar o momento provável de recebimento do benefício previdenciário nos perímetros urbanos.

Primeiro, é efetuada, para cada indivíduo, uma adição entre o tempo mínimo de contribuição determinado por lei (30 anos para mulheres e 35 anos para homens) e a idade com que aquele agente afirma ter começado a trabalhar. O resultado desta soma é, portanto, a idade mínima com a qual o indivíduo poderia se aposentar, na eventualidade de ter conseguido contribuir ininterruptamente para a previdência ao longo de toda a sua vida laboral. Em seguida, determina-se o momento provável de aposentadoria, para cada indivíduo, como sendo exatamente idêntico a esta idade mínima com a qual o referido agente poderia começar a receber o seu benefício previdenciário (obtida a partir da soma entre o tempo de contribuição estabelecido por lei e a idade de ingresso no mercado de trabalho). Finalmente, calcula-se a distância da idade de aposentadoria, nos perímetros urbanos, a partir da subtração entre o tempo de vida do indivíduo e a sua idade provável de obtenção do benefício previdenciário.

Resta agora descrever como ficam os modelos (1) e (2) utilizando a variável instrumental descrita anteriormente (distância da idade de aposentadoria) para resolver o problema da presença do regressor endógeno, indicadora de aposentadoria. Em ambas as especificações temos um único regressor endógeno, e utiliza-se apenas um instrumento, a distância da idade de aposentadoria. O procedimento empregado na estimação de ambos os modelos é o método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E).

O gráfico 1 ilustra a relação entre a probabilidade de aposentadoria e a distância da idade de aposentadoria, ao redor de zero. É possível observar que a probabilidade de aposentadoria é praticamente igual a zero para as pessoas com distância da idade de aposentadoria negativa, e que essa probabilidade cresce à medida que a distância fica maior do que zero. Portanto, isso nos leva a acreditar na funcionalidade do nosso instrumento.



Ainda persiste, porém, uma ameaça à identificação dos efeitos das aposentadorias precoces a partir da estimação dos dois modelos mencionados anteriormente, visto que a amostra utilizada em ambos os casos contém indivíduos significativamente diferentes. Esta característica da amostra completa acaba por misturar pessoas que devem ser consideradas na análise, que são justamente aquelas que estão próximas da sua aposentadoria, com outras que deveriam ser excluídas, que são aquelas pessoas que ainda estão muito longe de atender todos os requisitos necessários para obtenção do benefício previdenciário. As especificações preferidas neste estudo procuram restringir a amostra completa, focando janelas que limitam a distância da idade de aposentadoria, justamente para tentar produzir comparações entre grupos mais semelhantes. As janelas adotadas consistem em intervalos que vão de mais ou menos cinco anos até mais ou menos um ano.

A tabela 2 mostra como essa delimitação por janelas, em torno da distância da idade de aposentadoria, permite que sejam criados grupos de indivíduos mais semelhantes. Na amostra completa observa-se, para os indivíduos com distância da idade de aposentadoria negativa (distância < 0), uma média de quase nove anos de estudo. Este número é expressivamente maior do que a média de aproximadamente sete anos de estudo calculada para os indivíduos com distância positiva (distância ≥ 0). Os valores encontrados para esta mesma variável, média de anos de estudo, são muito mais parecidos ao focar a janela restrita ao redor do intervalo de mais ou menos um ano. Neste caso, obtém-se que as pessoas com distância da idade de aposentadoria negativa (distância < 0) apresentam, em média, cerca de 8,1 anos de estudo. Este resultado é bastante semelhante à média de aproximadamente oito anos de estudo que é determinada ao focar apenas os indivíduos com distância da idade de aposentadoria positiva (distância ≥ 0).

TABELA 2
Estatísticas descritivas de indivíduos semelhantes

Variável	Amostra completa		Restringindo a distância da idade de aposentadoria em mais ou menos cinco anos		Restringindo a distância da idade de aposentadoria em mais ou menos um ano	
	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria	Abaixo da idade de aposentadoria	Acima da idade de aposentadoria
	(distância < 0)	(distância ≥ 0)	(-5 ≤ distância < 0)	(0 ≤ distância ≤ 5)	(-1 ≤ distância < 0)	(0 ≤ distância ≤ 1)
Idade	30,282	54,507	45,328	49,976	47,160	48,221
Anos de estudo	8,988	6,999	8,166	7,780	8,107	8,025
Cor da pele (branca = 1)	0,435	0,486	0,460	0,475	0,452	0,478
Sexo (masculino = 1)	0,512	0,393	0,460	0,463	0,455	0,452
Situação censitária (área urbana = 1)	0,829	0,942	0,873	0,879	0,879	0,876
Região Nordeste	0,286	0,230	0,254	0,247	0,237	0,244
Região Centro-Oeste	0,064	0,062	0,066	0,061	0,068	0,064
Região Sudeste	0,407	0,469	0,436	0,451	0,449	0,438
Região Sul	0,152	0,180	0,169	0,174	0,172	0,180
Aposentado	0,008	0,224	0,030	0,130	0,042	0,095
Ocupado	0,672	0,606	0,768	0,730	0,758	0,761
Horas trabalhadas	105,639	93,611	122,834	115,170	120,938	120,573
Salário-hora	7,891	8,394	11,138	10,928	10,736	10,356
Distância da aposentadoria	-19,824	8,383	-3,028	1,983	-1,000	0,036
Número de filhos	0,820	0,991	1,331	1,168	1,240	1,213
Primeira filha mulher	0,054	0,004	0,007	0,004	0,006	0,006
Observações	190.415	61.599	22.653	20.537	4.489	4.440
Peso ¹	105.605.335	35.291.567	12.692.720	11.652.129	2.526.680	2.483.488

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Equivale à população, isto é, à amostra expandida pelo peso do IBGE.

5 RESULTADOS

A tabela 3 apresenta os resultados obtidos a partir da estimação do modelo (1). Ou seja, ela fornece as estimativas do efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de ocupação. Todos os coeficientes de interesse do painel A, que contém os resultados do primeiro estágio da metodologia de MQ2E, são positivos e significativos. Portanto, o instrumento utilizado neste primeiro estágio, a distância da idade de aposentadoria, atende à restrição de inclusão. Mais precisamente, indivíduos que já passaram da sua idade de recebimento do benefício previdenciário têm maior probabilidade de estarem aposentados. Os resultados do segundo estágio do procedimento de MQ2E, encontrados no painel B, indicam que as aposentadorias precoces reduzem a probabilidade de ocupação (sendo que apenas um único coeficiente não apresenta significância estatística). Seus efeitos ficam entre -23% e -56%.

TABELA 3
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação

MQ2E						
Painel A – primeiro estágio						
	Variável dependente: aposentado precoce					
Instrumento: distância da aposentadoria	0,001 (0,000)***	0,012 (0,001)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,022 (0,001)***	0,033 (0,003)***
Efeito (%)	1,06	14,69	17,00	19,90	26,23	38,75
R-quadrado	0,15	0,19	0,20	0,20	0,19	0,20
Painel B – segundo estágio						
	Variável dependente: ocupado					
Variável instrumentada: aposentado precoce	-4,435 (0,958)***	-0,416 (0,067)***	-0,374 (0,072)***	-0,318 (0,086)***	-0,411 (0,106)***	-0,177 (0,152)
Efeito (%)	+ ¹	-55,78	-50,10	-42,38	-54,67	-23,41
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não reportá-lo. O valor, no entanto, pode ser disponibilizado mediante requisição aos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira à sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. *** Significância estatística de 1%.

Os resultados referentes ao impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora, estimados a partir do modelo (2), são apresentados na tabela 4. Neste caso também fica evidente que, a partir dos coeficientes do primeiro estágio da metodologia de MQ2E, fornecidos no painel A, a variável instrumental utilizada atende à restrição de inclusão. Ou seja, o instrumento de distância da idade de aposentadoria tem efeito estatisticamente significativo sobre a variável instrumentada, indicadora de aposentadoria precoce, em todas as especificações estimadas. Os coeficientes estimados no segundo estágio da metodologia de MQ2E, apresentados no painel B, sugerem que a aposentadoria precoce acarreta uma diminuição expressiva do salário-hora. Seus impactos ficam entre -39% e -84%.

Os resultados referentes ao impacto das aposentadorias precoces sobre as horas trabalhadas, também estimados a partir do modelo (2), estão presentes na tabela 5. Os coeficientes estimados no segundo estágio da metodologia de MQ2E, apresentados no painel B, sugerem que a aposentadoria precoce acarreta uma diminuição das horas trabalhadas (sendo que somente um resultado dessa especificação não é significativo). Os seus impactos ficam entre -16% e -32%.

TABELA 4
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre o salário-hora

MQZE						
Painel A – primeiro estágio						
Variável dependente: aposentado precoce						
Instrumento: distância da aposentadoria	0,000 (0,000)**	0,012 (0,000)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,020 (0,001)***	0,032 (0,003)***
Efeito (%)	0,489	13,91	16,18	19,09	24,87	37,91
R-quadrado	0,203	0,222	0,236	0,234	0,229	0,236
Painel B – segundo estágio						
Variável dependente: log do salário-hora						
Variável instrumentada: aposentado precoce	-52,629 (25,224)**	-1,860 (0,139)***	-1,665 (0,141)***	-1,536 (0,161)***	-1,250 (0,187)***	-0,489 (0,240)**
Efeito (%)	† ¹	-84,43	-81,09	-78,47	-71,34	-38,66
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não o reportar. O valor, no entanto, pode ser disponibilizado mediante requisição aos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira a sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

TABELA 5
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre as horas trabalhadas

MQZE						
Painel A – primeiro estágio						
Variável dependente: aposentado precoce						
Instrumento: distância da aposentadoria	0,000 (0,000)**	0,012 (0,000)***	0,014 (0,001)***	0,016 (0,001)***	0,020 (0,001)***	0,032 (0,003)***
Efeito (%)	0,489	13,91	16,18	19,09	24,87	37,91
R-quadrado	0,203	0,222	0,236	0,234	0,229	0,236
Painel B – segundo estágio						
Variável dependente: log de horas trabalhadas						
Variável instrumentada: aposentado precoce	-0,241 (0,905)	-0,179 (0,074)**	-0,173 (0,078)**	-0,389 (0,092)***	-0,306 (0,110)***	-0,294 (0,151)*
Efeito (%)	-21,44	-16,43	-15,88	-32,23	-26,35	-25,46
Amostra	Completa	±5	±4	±3	±2	±1
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	252.014	46.633	38.242	29.843	21.340	12.882

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda coluna é completa e aquela na terceira à sétima coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5, ±4, ±3, ±2 e ±1, respectivamente.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Finalmente, os coeficientes apresentados nas tabelas 3 e 4 foram utilizados para calcular o custo que as aposentadorias precoces geram sobre a renda agregada da economia brasileira. Como custo compreende-se a soma das perdas ocasionadas pelos indivíduos que, ao se aposentar precocemente, optam: *i*) pela inatividade; ou *ii*) por salários menores. Os resultados sugerem que a atual proposta da reforma da previdência, ao alterar a idade mínima de aposentadoria para os 65 anos de idade, poderia evitar perdas que ficariam entre 0,4% e 0,7% do PIB. Vale ressaltar que o cálculo por trás desse resultado será descrito mais detalhadamente na seção 7.

6 TESTES DE ROBUSTEZ

Nesta seção, apresentamos as estimativas de cinco especificações distintas com o intuito de testar a robustez dos resultados exibidos na seção 5. É importante mencionar que, na grande maioria dos testes de robustez nesta seção, os resultados se mantêm quantitativa e qualitativamente inalterados, quando comparados aos resultados apresentados na seção 5. Serão mencionados também os casos em que acontecem alterações mais expressivas dos resultados, que parecem ocorrer, principalmente, em virtude de um problema de amostra muito reduzida. Nestes casos, trabalhamos com especificações que exigem demais dos dados para o tamanho da amostra utilizada.⁶

Primeiro, como a maior parte dos indivíduos da nossa amostra reside em áreas urbanas (86% contra 14% na área rural), reestimamos as especificações da seção 5 a partir da exclusão dos indivíduos residentes em perímetros rurais. Adicionalmente, a restrição da amostra apenas às áreas urbanas é mais adequada para capturar o efeito de aposentadoria precoce sobre as variáveis de interesse, visto que indivíduos da área rural tipicamente se aposentam quando atingem a idade mínima, enquanto cidadãos residentes em cidades majoritariamente se aposentam por tempo de contribuição.

Na tabela 6 podemos notar que o sinal e a significância estatística dos coeficientes estimados ao excluirmos a população rural permanecem praticamente inalterados, com relação à especificação original do modelo. Portanto, nossos principais resultados, apresentados anteriormente na seção 5, não parecem advir apenas de um comportamento atípico da população rural.

6. Vale ressaltar que, para poupar espaço, apresentamos nesta seção apenas os resultados em que restringimos a amostra para a janela de mais ou menos cinco anos ao redor da idade esperada de aposentadoria. Os resultados das demais janelas, começando na de mais ou menos quatro anos ao redor da idade esperada de aposentadoria e chegando até à de mais ou menos um ano perto do momento de obtenção do benefício previdenciário, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores. Note que também podemos enviar, mediante requisição, os resultados referentes à amostra completa.

TABELA 6
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação para a população de área urbana

Variável dependente	MQZE				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,004 (0,000)***	-	0,004 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,787 (0,200)***	-	-5,767 (0,714)***	-0,164 (0,221)
Efeito (%)	9,17	-55,69	8,12	-99,69	-15,13
R-quadrado	0,040	0,132	0,104	-0,085	0,968
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	41.242	41.242	41.242	41.242	41.242

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 . Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. ** Significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

Reconhecemos que há uma certa endogeneidade no nosso instrumento, distância para aposentadoria, pois a decisão de ingressar no mercado de trabalho, por parte dos indivíduos que constam em nossa análise, foi tipicamente feita muitos anos atrás, visto que focamos uma população mais velha. Para reduzir o problema de endogeneidade do nosso instrumento, incluímos dois regressores adicionais, retirados do questionário da PNAD, nas principais especificações utilizadas neste artigo. O primeiro pergunta se a mãe ainda é viva, e o segundo questiona se a mãe reside no domicílio. Acreditamos que ambas as variáveis atuam como *proxies* do nível de renda dos indivíduos no passado. Vale ressaltar que a inclusão da indicadora de mãe viva representa o nosso segundo teste de robustez, e a inclusão da indicadora de mãe que mora no domicílio representa o terceiro.

Infelizmente, como a PNAD não apresenta dados referentes à situação financeira do indivíduo na época em que ele ingressou no mercado de trabalho (escolaridade dos pais etc.), não foi possível utilizar controles de maior qualidade. Por isso, utilizamos as variáveis descritas anteriormente, as indicadoras de mãe viva e de mãe que mora no domicílio, como *proxies* da situação econômica do indivíduo no passado, dado que estão provavelmente correlacionadas com a situação financeira dos pais da pessoa. Uma mãe que poupou pouco porque tinha uma situação ruim quando era jovem terá maior probabilidade de morar com o filho na velhice. Alternativamente, uma mãe que teve bons cuidados médicos quando era jovem, por ter uma situação financeira melhor, terá maior probabilidade de estar viva na velhice.

De fato, como limitamos a amostra para uma janela de mais ou menos cinco anos para aposentadoria, somente estão incluídos nela indivíduos na terceira idade (ou próximos dela). Portanto, as pessoas cujas mães ainda estão vivas potencialmente apresentam uma melhor condição socioeconômica condizente com os cuidados (custos médicos, alimentação etc.) que justificariam o elevado tempo de vida. Conclui-se, então, que a variável indicadora de mãe viva tenderia a ser positivamente correlacionada com a renda familiar desse indivíduo no passado. Analogamente, esperaríamos uma correlação negativa entre a renda familiar do indivíduo no passado e a indicação de que reside com a sua mãe.

Nas tabelas 7 e 8 verificamos que as estimativas para as regressões que incluem essas variáveis, em separado, como controles são estatística e economicamente significantes, e os sinais dos resultados permanecem semelhantes aos obtidos nas especificações principais. Considerando que as variáveis adicionais podem capturar os efeitos de fatores socioeconômicos potencialmente correlacionados com a situação financeira dos indivíduos na época em que optaram por ingressar no mercado de trabalho, e dado que a inclusão dessas variáveis nas regressões não modificou substancialmente as estimativas, podemos dizer que tais resultados reforçam a confiança em nosso instrumento.

TABELA 7
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação com controle para os indivíduos que têm mãe viva

Variável dependente	MQ2E				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,012 (0,000)***	-	0,012 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,415 (0,067)***	-	-1,856 (0,139)***	-1,856 (0,139)***
Efeito (%)	14,67	-55,69	13,90	-84,36	-84,36
R-quadrado	0,186	0,125	0,223	0,596	0,596
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	46.633	46.633	46.633	46.633

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 .

Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

TABELA 8
Resultados do modelo que avalia o impacto das aposentadorias precoces sobre a ocupação com controle para os indivíduos que residem com as suas mães

Variável dependente	MQZE				
	Primeiro estágio	Segundo estágio	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Aposentado precoce – modelo (1)	Ocupado	Aposentado precoce – modelo (2)	Log do salário-hora	Log de horas trabalhadas
Instrumento: distância da aposentadoria	0,012 (0,000)***	-	0,012 (0,000)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-0,460 (0,067)***	-	-1,856 (0,139)***	-1,906 (0,141)***
Efeito (%)	14,72	-61,78	13,85	-84,36	-85,13
R-quadrado	0,186	0,126	0,222	0,590	0,590
Amostra	±5	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	46.633	46.633	46.633	46.633

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 . Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Um quarto problema que ameaça nossas especificações preferidas é o potencial viés de seleção decorrente do fato de não observarmos os salários de indivíduos desocupados. De fato, pode ser que indivíduos que tenham se aposentado precocemente ainda estejam em busca de emprego. Muito possivelmente, características não observáveis, tais como motivação e habilidade, estariam correlacionadas com a empregabilidade do indivíduo e com a sua decisão de aposentadoria precoce.

Para amenizar esse potencial viés de seleção, aplicamos um modelo de seleção de Heckman,⁷ no qual o primeiro estágio consiste em um *probit* para estimar a probabilidade de ocupação. Já no segundo estágio, computamos o Mills *ratio* e incluímos essa variável no MQZE, com o objetivo de que controle pelo viés de seleção. O instrumento utilizado no primeiro estágio foi o número de filhos, dado que esta variável costuma afetar a decisão de ocupação dos indivíduos. No segundo estágio, o instrumento continuou sendo a variável de distância de aposentadoria, descrita anteriormente. Os erros-padrão são estimados via *bootstrap*.

Podemos observar na tabela 9 que a estimação por meio do método de Heckman não altera substancialmente os parâmetros estimados em nossas especificações principais. Na verdade, os resultados se mantêm praticamente inalterados, tanto do ponto de vista qualitativo quanto do ponto de vista quantitativo.

7. Mais detalhes sobre o modelo estimado podem ser encontrados no capítulo 19 de Wooldridge (2010, p. 803-806).

TABELA 9
Teste de robustez utilizando a variável de número de filhos para corrigir o viés de seleção da variável ocupação

Variável dependente	Modelo de seleção de Heckman			
	<i>Probit</i>	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Ocupado	Aposentado precoce	<i>Log</i> de horas trabalhadas	<i>Log</i> do salário-hora
Variável de seleção: número de filhos	0,039 (0,000)***	-	-	-
Instrumento: distância da aposentadoria	-	0,010 (0,001)***	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-	-2,446 (0,216)***	-0,400 (0,131)***
<i>Mills ratio</i>	-	0,150 (0,045)***	0,243 (0,170)	-0,919 (0,123)***
Efeito (%)	1,2	1,0	-91,3	-33,0
R-quadrado	0,0791	0,217	0,193	0,102
Amostra	±5	±5	±5	±5
Observações	46.633	34.820	34.820	34.820

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A amostra na segunda, terceira e quarta coluna é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ± 5 , ± 3 e ± 1 , respectivamente. Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ± 4 e ± 1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Finalmente, testamos novamente a presença de viés de seleção por meio do mesmo modelo de Heckman descrito anteriormente, porém, utilizando desta vez a variável de primeira filha do sexo feminino como instrumento no primeiro estágio. Esse exercício representa nosso quinto, e último, teste de robustez. Um assunto bastante abordado na literatura é a preferência dos pais por diversificação do sexo dos seus filhos (Angrist e Evans, 1998). Além disso, em muitos países, como no Brasil, parece haver uma preferência cultural por filhos homens. Neste artigo, constatamos que essa preferência por filhos homens parece de fato existir em nosso país. Mais precisamente, verificamos, por meio de regressões, que casais cujo primeiro filho é mulher têm maior probabilidade de ter um segundo filho. Vale ressaltar ainda que as regressões utilizadas para testar esta hipótese, de preferência por filhos homens, foram realizadas apenas para famílias que possuem no máximo dois filhos, justamente para capturar, na margem, a decisão do casal de ter um segundo filho.

Na tabela 10, observamos que a variável indicadora de primeira filha mulher é negativamente correlacionada com ocupação, e significativa ao nível de 1%. Os efeitos em salário-hora e horas trabalhadas são igualmente negativos, porém não significantes. Todavia, o que se observa também é que os impactos estimados são bastante expressivos, implicando reduções de 99% no salário-hora e de 97% nas horas trabalhadas. Portanto, parece que a falta de significância encontrada

advém principalmente das amostras muito pequenas que são utilizadas nessas especificações com a indicadora de primeira filha mulher como instrumento, dado que os efeitos estimados são bastante expressivos. Só uma perda muito grande de poder dos nossos testes estatísticos pode ajudar a justificar o fato de que efeitos tão expressivos ainda apareçam como sendo não significativos.

TABELA 10

Teste de robustez utilizando a variável de primeira filha mulher para corrigir o viés de seleção da variável ocupação

Variável dependente	Modelo de seleção de Heckman			
	<i>Probit</i>	Primeiro estágio	Segundo estágio	Segundo estágio
	Ocupado	Aposentado precoce	<i>Log do salário-hora</i>	<i>Log de horas trabalhadas</i>
Variável de seleção: primeira filha mulher	-0,393 (0,036)***	-	-	-
Instrumento: distância da aposentadoria	-	0,003 (0,004)	-	-
Variável instrumentada: aposentado precoce	-	-	-7,645 (50,654)	-3,642 (31,062)
Mills <i>ratio</i>	-	-0,030 (0,111)	-0,335 (2,678)	-0,988 (2,007)
Efeito (%)	-0,15	0,33	-99,95	-97,38
R-quadrado	0,0966	0,0931	† ¹	† ¹
Amostra	±5	±5	±5	±5
Observações	588	374	374	374

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O valor obtido para esse efeito, na amostra completa, é exorbitante e pouco confiável porque se comparam indivíduos significativamente diferentes, portanto, preferiu-se não reportá-lo.

Obs.: 1. A amostra nas colunas é limitada pela distância da idade de aposentadoria por intervalo de anos na ordem de ±5. Os dados entre parênteses referem-se ao erro-padrão da regressão, calculado pelo método *bootstrap*. Os resultados para os intervalos ±4 e ±1 e a amostra completa não foram reportados por questão de espaço. Estes valores, no entanto, podem ser disponibilizados mediante requisição aos autores.

2. *** Significância estatística de 1%.

Nesta seção, discutimos os resultados de cinco especificações diferentes de testes de robustez. A princípio, reestimamos todas as nossas especificações preferidas utilizando, como amostra, somente a população que reside em área urbana. Felizmente, constatamos que a remoção da população rural não altera expressivamente nossos principais resultados.

Depois, para testar uma possível endogeneidade do nosso instrumento, distância para aposentadoria, reestimamos as nossas regressões preferidas utilizando as variáveis indicadoras de mãe viva e de mãe morando no domicílio como *proxy* da situação financeira da família do indivíduo no passado. Essas variáveis procuram controlar para a situação financeira do indivíduo na época em que ele ingressou

no mercado de trabalho. Controlando-as, em separado, podemos observar que os resultados não diferem dos encontrados nas especificações preferidas.

Por último, buscamos corrigir um possível problema de viés de seleção da nossa variável indicadora de ocupação, utilizando o modelo de Heckman (Wooldridge, 2010). No primeiro modelo, utilizamos, no *probit*, a variável independente de número de filhos. Podemos observar que os nossos resultados principais se mantiveram praticamente inalterados. Para testar novamente a presença de viés de seleção, reestimamos o modelo de Heckman, mas desta vez utilizando como variável independente do *probit* a indicadora de primeira filha mulher. Neste modelo, enfrentamos um problema de amostra reduzida, o que prejudicou os nossos resultados. Porém, observamos que a variável indicadora de primeira filha mulher é negativamente correlacionada com ocupação. Além disso, os efeitos da aposentadoria precoce no salário-hora e nas horas trabalhadas permanecem negativos, porém passam a ser não significantes.

Em resumo, podemos concluir que os resultados apresentados nesta seção são semelhantes aos encontrados na seção 5. Logo, esta seção é reconfortante, pois aumenta a confiança nos principais resultados encontrados neste artigo. Vale dizer ainda que todos os resultados omitidos nesta seção de robustez podem ser obtidos mediante requisição aos autores.

7 DISCUSSÃO

Apresentamos aqui a metodologia por trás do cálculo da perda na renda agregada do país decorrente dos efeitos que o recebimento do benefício previdenciário pode produzir sobre o comportamento dos indivíduos. Os resultados indicam que aqueles que conseguem adquirir sua aposentadoria precocemente têm maior probabilidade de migrar para a inatividade e, mesmo aqueles que continuam ocupados, tendem a reduzir seu salário no mercado de trabalho. Esta queda na renda dos indivíduos, quando considerada em sua totalidade, impacta negativamente a renda agregada do país.

Para calcular as perdas em relação ao PIB, selecionamos dois limites, com o superior envolvendo aqueles que estão no intervalo de mais ou menos cinco anos de distância da aposentadoria, e o inferior, no intervalo de mais ou menos um ano. Além disso, assumimos que a demanda por trabalho é perfeitamente elástica. Ou seja, nesse cenário, admitimos que os indivíduos que não se aposentam conseguem permanecer no mercado de trabalho sob as mesmas condições (mesma chance de estar ocupado e mesmos rendimentos) que seus semelhantes, caso assim desejem.⁸ A perda por indivíduo é calculada como a diferença de renda média mensal antes e depois da aposentadoria, e multiplicamos esse valor pelo número de aposentados para

8. Nesse sentido, nossos cálculos refletem o valor máximo de perda do PIB.

obter o valor da perda agregada. O PIB para 2014, por sua vez, é de R\$ 5.687 bilhões. Utilizando esse dado, conseguimos calcular a perda como proporção do PIB, tanto para os aposentados ocupados quanto para os desocupados. Podemos observar os resultados para os limites superior e inferior na tabela 11.

TABELA 11
Estimativa das perdas decorrentes das aposentadorias precoces (redução de salário)

	Aposentados ocupados	Aposentados desocupados	Total
Painel A – grande número de indivíduos deixa o mercado de trabalho (limite superior)			
Número de aposentados	348.772	1.012.202	1.360.974
Perda por indivíduo (R\$ 1 mil)	2.079,2	2.336,0	4.415,2
Perda por mês (R\$ 1 mil)	725.180	2.364.503	3.089.683
Perda por ano (R\$ 1 mil)	8.702.159	28.374.039	37.076.198
Perda como proporção do PIB (%)	0,2	0,5	0,7
Painel B – pequeno número de indivíduos deixa o mercado de trabalho (limite inferior)			
Número de aposentados	954.315	424.805	1.379.120
Perda por indivíduo (R\$ 1 mil)	1.128,9	2.336,0	3.464,9
Perda por mês (R\$ 1 mil)	1.077.291	992.345	2.069.636
Perda por ano (R\$ 1 mil)	12.927.491	11.908.144	24.835.634
Perda como proporção do PIB (%)	0,2	0,2	0,4

Fonte: PNAD/IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Verificamos, portanto, que a perda total gerada pelas aposentadorias precoces daqueles que se enquadram no limite superior é de 0,7% do PIB. Em contrapartida, a perda total gerada por aqueles que se enquadram no limite inferior é de 0,4%.

8 CONCLUSÃO

Este artigo teve como objetivo expor que as atuais regras da aposentadoria, demasiadamente benevolentes, prejudicam a dinâmica do mercado de trabalho. Como debatido, a idade média de aposentadoria no Brasil é muito baixa devido à possibilidade de que indivíduos se aposentem por tempo de contribuição, o que implica, por sua vez, uma saída prematura do mercado de trabalho. Estes indivíduos acabam gerando perdas na renda agregada do país ou porque deixam de trabalhar ou porque optam por menores salários.

Com base nessas perdas, buscou-se, por meio de dois modelos diferentes de MQ2E, analisar o efeito das aposentadorias precoces sobre a probabilidade de o indivíduo estar ocupado e sobre o seu salário. Em ambos os modelos, utilizou-se como variável instrumental a distância em anos da idade de aposentadoria. Os resultados encontrados sugerem que as aposentadorias precoces reduzem a probabilidade de ocupação e o valor dos salários (este último efeito advindo de uma queda tanto do salário-hora quanto do número de horas trabalhadas). Estima-se que a obtenção

prematura do benefício previdenciário produza uma perda de pelo menos 0,4% da renda agregada do país, podendo chegar a 0,7%. Nesse sentido, modificações na legislação previdenciária conseguiriam corrigir estas distorções geradas pela previdência brasileira, além de solidificar sua sustentabilidade fiscal.

REFERÊNCIAS

ANGRIST, J. D.; EVANS, W. N. Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size. **The American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 450-477, 1998.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. **Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion**. Princeton: Princeton University Press, 2009.

BLUNDELL, R.; MEGHIR, C.; SMITH, S. Pension incentives and the pattern of early retirement. **The Economic Journal**, v. 112, n. 478, p. 153-170, 2002.

BÖRSCH-SUPAN, A. Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe. **Journal of Public Economics**, v. 78, p. 25-49, 2000.

DUVAL, R. **The retirement effects of old-age pension and early retirement schemes in OECD countries**. Paris: OECD, 2003. (Working Papers, n. 370).

EIBICH, P. Understanding the effect of retirement on health: mechanisms and heterogeneity. **Journal of Health Economics**, v. 43, p. 1-12, 2015.

GRUBER, J.; WISE, D. A. **Social security and retirement around the world**. Chicago: The University of Chicago Press, 1999.

_____. **Social security programs and retirement around the world: micro-estimation**. Chicago: The University of Chicago Press, 2004.

_____. **Social security programs and retirement around the world: fiscal implications of reform**. Chicago: The University of Chicago Press, 2007.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.

MCGARRY, K. Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations? **Journal of Human Resources**, n. 3, p. 624-648, 2004.

PAIVA, L. H.; RANGEL, L. A.; CAETANO, M. A. R. **O impacto das aposentadorias precoces na produção e na produtividade dos trabalhadores brasileiros**. Rio de Janeiro: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2211).

STOCK, J. H.; WISE, D. A. Pensions, the option value of work, and retirement. **Econometrica**, v. 58, n. 5, p. 1151-1180, 1990.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2010.

EDUCAÇÃO ESPECIAL E INCLUSÃO SOCIAL NA TRAJETÓRIA ESCOLAR E LABORAL PARA PESSOAS COM DEFICIÊNCIA NO BRASIL¹

Raquel Pereira Pontes²

Roberta Rodrigues Salvini³

Maria Micheliana da Costa Silva⁴

Este texto busca avaliar os impactos das políticas de educação especial e de inclusão social e fazer uma análise, para 1991, 2000 e 2010, sobre a trajetória escolar e laboral das pessoas com deficiência. Como estratégia empírica, foram estimadas sete equações com a utilização do método dos mínimos quadrados ordinários e do *logit* ordenado, com base nos dados dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Encontrou-se evidência de que tais políticas têm um impacto positivo na frequência escolar, na alfabetização, no nível educacional e na distorção idade-série das pessoas com deficiência. Ademais, foram constatados também resultados positivos no mercado de trabalho para indivíduos com deficiência.

Palavras-chave: educação especial; inclusão social; deficiência.

SPECIAL EDUCATION AND SOCIAL INCLUSION IN SCHOOL AND LABOR TRAJECTORY FOR DISABLED PEOPLE IN BRAZIL

This article aims to evaluate the impacts of special education and social inclusion policies, and to make an analysis, for the years 1991, 2000 and 2010, of the educational and employment trajectory of people with disabilities. As an empirical strategy, seven equations were estimated using the ordinary least squares and logit ordered methods, based on data from the 1991, 2000 and 2010 IBGE demographic censuses. There has been evidence that such policies have a positive impact on school attendance, literacy, educational level, age-grade distortion of people with disabilities. In addition, there were also positive results in the labor market for individuals with disabilities.

Keywords: special education; social inclusion; disability.

JEL: I28; J78; Z18.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art2>

1. As autoras agradecem o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

2. Professora substituta no Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande (ICEAC/FURG). *E-mail:* <raquel_sjn@hotmail.com>.

3. Estudante de doutorado em economia aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV). *E-mail:* <salvini.roberta@gmail.com>.

4. Professora adjunta no DER/UFV. *E-mail:* <micheliana.costa@yahoo.com.br>.

1 INTRODUÇÃO

A inclusão escolar para pessoas portadoras de alguma deficiência vem sendo discutida no Brasil com maior intensidade desde 1990, devido principalmente a debates internacionais, dos quais resultaram importantes documentos, como a *Declaração Mundial sobre Educação para Todos*,⁵ da Organização das Nações Unidas para a Educação, a Ciência e a Cultura (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization – UNESCO), e a *Declaração de Salamanca* (UNESCO, 1994). Autores como Figueira (2017) determinam o período pós-1990 como a terceira fase da educação especial no Brasil, sendo conhecida como a era da inclusão escolar.

A educação inclusiva está fundamentada no direito de todos os estudantes estarem juntos, de acordo com o que preveem os direitos humanos, tendo um papel relevante para a não exclusão e para a não discriminação de pessoas com necessidades especiais, sendo uma ação política, cultural, social e pedagógica (Brasil, 2008a). Nessa discussão, o conceito de *empowerment*⁶ propugna que as pessoas com deficiência tenham consciência e habilidades necessárias para cuidar de suas próprias vidas, responsabilizando-se pelas suas escolhas (UNESCO, 2005). Assim, o processo educacional pode ajudar na construção dessas habilidades, para que esses indivíduos possam ter sua liberdade e passem a compor a população economicamente ativa do país (Souza e Pletsch, 2017).

Embora se tenha aumentado o acesso à educação formal para pessoas com deficiência, um estudo realizado por Filmer (2008 *apud* UNICEF, 2013), em treze países de média e baixa renda, evidenciou que crianças com deficiência têm menor probabilidade de frequentar a escola, quando comparadas às crianças sem deficiência. Ainda de acordo com o estudo, o acesso à educação para as crianças excluídas ou marginalizadas poderia contribuir para a erradicação do cenário de pobreza no qual elas se encontram. Isso ocorre porque, se a criança com deficiência não for à escola e não aprender habilidades que a ajudem a viver, é possível que outras pessoas da família também não possam trabalhar ou estudar devido à incumbência de cuidar desse sujeito com deficiência, perpetuando a exclusão social (UNICEF, 2013).

De acordo com a Organização Mundial da Saúde (OMS), estima-se que, em média, 121 milhões de crianças de até 14 anos possuem algum tipo de deficiência. Além de ter menores chances de iniciar os estudos, essas crianças são mais propensas a baixos índices de permanência e aprovação escolar. Uma pesquisa da World Health Survey (WHO, 2002; 2004 *apud* WHO, 2011), realizada em parceria com 51 países entre 2002 e 2004, evidenciou que, naquela época, a média de nível de

5. Disponível em: <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000086291_por>.

6. Conforme Mendes (2006), o termo *empowerment* é frequentemente traduzido como empoderamento, mas essa expressão não tem uma tradução precisa, sendo interpretada como “criar ou aumentar as opções disponíveis para as pessoas com deficiência em suas vidas cotidianas” (Charlton, 1998, p. 162).

escolaridade para deficientes era de 5,96 anos no caso dos homens e de 4,98 anos no caso das mulheres. Em contrapartida, esses valores eram, respectivamente, de 7,03 e de 6,26 para não deficientes. A oferta educacional para os alunos com alguma deficiência pode contribuir para a formação de capital humano, diminuir custos econômicos e sociais, além de tornar possível a realização das metas de educação para todos e/ou das metas de desenvolvimento do milênio, como a universalização da educação primária (WHO, 2011).

Dado esse cenário, este estudo se dedica a investigar, a partir dos resultados de acesso escolar e de participação no mercado de trabalho obtidos pelas pessoas com alguma deficiência, os possíveis impactos das políticas de educação especial, inclusão escolar e inclusão laboral pós-1990 no Brasil, período com relevantes realizações políticas nessas esferas. O problema instigador desta pesquisa versa sobre o impacto generalizado das políticas de educação para pessoas com deficiência (no que concerne à frequência e à permanência na escola, à alfabetização e à distorção de idade-série); sobre a participação desses indivíduos no mercado de trabalho; e sobre a renda a eles destinada. A hipótese com a qual este estudo trabalha sustenta que essas políticas de inclusão podem melhorar a trajetória de inserção desses sujeitos na escola e consequentemente no mercado de trabalho, uma vez que elas lhes garantem o direito de acesso e inclusão no sistema educacional.

A questão econômica central nesta pesquisa é a eficiência ou a deficiência que as pessoas possuem para poder trabalhar. Segundo as definições econômicas para deficiências, estas “envolvem características físicas e mentais que restringem as atividades diárias normais ou causam uma redução substancial na produtividade no trabalho” (Haveman e Wolfe, 2000, p. 998). São poucas as pesquisas sobre o impacto da educação especial e inclusiva na trajetória e/ou no desempenho escolar, fato que se deve, em especial, à falta de dados. Para Haveman e Wolfe (2000, p. 1037), o contexto de evidências limitadas “provavelmente levará a maiores esforços para reduzir o crescimento (e talvez diminuir) dos recursos reais dedicados à educação especial no futuro”.

Em uma discussão sobre a eficácia da educação especial e da educação inclusiva, Hocutt (1996) analisou vários modelos aplicados, de 1980 a 1996, à educação especial e à geral (regular) nos Estados Unidos, averiguando impactos positivos dessa prática em termos acadêmicos e sociais. O autor ainda constatou que não havia evidências convincentes de que o local (turma especial ou regular) ou a instrução era o mais relevante para o melhor desempenho dos alunos com deficiência. Para ele, apesar de averiguar uma clara necessidade da educação especial, o importante é que houvesse uma instrução adequada para todos os alunos na educação geral.

Voltando o olhar para a literatura, verifica-se que alguns trabalhos estudaram os efeitos das políticas de educação inclusiva por meio de concepções, perspectivas e/ou crenças. Tiwari, Das e Sharma (2015), por exemplo, analisaram as percepções

de professores sobre a inclusão de alunos com deficiência em salas de aula de ensino regular na Índia; Doménech e Moliner (2014) observaram as crenças das famílias sobre o modelo de educação inclusiva na Espanha. No Brasil, Sant'Ana (2005) investigou as concepções de professores e diretores sobre a inclusão escolar em uma cidade do interior de São Paulo.

Outros estudos buscaram analisar os resultados e o progresso da educação especial e inclusiva – é o caso da pesquisa dos autores Ametepee e Anastasiou (2015) voltada para Gana. Em se tratando de estudos voltados para o Brasil, Souza (2013), com base nas políticas de educação inclusiva, analisou as condições de desenvolvimento dos alunos com deficiência em uma escola da rede pública de ensino do município de Campinas, em São Paulo. Neres e Kassab (2016), por sua vez, analisaram a inclusão escolar de pessoas com deficiência diante do direito da matrícula em uma escola do município de Corumbá, em Mato Grosso do Sul. Pletsch e Oliveira (2014), também com base nas políticas de educação inclusiva, pesquisaram sobre os instrumentos de avaliação de aprendizado dos alunos em cinco municípios da baixada fluminense, no estado do Rio de Janeiro. Rebelo e Kassab (2018), por fim, investigaram, referentemente ao uso de salas de recurso multifuncional, a escolarização dos alunos da educação especial na política de educação inclusiva no país.

A inclusão também tem sua relevância quando se refere ao acesso das pessoas com deficiência ao mercado de trabalho, sendo importante salientar as particularidades nesse ambiente, com suas facilitações e barreiras. Apesar dos importantes esforços de políticas internacionais, como a Convenção nº 159, de 1983, pela Organização Internacional do Trabalho (OIT), sobre a reabilitação profissional e o emprego de pessoas deficientes⁷ (ILO, 1983), e de políticas nacionais, como a Lei das Cotas para pessoas com deficiência – Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991 (Brasil, 1991a) –, este ambiente ainda demonstra entraves para o acesso ao mercado de trabalho para pessoas com alguma deficiência.

Na literatura, encontram-se possíveis fatores que contribuem para a dificuldade de acesso das pessoas com deficiência ao mercado de trabalho: *i*) a falta da qualificação profissional dessas pessoas (Neves-Silva, Prais e Silveira, 2015); *ii*) a falta de oportunidades e as adaptações necessárias por parte dos empregados (Araújo e Ferraz, 2010); *iii*) o preconceito, a falta de informações e a ineficiência da Lei das Cotas (Souza-Silva, Diegues e Carvalho, 2012); *iv*) a resistência familiar e do próprio deficiente em oferecer mão de obra (Vitorino Filho *et al.*, 2012); *v*) a falta de criação, por parte do governo, de mecanismos que permitam às pessoas com deficiência o acesso à informação e a ineficácia das normas existentes (Ribeiro, 2012); *vi*) a falta de engajamento da sociedade civil (Costilla, Neri e Carvalho,

7. Tornou-se decreto no Brasil em 1991 (Brasil, 1991b).

2002); e *viii*) a postura daqueles que mais diretamente se relacionam com as pessoas portadoras de alguma deficiência, entre eles familiares, empregadores e instrutores de escolas (Sasaki, 2006).

Apesar das dificuldades ainda existentes, o cenário vem melhorando. Em 2017, constatou-se que 441.339 pessoas com alguma deficiência no Brasil estavam empregadas, um aumento de pouco mais de 35% em relação a 2011. Considerando os tipos de deficiência, o número de empregos para pessoas com deficiência visual foi o que mais cresceu no período de 2011 a 2017, com um aumento de 184,4% (Brasil, 2018). Thomasi *et al.* (2017) observaram, no período de 2000 a 2010 no Brasil, uma maior probabilidade de pessoas com alguma deficiência na faixa etária de 18 a 29 anos estarem empregadas de modo formal. Alguns estudos quantitativos locais observaram alguns outros pontos importantes para a inclusão no mercado de trabalho, como em Florianópolis, em que se evidenciou um aumento de 52% no fluxo de atendimento a pessoas com deficiência no Sistema Nacional de Emprego (SINE) em 2015 (Hammes e Nuernberg, 2015), e em São Paulo, em que se constatou, no mesmo ano, a matrícula de 8.500 alunos com deficiência no Serviço Nacional de Aprendizagem Industrial de São Paulo (Senai-SP) para a capacitação profissional (Oliveira, Cavalli e Guidugli, 2017).

As evidências apresentadas na literatura se diferem deste trabalho, visto que a maioria dos estudos existentes visou analisar as políticas de educação especial e de inclusão escolar, observando casos e concepções. Ademais, muitas dessas pesquisas têm abrangência demográfica local, diferentemente deste estudo, que trabalha sua questão central em nível nacional. Nesse sentido, este texto espera colaborar para um melhor entendimento do percurso da inserção escolar e laboral para pessoas com deficiência, além de explorar o efeito temporal das políticas de educação especial, de inclusão social no ensino regular e de inclusão no mercado de trabalho. Com isso, contribui-se para a literatura que trata do assunto, tendo em vista a lacuna existente em trabalhos que estimam impactos da educação especial e inclusiva sobre a trajetória escolar e laboral das pessoas com deficiência.

Este texto está organizado em cinco seções: esta breve introdução, que apresenta o objetivo do trabalho e uma revisão sucinta da literatura; a seção 2, que descreve as políticas de educação especial e inclusiva no Brasil e em outros países, com uma abordagem internacional, e também apresenta dados estatísticos da situação dessas modalidades de educação no país; a seção 3, que descreve a estratégia empírica (modelo, método e dados); a seção 4, que exhibe e discute os resultados; e a seção 5, que expõe algumas conclusões sobre este estudo.

2 ACESSO À ESCOLA PARA PESSOAS COM DEFICIÊNCIA NO BRASIL E NO MUNDO

2.1 Educação especial e inclusiva no contexto internacional

O desenvolvimento da educação para pessoas com alguma deficiência em uma abordagem internacional se caracteriza inicialmente pela oferta da educação em escolas segregadas das escolas de educação regular, oferecidas principalmente por organizações religiosas e filantrópicas, com um sistema paralelo de educação, com a crença de que assim essas pessoas seriam mais bem atendidas. No entanto, a partir da década de 1960, devido a movimentos sociais existentes na época, essa segregação educacional começou a ser contestada. Logo, em 1969, introduziu-se nos países escandinavos o princípio da normalização (Bank-Mikkelsen, 1969; Nirje, 1969), com a ideia de que pessoas com deficiência deveriam ter uma vida com oportunidades iguais. Esse princípio foi difundido na Europa e na América do Norte (Ainscow e César, 2006; Mendes, 2006).

Os Estados Unidos influenciaram muito outros países com suas políticas na área da educação especial e inclusiva. Em 1977, o país promulgou uma lei garantindo o direito à educação pública apropriada a todas as crianças com deficiência (Mendes, 2006). Reformas educacionais nos Estados Unidos no final da década de 1980 (Sailor, Gee e Karasoff, 1993) e publicações de propostas de inclusão escolar, como Regular Education Initiative (Will, 1986) e Full Inclusion (Gartner e Lipsky, 1989; Stainback e Stainback, 1984), fizeram com que crianças com deficiência tivessem mais acesso à classe comum no país (Mendes, 2006).

Atualmente, os Estados Unidos são um exemplo de sistema de educação especial e inclusiva, com educação pública e apropriada para pessoas com deficiência (*free appropriate public education* – FAPE). O país conta com um processo uniforme para a identificação e a classificação do aluno com alguma deficiência para a utilização de serviços da educação especial. Após a permissão dos pais do aluno, a escola tem sessenta dias para realizar testes e uma reunião do Plano Educacional Individualizado (Individualized Education Plan – IEP), no qual participam administrador, psicólogo escolar, professor da educação especial, pai do aluno, enfermeiro da escola e, se necessário, outros profissionais. Nessa reunião, decide-se sobre a elegibilidade do aluno ao programa e, se for aceito, elabora-se um IEP com metas, prestação de serviços, tecnologias (por exemplo, leitor de braile) e acomodações e/ou modificações necessárias para esse aluno. Os serviços que podem ser oferecidos no IEP são diversos, dependendo da necessidade do aluno, mas impõe-se que ocorram em um ambiente menos restritivo (*least restrictive environment* – LRE) – se houver maior necessidade, o aluno poderá contar com o apoio de um professor da educação especial na sala de educação geral. Em casos em que o aluno se encontra abaixo do nível acadêmico, ele poderá ser atendido na escola pública em sala segregada de educação especial, ou também em sala com ensino geral e sala com recursos especiais alternadamente. O programa também conta com serviços de progresso acadêmico e social. O IEP é revisado uma vez por ano, e a cada três anos o aluno é reavaliado (Kritzer, 2014).

Na China, a educação especial começou em 1949, com a fundação da República Popular da China, com escolas especiais para cegos e mudos. Em 1986, o país promulgou a Lei de Educação Obrigatória da República Popular da China, que exigia que as escolas aceitassem alunos com alguma deficiência. Com a conscientização de não conseguir a universalização da educação especial, decidiu-se, em 1988, por meio da Conferência Nacional de Educação Especial, que alunos poderiam ser matriculados na escola regular, com o programa de Aprendizagem em Sala de Aula Regular (Learning in Regular Classroom – LRC). De fato, esse programa fez com que o número de matrículas aumentasse significativamente no país. O LRC era semelhante à Iniciativa da Educação Regular, de Madeline Will, mas não no tocante ao objetivo social, no qual Will (1986) declarava igualdade e justiça social: o LRC objetivava matricular o maior número de alunos possível (Worrell e Taber, 2009).

Mais recentemente, a China foi influenciada por outras políticas do Ocidente com os serviços oferecidos paralelamente às pessoas com alguma deficiência, como o serviço contínuo em escolas especiais separadas, as classes especiais nas escolas regulares e o LRC com a combinação de instruções em salas inclusivas, como a tutoria individual (Meng e Zhu, 2007; Chen, 1996; Deng, Poon-McBrayer e Farnsworth, 2001). As escolas especiais também são centros de recursos para a assistência técnica ao LRC. Por falta de estrutura, porém, geralmente não conseguem desempenhar esse papel (Deng e Zhu, 2016). O programa LRC tem muitas dificuldades, como a carência de professores qualificados para o atendimento à educação especial, turmas com um grande número de alunos e, muitas vezes, a falta de atendimento ao aluno com alguma deficiência, mantendo-o apenas como matriculado – quando esse aluno frequenta a aula, por exemplo, muitas necessidades são negligenciadas, deixando-o à deriva (Fei, 2007; Jianghua e Meng, 2007; Worrell e Taber, 2009; Deng e Zhu, 2016). As escolas regulares na China têm a cultura de se concentrar em melhorar o desempenho de alunos para vários exames, não dando atenção àqueles com necessidades especiais (Deng e Zhu, 2016).

Na Tailândia, a educação especial e inclusiva também é um bom exemplo a se seguir. Em 1999, o país promulgou a Lei Nacional de Educação, dando o direito a todo cidadão de pelo menos doze anos de escolaridade, fazendo também referência a crianças com deficiência. Em 2008, o direito à educação para pessoas com deficiência é reforçado pela Lei de Educação para Pessoas com Deficiência. Para ter direito aos serviços especializados, a criança com deficiência deve ser cadastrada e avaliada, e um IEP é realizado. A partir de 2004, o ministério de educação do país avança no sistema de educação inclusiva, ofertando centros de educação especial, escolas especiais e escolas de educação regular integradas. Essas novas regulações fizeram com que o número de crianças matriculadas em escolas regulares aumentasse significativamente (Kritzer, 2014).

Em países em desenvolvimento, também se observam os esforços para a oferta da educação especial e a tendência da educação inclusiva. A África do Sul, por

exemplo, desenvolveu um plano em 2001 denominado Education White Paper 6: Special Needs Education – Building an Inclusive Education and Training System, com o objetivo de desenvolver a educação inclusiva em um período de vinte anos, requisitando treinamento de profissionais envolvidos; identificação e eliminação de barreiras para a inclusão; estímulo para jovens voltarem para a escola; e transformação de escolas separadas especializadas em centros de recursos de apoio.

Recentemente, locais como Armênia, Hong Kong, Reino Unido e Estados Unidos também buscam ter profissionais em centros de recursos de apoio em vez de em escolas especializadas separadas, em que podem servir como assistência para a educação regular (Hayes e Bulat, 2017). Projetos de educação inclusiva também são vistos no Vietnã (Villa *et al.*, 2003), no Egito, na Cisjordânia e em Gaza (The World Bank, 2005), visando fomentar a educação inclusiva com o uso da conscientização pública, como o treinamento de líderes locais e a disseminação de informações. Alguns outros países em desenvolvimento encontram-se ainda atrasados na área da educação especial, como a Índia, com muitas crianças com deficiência fora da escola – 38% no censo de 2001. A educação inclusiva nesse país ainda é recente, conquistada pela pressão dos pais de classe alta e média, mas essa oferta à educação regular é esporádica e não padronizada (Kritzer, 2014).

Na Argentina, uma política de educação especial se constitui a partir de 1998, com a assinatura do Acordo-Quadro de Educação Especial e do Acordo-Quadro da Avaliação, Acreditação e Promoção. Em 2003, começa a se pensar no país em políticas de educação inclusiva. Em 2006, por meio da Lei de Educação Nacional (LEN) nº 26.206, fica assegurada a inclusão educacional; no entanto, a educação especial continua como uma das modalidades do sistema educacional pela LEN de 2006, a fim de garantir o direito à educação para pessoas com alguma deficiência em todas as modalidades do sistema, oferecendo atenção a problemas que não são abordados na educação comum (Padin, 2013).

Assim, evidencia-se a tendência da educação inclusiva para pessoas com alguma deficiência no mundo, com o suporte da educação especial. Devido a diferentes contextos, os países encontram-se em diferentes ritmos de implantação da educação inclusiva: enquanto alguns estão revisando as políticas, outros estão em fase de implementação. Há, ainda, aqueles que esperam que organizações não governamentais (ONGs) assumam a responsabilidade (Srivastava, 2013).

2.2 Acesso à escola para pessoas com deficiência no Brasil

A educação especial no Brasil pode ser dividida em três fases: a primeira teve início em 1854, com a criação do Imperial Instituto dos Meninos Cegos (atual Instituto Benjamin Constant), e se encerrou em 1957; a segunda, de 1957 aos anos 1990, teve seu marco inicial com a criação de legislações específicas para a educação especial; a terceira, a partir da década de 1990 até o momento, mais especificamente a partir

de 1994, teve seu início marcado pela criação da Política Nacional de Educação Especial. Nesse contexto, é importante destacar que a terceira fase foi a responsável pela mudança no enfoque da educação para pessoas com deficiência, no qual esses alunos poderiam ser matriculados na modalidade educacional regular; nesse sentido, a terceira fase ficou conhecida como a era da inclusão escolar e social (Figueira, 2017).

A segunda fase foi marcada pela Campanha para a Educação do Surdo Brasileiro, por meio do Decreto no 42.728, de 3 de dezembro de 1957. Logo em seguida, em 1960, vieram a Campanha Nacional de Educação de Cegos e a Campanha Nacional de Educação e Reabilitação de Deficientes Mentais. Nesse período, entidades públicas e filantrópicas, como a Associação de Pais e Amigos dos Excepcionais (APAE)⁸ e o Instituto Pestalozzi,⁹ pressionaram o governo, a fim de levá-lo a inserir, na Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (LDB) no 4.024, de 1961, um capítulo sobre a educação para pessoas com deficiência (Figueira, 2017).

O atendimento escolar para pessoas com deficiência torna-se um direito em 1961, por meio da LDB no 4.024 do mesmo ano (Brasil, 1961). Em 1988, a educação para todos foi garantida pela Constituição Federal, no art. 205 (Brasil, 1988), e em 1990, pelo Estatuto da Criança e do Adolescente – Lei no 8.069, de 1990 (Brasil, 1990).

Na década de 1990 (começo da terceira fase), declarações mundiais tornaram-se importantes documentos que objetivaram a inclusão social, sendo um marco para políticas de educação inclusiva. Como exemplo, temos a Declaração Mundial sobre Educação para Todos, da UNESCO, com objetivos e metas para oferecer educação adequada à população, e a Declaração de Salamanca, resolução da ONU com princípios, práticas e políticas para a educação especial.

Nesse contexto mundial, o Brasil lança, em 1994, a Política Nacional de Educação Especial (Brasil, 1994), permitindo que crianças com deficiência ingressassem em classes regulares, mas somente as que possuísem condições de acompanhar as aulas no mesmo ritmo das pessoas sem deficiência. Em 1996, foi garantido – em âmbito jurídico, por meio dos arts. 58 e 59 da LDB nº 9.394, de dezembro de 1996 – às pessoas com deficiência o acesso educacional. Entre suas diretrizes, estão assegurados: serviço de apoio especializado, currículos, métodos e técnicas educativas para atender às necessidades dos alunos.

Em 1999, um importante decreto muda o acesso à educação para deficientes no Brasil. O Decreto nº 3.298, de 20 de dezembro de 1999 (Brasil, 1999), define a matrícula compulsória em cursos regulares de ensino para pessoas com deficiência que são capazes de se integrar na rede regular. Dessa maneira, cabe às escolas

8. A primeira APAE foi criada em 1954.

9. Criado em 1926, com atendimento especializado às pessoas com deficiência mental.

públicas ofertar obrigatoriamente a educação especial, que permeia todos os níveis e modalidades de ensino.

O Plano Nacional de Educação, aprovado em 2001 pela Lei no 10.172, de 9 de janeiro de 2001, com duração de dez anos, menciona que, apesar do aumento do número de matrículas de alunos com alguma deficiência, ainda existe um *deficit* grande a ser solucionado, e declara que “o grande avanço que a década da educação deveria produzir será a construção de uma escola inclusiva, que garanta o atendimento à diversidade humana” (Brasil, 2001).

Outro avanço na educação de pessoas com deficiência ocorreu em 2002, pela Lei no 10.436, de 24 de abril de 2002, com o reconhecimento da Língua Brasileira de Sinais (LIBRAS) como meio legal de comunicação e expressão. Essa lei declara que instituições públicas devem garantir atendimento e tratamento adequados aos portadores de deficiência auditiva. Além disso, o sistema educacional deve assegurar o ensino de LIBRAS, como parte do currículo de cursos com formação de educação especial de maneira obrigatória, e de forma optativa para os demais cursos (Brasil, 2002). No mesmo ano, aprovou-se o projeto da grafia em braile para a língua portuguesa, por meio da Portaria no 2.678, de 24 de setembro de 2002, estabelecendo diretrizes para a difusão dessa grafia em todas as modalidades de ensino no Brasil (Brasil, 2006b).

Em 2003, é implementado o Programa Educação Inclusiva pelo Ministério da Educação, cujo objetivo é

a formação de gestores e educadores para efetivar a transformação dos sistemas educacionais em sistemas educacionais inclusivos, tendo como princípio a garantia do direito dos alunos com necessidades educacionais especiais de acesso e permanência, com qualidade, nas escolas regulares (Brasil, 2005, p. 9).

Entre outras diretrizes, em 2005, implementa-se, em todos os estados brasileiros, o atendimento educacional especializado para os alunos com altas habilidades/superdotação, além de orientação às famílias e de formação de professores por meio dos núcleos de atividades de altas habilidades/superdotação. Em 2006, a ONU estabeleceu metas para as partes envolvidas na Convenção sobre os Direitos das Pessoas com Deficiência, da qual o Brasil faz parte, assegurando um sistema de educação inclusivo. Nesse mesmo ano, lançou-se, no Brasil, o Plano Nacional de Educação em Direitos Humanos, buscando fomentar a educação inclusiva no país (Brasil, 2008a).

O Decreto no 6.094, de 24 de abril de 2007, implementa o Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, garantindo o acesso à rede regular de ensino para pessoas com necessidades educacionais especiais. Antes desse decreto, somente os alunos com deficiência que tivessem condições iguais aos que não têm deficiência, no que diz respeito ao ritmo de acompanhamento da aula, poderiam ser matriculados no ensino regular; agora, o direito é estendido a todos os deficientes. Em 2008,

lançou-se o Plano de Desenvolvimento da Educação, visando à melhoria da educação para todos e à inclusão de pessoas com deficiência na escola, desenvolvendo a infraestrutura das instituições de ensino, a fim de melhorar o atendimento aos alunos com deficiência, como a implementação de salas de recurso (Brasil, 2008a).

Também em 2008, instituiu-se, pelo Decreto no 6.571, de 17 de setembro de 2008 (revogado pelo Decreto no 7.611, de 2011), o atendimento educacional especializado, que tinha como um de seus objetivos prover condições de acesso, de participação e de aprendizagem do aluno deficiente no ensino regular (Brasil, 2008b). Nesse mesmo ano, publicou-se o documento *Política Nacional de Educação Especial na Perspectiva da Educação Inclusiva*, sendo visto como um texto orientador para a educação inclusiva no Brasil.

Em 2010, houve uma preocupação com o material didático dos alunos portadores de deficiência. Assim, foi disposto, pelo art. 28 do Decreto no 7.084, de 27 de janeiro de 2010 (revogado pelo Decreto no 9.099, de 2017), que o Ministério da Educação adotasse mecanismos de acessibilidade do material didático disponibilizado. Em 2012, a Lei no 12.764, de 27 de dezembro de 2012, instituiu a Política Nacional de Proteção dos Direitos da Pessoa com Transtorno do Espectro Autista, cujo art. 7º, entre outras disposições, determina que o gestor da escola deve aceitar a matrícula do aluno com essa deficiência; caso contrário esse gestor é punido com multa.

Diante do exposto, evidenciou-se que as políticas realizadas na terceira fase da educação especial, a partir de 1990, foram de extrema importância para possibilitar a realização de maior cobertura da educação para pessoas com deficiência. A tabela 1 reporta o número de matrículas na educação básica a partir de 1995. Os dados dessa tabela foram divulgados pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep).

TABELA 1
Número de matrículas no ensino básico no Brasil (1995-2017)

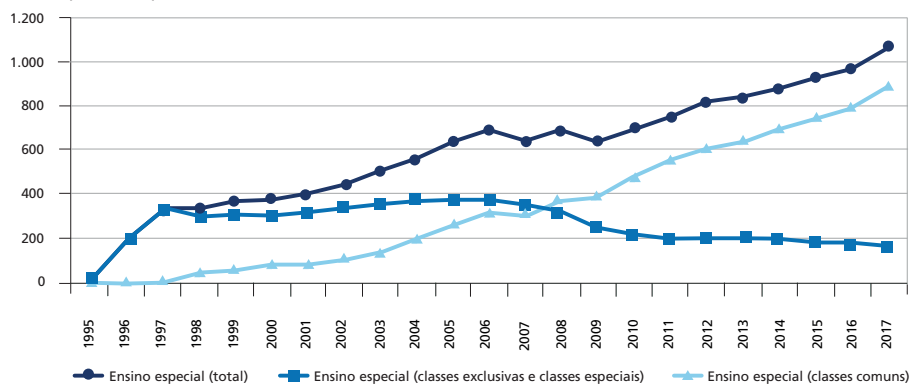
	Pré-escola	Ensino fundamental	Ensino médio	Ensino especial	Educação de jovens e adultos (EJA)
1995	5.749.234	32.668.738	5.374.831	-	-
1996	4.270.376	33.131.270	5.739.077	201.142	2.752.214
2000	4.421.332	35.717.948	8.192.948	382.215	3.410.830
2005	5.790.670	33.534.561	9.031.302	640.317	5.615.409
2010	4.717.516	31.148.207	8.358.647	702.603	4.325.587
2015	4.923.158	27.931.210	8.076.150	930.683	3.491.869
2016	5.040.210	27.691.478	8.133.040	971.372	3.482.174
2017	5.101.935	27.348.080	7.930.384	1.066.446	3.598.716

Fonte: Inep (2018).
Elaboração das autoras.

Em 1996, com a LDB, houve importantes mudanças no ensino básico brasileiro. Em relação ao ensino para pessoas com deficiência, em 1996 começou a ser obrigatoriamente ofertado o atendimento, com classes especializadas, para alunos com deficiência que não conseguissem acompanhar as classes comuns do ensino regular. Além disso, nesse mesmo ano, começou a ser contabilizado o número de matrículas da modalidade EJA, antigo ensino supletivo. O número de matrículas do ensino especial aumentou aproximadamente 430% de 1996 para 2017, enquanto as matrículas das outras modalidades de ensino se mantiveram mais estáveis, diminuindo no ensino fundamental e no ensino médio e aumentando na pré-escola e no EJA.

O gráfico 1 evidencia o aumento do ensino especial em classes comuns, em detrimento das exclusivas e especiais. Em 1998, começa a ser compatibilizado o número de matrículas de pessoas com deficiência em classes comuns. Em 2008, o número de matrículas em classes comuns ultrapassa aquele em classes exclusivas e especiais. Nesse mesmo ano, publicou-se o documento *Política Nacional de Educação Especial na Perspectiva da Educação Inclusiva*, marcando o processo de educação inclusiva no Brasil.

GRÁFICO 1
Número de matrículas na educação especial (1995-2017)
(Em 1 mil)

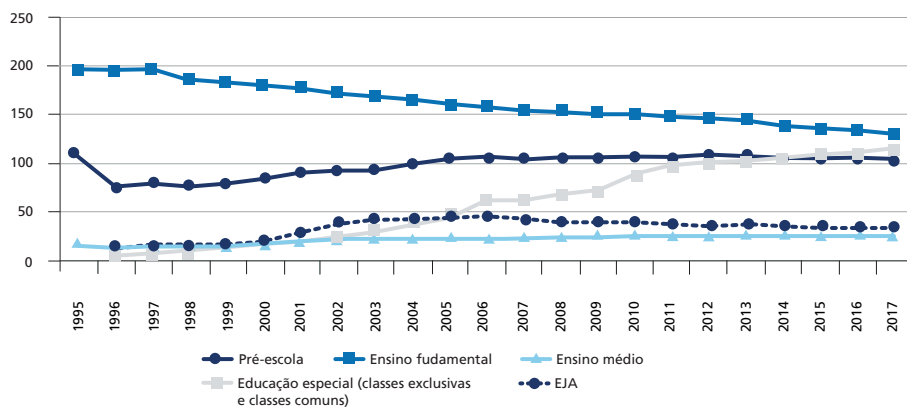


Fonte: Inep (2018).

Elaboração das autoras.

O gráfico 2 destaca o aumento do acesso à educação especial pelo crescimento no número de escolas que ofertam essa modalidade educacional no país – 6.313 dessas escolas em 1996 e 114.912 em 2017.

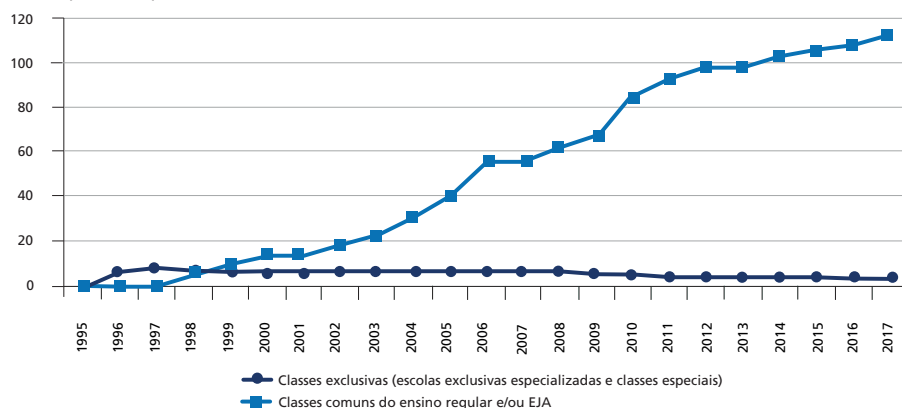
GRÁFICO 2
Número de escolas que ofertam educação básica por modalidade (1995-2017)
 (Em 1 mil)



Elaboração das autoras.

O gráfico 3 evidencia o aumento do número de estabelecimentos que ofertam as classes comuns para a educação especial no período de 1998 a 2017.

GRÁFICO 3
Brasil: número de estabelecimentos que ofertam educação especial (1995-2017)
 (Em 1 mil)



Fonte: Inep (2018).

Elaboração das autoras.

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 Modelo e método

Neste estudo, a variável de interesse é o impacto das políticas de educação especial e de inclusão social sobre a trajetória escolar e laboral das pessoas com deficiência, ou seja, interessa observar como esses programas, ao longo do tempo, impactaram o percurso da inserção do indivíduo com deficiência na educação e no mercado de trabalho.

Dessa maneira, é importante ressaltar que as pessoas que, por direito, podem ser diretamente contempladas por esses programas são aquelas que têm algum tipo de deficiência. Considerando que as deficiências podem ser congênitas, herdadas ou adquiridas com o tempo, pressupõe-se que o acesso desses sujeitos a essas políticas acontece de forma aleatória – até mesmo no caso das deficiências adquiridas ao longo do tempo, visto que podem ter sido causadas por motivos inesperados ou por fatores presumidos como fixos, como o comportamento da família nos hábitos alimentares das crianças¹⁰ (Brasil, 2006a; Brasil, 2012; Rossi, Moreira e Rauen, 2008).

Nesse caso, os resultados são observados para dois grupos, o de pessoas com deficiência e o de pessoas sem deficiência. Esses mesmos resultados são analisados considerando-se três anos: 1991, quando não havia políticas efetivas de educação para deficientes; 2000, quando já havia políticas de educação especial; e 2010, quando já se compreendiam políticas de educação especial e de educação inclusiva. Assim, o grupo de pessoas com deficiência é atendido pelas políticas somente a partir de 2000, enquanto o de pessoas sem deficiência não é atendido por essas políticas nesses três anos.¹¹

O impacto de políticas da área educacional para pessoas com deficiência nos resultados de acesso à educação e ao mercado de trabalho é obtido a partir da equação linear:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \lambda_1 \text{deficiente} * \text{ano2000}_i + \lambda_2 \text{deficiente} * \text{ano2000}_i + \gamma_1 \text{ano2000}_i + \gamma_2 \text{ano2000}_i + \eta \text{deficiente}_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Em que y_i representa a variável resposta do indivíduo i , no período t , representado (separadamente) pelos critérios de frequência escolar, nível educacional, alfabetismo, distorção idade-série, inserção ou não inserção no mercado de trabalho, ou renda

10. Branen e Fletcher (1999) constataram que a influência parental gerou comportamentos duradouros de hábitos alimentares nos filhos.

11. Não foi possível utilizar na análise dados dos anos anteriores para averiguar se houve efeitos temporais nas variáveis de interesse, pois os censos demográficos anteriores a 1991 não informam se o indivíduo da pesquisa tem deficiência.

ocupacional deflacionada; α_i representa a constante; X representa as variáveis de controle sexo, cor ou raça, idade, presença ou não, em casa, de um chefe da família com ensino superior completo e área de residência (região demográfica); η representa a captação das possíveis diferenças entre o grupo das pessoas com deficiência e o das sem deficiência para antes das implementações das políticas, e as variáveis γ_1 e γ_2 representam a captação de outros fatores, para 2000 e 2010 respectivamente, que causariam alterações na variável resposta mesmo sem a presença da política pública; e ε representa o erro aleatório.

Os coeficientes de interesse são λ_1 e λ_2 , sendo λ_1 a representação do possível impacto das políticas de educação especial e de inclusão social no grupo de pessoas com alguma deficiência de 1991 para 2000 e λ_2 a representação da captação do efeito temporal do impacto dessas mesmas políticas para pessoas com deficiência de 2000 para 2010.

Para os modelos da variável resposta frequência escolar, nível educacional, alfabetismo e distorção idade-série, estima-se uma segunda equação para cada um desses modelos, inserindo a variável número de escolas com atendimento de educação especial (classe exclusiva e/ou regular). O propósito da inserção dessa variável é observar se as políticas de educação especial e inclusiva objetivaram apenas aumentar o número de pessoas com deficiência matriculadas, por meio do mecanismo de transmissão de efeito das políticas pela expansão do número de escolas com atendimento à educação especial (efeito quantitativo) (caso observado na China), ou se houve a preocupação com políticas de melhoria da qualidade da educação fornecida. Isso quer dizer o seguinte: controlando-se o número de escolas com educação especial, ainda encontram-se efeitos sobre as variáveis respostas analisadas. A variável número de escolas com oferta de educação especial é interagida com a variável pessoa com alguma deficiência, a fim de observar o efeito dessa expansão escolar para as variáveis respostas das pessoas com alguma deficiência.

Estima-se também uma equação a mais para os modelos de inserção ou não inserção no mercado de trabalho e renda ocupacional deflacionada, com a adição das variáveis nível educacional de todas as pessoas e nível educacional de pessoas com deficiência. A finalidade é observar o efeito devido a medidas mais inclusivas, e não somente do acesso à educação.

Para obter as estimações, este trabalho utilizou o método econométrico mínimos quadrados ordinários para o modelo com as variáveis resposta frequência escolar, alfabetização, distorção idade-série, renda ocupacional e trabalho.

Para averiguar o impacto das políticas de educação especial e de educação inclusiva na variável nível educacional das pessoas com deficiência, estimou-se um modelo *logit* ordenado, já que essa variável se encontra em forma de níveis de anos de estudo e tem uma ordem. Assim, há a seguinte ordenação: nula escolaridade

(sem instrução ou menos de um ano de estudo); baixa escolaridade (ensino fundamental incompleto); média escolaridade (ensino fundamental completo e ensino médio incompleto); alta escolaridade (ensino médio completo, ensino superior incompleto); escolaridade superior (ensino superior completo).

O modelo *logit* ordenado, conforme Cameron e Trivedi (2005), parte de um modelo com uma variável latente:

$$y_{it}^* = X'_{it} \beta + u_{it} \quad (2)$$

Em que y_{it}^* representa a variável latente que busca capturar qual a decisão do indivíduo i no tempo t de, por exemplo, querer frequentar a escola, com base nas variáveis explicativas X'_{it} ; e u_{it} é o erro aleatório. Assim, para baixo valor da variável latente y^* , a escolaridade do indivíduo pode ser baixa; para $y^* > \alpha_1$, o sujeito pode ter média escolaridade; para $y^* > \alpha_2$ ($\alpha_2 > \alpha_1$), a pessoa pode ter alta escolaridade; e, se $y^* > \alpha_3$ ($\alpha_3 > \alpha_2$), o indivíduo pode ter escolaridade superior. De forma generalizada para m alternativas:

$$y_i = j \text{ if } \alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j \quad (3)$$

Em que $\alpha_0 = -\infty$ e $\alpha_m = \infty$. Dessa maneira:

$$P_r[y_i = j] = P_r[\alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j] = P_r[\alpha_{j-1} < X'_{it} \beta + u_{it} \leq \alpha_j] = P_r[\alpha_{j-1} - X'_{it} \beta < u_{it} \leq \alpha_j - X'_{it} \beta] = F(\alpha_{j-1} - X'_{it} \beta) - F(\alpha_j - X'_{it} \beta) \quad (4)$$

Em que F é a função de distribuição cumulativa (Cameron e Trivedi, 2005, p. 519-520).

3.2 Dados e variáveis

Para este estudo, os dados utilizados foram extraídos dos microdados dos censos demográficos amostrais de 1991, 2000 e 2010, elaborados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A pesquisa, feita em domicílios, levantou informações de 16.986.281 pessoas para 1991; de 20.255.966 pessoas para 2000; e de 20.631.965 pessoas para 2010. Os dados foram agrupados, obtendo-se uma análise *cross-section* agrupada.

Como este texto engloba três censos demográficos, foi de interesse apresentar como são definidas as variáveis dependentes analisadas, conforme mostra o quadro 1 a seguir.

QUADRO 1 Definição das variáveis dependentes e de interesse

Variáveis	Definição
Deficiente	Variável dicotômica, em que pessoas com alguma deficiência especificada a seguir receberam valor igual a um, e caso contrário receberam valor igual a zero. Deficiente físico ou mental: no censo de 1991, consideraram-se cegueira, surdez, paralisia de um dos lados, paralisia das pernas, paralisia total, falta de membros ou parte deles e deficiência mental. Para os censos de 2000 e 2010, as deficiências físicas ou mentais foram agrupadas em: deficiência mental, dificuldade permanente de enxergar, dificuldade permanente de ouvir, dificuldade permanente de caminhar, que foram consideradas neste estudo como casos de "não consegue de modo algum" e "grande dificuldade". Neste trabalho, essas variáveis foram agrupadas de modo a informar se o sujeito tinha ou não alguma deficiência. As análises econométricas por tipo de deficiência não foram realizadas, devido à limitação da padronização da classificação das deficiências entre os censos de 1991 e de 2000 e 2010.
Frequenta escola	Variável binária, em que o sujeito recebe o valor igual a um se frequenta a escola, não incluindo creche e pré-vestibular, e igual a zero se não frequenta a escola.
Nível educacional	Níveis de anos de estudo. 0 Sem instrução ou menos de três anos de escolaridade (ensino primário incompleto). 1 Ensino primário completo, ensino fundamental incompleto (quatro a sete anos de estudo). 2 Ensino fundamental completo, ensino médio incompleto (oito a dez anos de estudo). 3 Ensino médio completo, ensino superior incompleto (onze a catorze anos de estudo). 4 Ensino superior completo (quinze ou mais anos de estudo).
Alfabetização	Variável dicotômica, em que o sujeito recebe o valor igual a um se é alfabetizado e igual a zero caso contrário.
Distorção idade-série (série certa)	Variável binária, em que o sujeito recebe o valor igual a um se está no intervalo idade-série correto e igual a zero caso contrário. A distorção da idade na série correta é apontada quando o indivíduo ultrapassa dois anos de sua idade correta na série escolar. Nesse caso, é necessário, para estar com o intervalo de idade no nível educacional correto, que, no nível 1 de anos de estudo (ensino primário completo, ensino fundamental incompleto), o sujeito tenha de 11 a 16 anos de idade (sem os dois anos toleráveis, seria de 11 a 14 anos de idade); para o grupo 2 (ensino fundamental completo, ensino médio incompleto), de 15 a 19 anos de idade. Consideraram-se apenas esses dois grupos, já que o terceiro examina também pessoas no começo do ensino superior, no qual não seria interessante avaliar a distorção idade-série. Assim, este estudo consegue captar a distorção somente da quinta série ao terceiro ano incompleto do ensino médio.
Se trabalhou	Variável dicotômica, em que o sujeito recebe o valor igual a um se trabalhou no período analisado e igual a zero se não trabalhou. No censo de 1991, considera-se se a pessoa trabalhou nos últimos doze meses; nos censos de 2000 e 2010, se teve trabalho remunerado na semana de referência, se tinha trabalho e estava afastada, se tinha trabalho próprio (trabalhou em cultivo etc., para a alimentação domicílio, ou se tinha trabalho não remunerado. Essa definição foi adotada devido a não existir uma variável que estabeleça de igual forma, para os diferentes censos, se o indivíduo estava inserido no mercado de trabalho (remunerado ou não) no ano analisado.
Renda ocupacional deflacionada	Variável contínua para a estatística descritiva e logaritimizada para as estimações. Rendimentos da ocupação principal para os censos de 1991, 2000 e 2010 são deflacionados para julho de 2010 pelo programa Data Zoom, no qual utiliza-se o deflator de rendas proposto por Corseuil e Foguel (2002), que se baseia no Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Fonte: IBGE (1991); Data Zoom, 2018 (disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/datazoom/index.html>>).
Elaboração das autoras.

Para a análise do impacto das políticas de educação especial e de inclusão social nas variáveis de resultado, foram definidos alguns critérios, conforme especificado no quadro 2 a seguir.

QUADRO 2

Critério para as estimações dos modelos

Estimação na variável dependente	O que se considerou
Frequente escola	Indivíduos na faixa etária de 7 a 18 anos de idade, periodicidade média do ensino básico no Brasil. A idade inicial foi especificada em 7 anos porque, em 1991, o aluno cursava o primeiro ano do ensino fundamental a partir dessa idade. Já em 2010, a criança poderia entrar com 6 anos de idade na escola. A fim de não haver uma superestimação sobre a frequência escolar, decidiu-se estimar sobre essa identificação.
Nível educacional	Indivíduos no intervalo de idade de 25 a 60 anos, pois aos 25 a maioria das pessoas já teria concluído seus estudos, sendo possível contabilizar e comparar os períodos.
Alfabetismo	Dois grupos: o primeiro considera indivíduos de 8 a 18 anos de idade (inicial de 8 anos, pois a pessoa poderia ter pelo menos um ano de estudo e ser alfabetizada); o segundo é o grupo de indivíduos de 19 a 60 anos de idade. O estudo para os dois grupos permite que a comparação seja mais equânime.
Distorção idade-série (intervalo de idade correto no nível educacional)	Consideraram-se somente pessoas que frequentam a escola, de 11 a 19 anos de idade.
Se trabalha	Indivíduos no intervalo de idade de 25 a 60 anos, pois com essa idade a maioria das pessoas já teria terminado os estudos e seria considerada população em idade ativa.
Renda ocupacional deflacionada	Indivíduos com idade de 25 a 60 anos, o mesmo considerado para "se trabalha".

Elaboração das autoras.

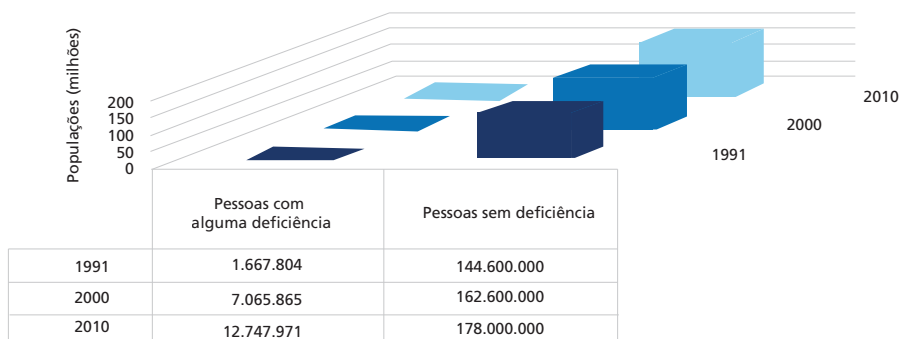
A variável número de escolas especiais utilizada na segunda equação de cada modelo foi obtida do Censo da Educação Básica (Inep, 2018) e relativizada pelo total de número de pessoas com deficiência por município.

3.3 Estatística descritiva

A população de indivíduos com alguma deficiência no Brasil amostrados pelo censo demográfico aumentou consideravelmente de 1991 a 2010. Houve um crescimento de aproximadamente 5,5 milhões de pessoas que possuem algum tipo de deficiência em cada década.¹² Do total da população, indivíduos com alguma deficiência representavam 1,14% em 1991, 4,16% em 2000 e 6,68% em 2010, como mostra o gráfico 4.

12. Devido à alteração na classificação de deficiências entre os censos demográficos de 1991 e de 2000 e 2010, este estudo buscou semelhar as classificações entre os censos, como descrito no quadro 1. No entanto, é possível ainda que parte de algumas diferenças das pessoas com deficiência de 1991 para 2000 e 2010 seja resultado dessa mudança da classificação de deficiências.

GRÁFICO 4

Brasil: população com e sem deficiência para 1991, 2000 e 2010

Fonte: IBGE.

Elaboração das autoras.

Obs.: A amostra foi expandida com o peso amostral disponibilizado pelo censo demográfico.

Outras características são evidenciadas nas variáveis analisadas para pessoas com e sem deficiência no Brasil, para 1991, 2000 e 2010, como demonstra a tabela 2. Relativamente ao gênero, constata-se que, em 1991, 58% dos indivíduos com deficiência eram do sexo masculino e, em 2000 e em 2010, a maioria era do sexo feminino (52% em 2000 e 56% em 2010). No que concerne às faixas etárias analisadas, verificou-se que a maioria das pessoas está entre 19 e 60 anos – destaca-se que, em 2010, apenas 8% das pessoas com deficiência estavam no intervalo de idade entre 7 e 18 anos. Pertinentemente à raça, em 1991 e em 2000, respectivamente 52% e 53% das pessoas com deficiência se autodeclararam brancas; em 2010, essa porcentagem diminuiu, uma vez que apenas 46% dos indivíduos com deficiência se consideraram pertencentes a essa raça.

Referentemente à educação, observou-se que a frequência escolar de pessoas com alguma deficiência aumentou significativamente de 1991 para 2010. Enquanto pessoas sem deficiência obtiveram um crescimento de 19 pontos percentuais (p.p.) na frequência à escola, as com deficiência obtiveram um aumento de 54 p.p. a mais em 2010, em comparação a 1991. Evidenciou-se também que a porcentagem de pessoas sem instrução ou com menos de um ano de estudo diminuiu bastante para pessoas com deficiência, aproximadamente 34 p.p. Nessa direção, a porcentagem de indivíduos deficientes com ensino médio completo e ensino superior incompleto passou de 2% em 1991 para 8% em 2000 e para 13% em 2010. A alfabetização também se evidencia com resultados positivos para a educação de pessoas com deficiência, visto que, em 1991, apenas 30% delas, de 8 a 18 anos de idade, eram alfabetizadas – em 2010, essa porcentagem passou para 73%, enquanto a alfabetização para pessoas sem deficiência no mesmo intervalo de idade aumentou em apenas 13 p.p. de 1991 para 2010.

TABELA 2
Média das variáveis para 1991, 2000 e 2010

Variáveis	1991		2000		2010	
	Deficiente (média)	Não deficiente (média)	Deficiente (média)	Não deficiente (média)	Deficiente (média)	Não deficiente (média)
Gênero						
Homem (%)	58	49	48	49	44	49
Mulher (%)	42	51	52	51	56	51
Faixa etária						
De 7 a 18 anos de idade (%)	18	27	11	25	8	22
De 19 a 60 anos de idade (%)	54	50	51	54	53	59
Raça/cor						
Branca (%)	52	52	53	54	46	47
Educação						
Frequenta escola (%)	26	71	65	87	80	90
Nível educacional						
Sem instrução ou menos de um ano de estudo (%)	78	50	49	34		30
Ensino primário completo, ensino fundamental incompleto (%)	15	28	31	32	25	23
Ensino fundamental completo, ensino médio incompleto (%)	3	10	10	15	13	17
Ensino médio completo, ensino superior incompleto (%)	2	8	8	15	13	23
Quinze anos ou mais de estudo (%)	0,9	3	2	4	4	7
Alfabetizado						
De 8 a 18 anos de idade (%)	30	83	60	93	73	96
De 19 a 60 anos de idade (%)	43	83	65	90	76	94
Mercado de trabalho (de 25 a 60 anos de idade)						
Se trabalhou (%)	23	65	36	66	49	72
Renda da ocupação principal (R\$)	897,26	1.226,43	933,92	1.429,81	1.002,67	1.431,37
Renda da ocupação principal por deficiência (R\$)						
Deficiência mental (R\$)	301,59	-	1.244,19	-	891,99	-
Dificuldade de enxergar (R\$)	1.107,38	-	737,99	-	1.007,32	-
Dificuldade de ouvir (R\$)	686,38	-	824,16	-	1.100,64	-
Dificuldade de caminhar (R\$)	1.052,71	-	803,02	-	895,98	-

Elaboração das autoras.

Obs.: A renda da ocupação principal deflacionada por deficiência é obtida para 2000 e 2010, em que as categorias são iguais para ambos os censos. Para o censo de 1991, deficiência mental tem a mesma categoria; dificuldade de enxergar considerou-se cegueira; dificuldade de ouvir considerou-se surdez; e dificuldade de caminhar considerou-se paralisia de um dos lados, paralisia das pernas, paralisia total e falta de membros ou parte deles. Os autores têm a ciência de que a renda por deficiência em 1991 não é certamente comparável com 2000 e 2010, mas para analisar tal informação viu-se necessária a tentativa.

No que diz respeito à relação dos indivíduos deficientes com o mercado de trabalho, também se observou uma trajetória positiva. Se em 1991 23% desses sujeitos estavam empregados, em 2010 essa porcentagem atingiu a marca dos 49%. A renda média do trabalho principal deflacionado não aumentou muito de 1991 para 2010 para indivíduos com deficiência, quando em comparação com os sem deficiência. Enquanto para os deficientes a renda aumentou em 11,75% nesse intervalo de tempo, para os sem deficiência a renda aumentou em 16,71%. Analisando a renda da ocupação principal deflacionada por deficiência, observou-se que: *i*) pessoas com deficiência mental ganhavam mais em 2000; *ii*) indivíduos com dificuldade de enxergar ou caminhar recebiam um valor maior em 1991; e *iii*) pessoas com dificuldade de ouvir tinham uma renda maior em 2010.

Devido à diferença na definição das deficiências de 1991 para 2000 e 2010, é mais adequado analisar a diferença da renda através do tempo, de 2000 para 2010. Averigua-se que a renda ocupacional aumentou para as pessoas com as seguintes deficiências: dificuldade de enxergar, dificuldade de ouvir e dificuldade de caminhar. O aumento mais expressivo foi para indivíduos com dificuldade de enxergar, com um incremento na renda média de 36,49%. Já indivíduos com deficiência mental obtiveram, em 2010, uma renda média ocupacional menor que em 2000, com uma queda de 28,31%. Dessa forma, constata-se que a renda de trabalho para indivíduos deficientes é desigual quando comparadas as deficiências.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os resultados das análises foram divididos em duas subseções. A primeira delas apresenta as respostas referentes às estimações sobre informações escolares; a segunda demonstra os resultados pertinentes aos modelos do mercado de trabalho.

4.1 Análise escolar

Para a análise da trajetória da frequência escolar e da alfabetização de crianças, jovens e adultos com alguma deficiência, estimaram-se três modelos,¹³ apresentados na tabela 3. Nas estimações dos modelos B, insere-se na equação a variável número de escolas com atendimento de educação especial (classe exclusiva e/ou regular). Referente ao modelo de frequência escolar 1A (sem número de escolas com educação especial), é evidenciado que, em 1991 (período-base), 70,36% das pessoas não deficientes, do sexo feminino, autodeclaradas não brancas, com 7 anos de idade e sem convivência com um chefe de família com nível superior frequentavam a escola. No caso de pessoas com alguma deficiência e com as mesmas outras características, essa porcentagem diminuía em 42,74 p.p., isto é, apenas 27,62% frequentavam a escola.

13. Para as estimações, utilizaram-se peso de amostragem de pessoas disponibilizado pelo censo demográfico, *cluster* por município e estimativa robusta para variância. Nas tabelas que apresentam os resultados das estimações, o caractere (*) indica o nível de significância estatística da variável, ou seja, a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira.

TABELA 3
Trajetória da frequência escolar e da alfabetização

	Frequência escolar (1A)	Frequência escolar (1B)	Alfabetização de 8 a 18 anos de idade (2A)	Alfabetização de 8 a 18 anos de idade (2B)	Alfabetização de 19 a 60 anos de idade (3A)	Alfabetização de 19 a 60 anos de idade (3B)
Impacto das políticas						
Nas pessoas com deficiência em 2000	0,2234*** (0,0062)	0,2176*** (0,0062)	0,2095*** (0,0048)	0,2078*** (0,0048)	0,1630*** (0,0040)	0,1555*** (0,0048)
Nas pessoas com deficiência em 2010	0,3423*** (0,0070)	0,3128*** (0,0086)	0,3137*** (0,0060)	0,3049*** (0,0081)	0,2384*** (0,0038)	0,2026*** (0,0098)
Gênero						
Masculino	-0,0112*** (0,0008)	-0,0112*** (0,0008)	-0,0361*** (0,0019)	-0,0361*** (0,0019)	-0,0095** (0,0011)	-0,0095** (0,0011)
Raça/cor						
Branca	0,0438*** (0,0011)	0,0438*** (0,0011)	0,0449*** (0,0019)	0,0449*** (0,0019)	0,0634*** (0,0034)	0,0634*** (0,0034)
Estrutura educacional familiar						
Possui chefe de família com ensino superior completo	0,0547*** (0,0015)	0,0547*** (0,0015)	0,0256*** (0,0023)	0,0256*** (0,0023)	0,0490*** (0,0031)	0,0490*** (0,0031)
Expansão escolar/ educação especial						
Interação entre ser deficiente e número de escolas especiais/deficientes	-	0,7374** (0,1324)	-	0,2196 (0,1523)	-	0,9148*** (0,2078)
Dummies de anos						
2000	0,1652*** (0,0064)	0,1652*** (0,0064)	0,0986*** (0,0058)	0,0986*** (0,0058)	0,0659*** (0,0041)	0,0660*** (0,0040)
2010	0,1955*** (0,0082)	0,1955*** (0,0082)	0,1316*** (0,0076)	0,1316*** (0,0076)	0,1144*** (0,0066)	0,1145*** (0,0066)
Dummy se a pessoa tem alguma deficiência	-0,4274*** (0,0056)	-0,4274*** (0,0056)	-0,5391*** (0,0038)	-0,5391*** (0,0038)	-0,3623*** (0,0053)	-0,3624*** (0,0053)
Constante	0,7036*** (0,0129)	0,7035*** (0,0129)	0,6357*** (0,0155)	0,6356*** (0,0155)	0,8384*** (0,0175)	0,8382*** (0,0176)
Dummies de região	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de idade	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim

Elaboração das autoras.

Obs.: 1. Desvio-padrão robusto de cada variável entre parênteses.

2. (*) equivale a 10% de significância; (**) equivale a 5% de significância; e (***) equivale a 1% de significância.

As variáveis de interesse que caracterizam a trajetória do aluno com deficiência no acesso à escola evidenciaram que houve um crescimento na frequência escolar de pessoas com deficiência em 2000 e em 2010, na comparação com 1991, quando não havia políticas de educação especial e inclusiva. Destaca-se ainda que o aumento na frequência escolar foi maior entre 2000 e 2010, lembrando que neste período foram criadas mais políticas de inclusão social. Os resultados dessa trajetória também foram positivos para a alfabetização de crianças e jovens (de 8 a 18 anos de idade), com um crescimento de 20,95 p.p. e 31,37 p.p., respectivamente, para

2000 e 2010 (modelo 2A). Rebelo e Kassir (2018) constataram que houve, com as políticas de educação especial e de atendimento educacional especializado, um aumento de matrículas nas classes especiais e comuns de pessoas com deficiência, sendo, porém, a demanda existente ainda maior que a abrangência dos programas.

A tabela 3 também demonstra que outros efeitos capturados em 2000 e em 2010 aumentaram a frequência escolar das pessoas em pouco mais de 16 p.p. e 19 p.p., respectivamente. Outras variáveis explicativas, como gênero, demonstraram que ser do sexo masculino diminui a frequência escolar e a porcentagem de alfabetizados. Já na variável raça, quando se é branco, o convívio com um chefe de família com ensino superior completo aumenta a chance de frequência escolar e alfabetização para crianças, jovens e adultos.

Nos modelos em que são adicionadas a variável número de escolas com educação especial com interação e a variável pessoas com deficiência, observa-se que isso praticamente não afetou os resultados das outras variáveis – houve apenas uma pequena diminuição no impacto sobre a trajetória de pessoas com deficiência na frequência escolar e na alfabetização de crianças, jovens e adultos. Com isso, há o entendimento de que as políticas de educação especial e inclusiva têm efeitos qualitativos, e não somente quantitativos. A expansão do número de escolas que ofertam educação especial (classe comum e/ou classe exclusiva) aumenta a chance de frequência escolar para as pessoas com alguma deficiência e de alfabetização de indivíduos de 19 a 60 anos de idade com deficiência.

Quanto ao nível educacional (modelo 1A da tabela 4), as razões de chance de estar em um nível mais alto de escolaridade para pessoas com alguma deficiência foram de 99,37% em 2000 e de 91,86% em 2010. Outros fatores em 2000 e em 2010 também aumentaram a probabilidade de as pessoas sem deficiência terem maior escolaridade, como demonstrado para a *dummy* de 2000 e para a *dummy* de 2010, respectivamente 66% e 211%. Em 1991, o fato de se ter alguma deficiência diminuía em 73% a chance de estar em um nível mais alto de escolaridade.

Pertinente à distorção idade-série (modelo 2A da tabela 4), evidenciou-se que, em 1991 (período-base), a pessoa que tinha alguma deficiência apresentava uma menor adequação idade-série, de 29,03 p.p., quando em comparação com pessoas sem deficiência. O período de 1991 a 2000 foi marcado por importantes políticas para a educação especial – nessas políticas, a ideia era de separação, em classes exclusivas e especiais, de alunos com deficiência que não conseguissem acompanhar o ensino regular. Dessa maneira, observa-se que, em 2000, a frequência de pessoas com deficiência corretamente matriculadas no nível escolar esperado não obteve uma alteração significativa. No período de 2000 a 2010, quando ocorreram políticas de educação especial e de inclusão social, ou seja, quando se inseriram mais pessoas com deficiência no ensino regular, evidenciou-se um crescimento de 9,30% de pessoas com alguma deficiência corretamente matriculadas, considerando-se a idade e o nível de série escolar adequado.

TABELA 4
Nível educacional e idade-série

	Nível educacional: razões de chance (<i>logit</i> ordenado) (1A)	Nível educacional: razões de chance (<i>logit</i> ordenado) (1B)	Distorção idade-série (idade correta no nível de estudo) (2A)	Distorção idade-série (idade correta no nível de estudo) (2B)
Impacto das políticas				
Nas pessoas com deficiência em 2000	1,9937*** (0,0301)	1,9209*** (0,0401)	-0,0009 (0,0085)	-0,0062 (0,0086)
Nas pessoas com deficiência em 2010	1,9186*** (0,0275)	1,6280*** (0,0843)	0,0930*** (0,0133)	0,0661*** (0,0149)
Gênero				
Masculino	0,9201*** (0,0123)	0,9201*** (0,0123)	-0,0501*** (0,0018)	-0,0501*** (0,0018)
Raça/cor				
Branca	1,9137*** (0,0338)	1,9136*** (0,0338)	0,0964*** (0,0017)	0,0964*** (0,0017)
Estrutura educacional familiar				
Possui chefe de família com ensino superior completo	12,2573*** (0,8272)	12,2564*** (0,8271)	0,1012*** (0,0033)	0,1012*** (0,0033)
Expansão escolar/ educação especial				
Interação entre ser deficiente e número de escolas especiais/deficientes	- -	65,2697 (79,2219)	- -	0,6746*** (0,1649)
<i>Dummies</i> de anos				
2000	1,6562*** (0,0416)	1,6562*** (0,0416)	0,2071*** (0,0041)	0,2071*** (0,0041)
2010	3,1094*** (0,1179)	3,1094*** (0,1179)	0,2885*** (0,0105)	0,2885*** (0,0105)
<i>Dummy</i> se a pessoa tem alguma deficiência	0,2713*** (0,0041)	0,2713*** (0,0041)	-0,2903*** (0,0109)	-0,2903*** (0,0109)
Constante	- -	- -	0,1686*** (0,0108)	0,1867*** (0,0178)
<i>Dummies</i> de região	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de idade	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>cut</i> 1	-0,4187 (0,1495)	-0,4178 (0,1498)	- -	- -
<i>cut</i> 2	0,9270 (0,1529)	0,9279 (0,1533)	- -	- -
<i>cut</i> 3	1,7121 (0,1538)	1,7130 (0,1542)	- -	- -
<i>cut</i> 4	3,6563 (0,1480)	3,6572 (0,1484)	- -	- -

Elaboração das autoras.

Obs.: 1. Desvio-padrão robusto de cada variável entre parênteses.

2. (*) equivale a 10% de significância; (**) equivale a 5% de significância; e (***) equivale a 1% de significância.

3. O modelo 1 é estimado por intermédio do modelo *logit* ordenado e os resultados apresentam a razão de chance. Assim, se o resultado está acima de 1, é percentualmente positivo; abaixo de 1, percentualmente negativo. Os resultados do *cut* (limiar) não demonstram o cálculo da significância estatística, por isso não é considerada a falta de (*) nesses resultados.

A variável de controle ter chefe de família com ensino superior completo busca controlar a situação de influência da escolaridade dos pais nos filhos – pais com maior

escolaridade podem motivar os filhos a ter também maior escolaridade. Assim, demonstrou-se que a presença do chefe de família com ensino superior completo aumenta em doze vezes a chance de a pessoa ter maior escolaridade e aumenta em 10 p.p. a chance de o indivíduo estar corretamente matriculado no nível escolar esperado.

Os modelos com a inclusão da variável número de escolas de educação especial com interação com pessoas com alguma deficiência também resultaram no não impacto demasiado nas outras variáveis, diminuindo apenas um pouco os efeitos sobre a trajetória das pessoas com deficiência no nível escolar e na distorção idade-série. Constatou-se também um efeito mais qualitativo da educação especial sobre o aumento do nível escolar e da idade na série correta para pessoas com deficiência. O efeito quantitativo, por sua vez, gerou bons resultados, isto é, o aumento da quantidade de escolas com oferta de educação especial permitiu uma chance de 65 vezes de o indivíduo estar em um nível mais alto de escolaridade e de 67 p.p. de estar com a idade na série correta.

Apesar de os resultados apresentarem impactos positivos ao longo do tempo, as políticas de educação especial e de inclusão social ainda passam por desafios. Neres e Kassar (2016), por exemplo, expuseram, em análise feita na escola do município de Corumbá, em Mato Grosso do Sul, a perpetuação de práticas que produzem a exclusão escolar. Outro desafio, evidenciado por Pletsch e Oliveira (2014), é o fato de as escolas, de maneira geral, não se utilizarem de instrumentos para avaliar e acompanhar o processo de ensino e aprendizagem desses alunos.

Carneiro, Dall'Acqua e Caramori (2018, p. 203), por intermédio de uma avaliação dos vinte anos da LDB, argumentam que, para que haja uma educação de qualidade para todos, é necessária “a elaboração e a efetivação do projeto pedagógico de forma autônoma, o estabelecimento de políticas sólidas e concretas de valorização dos profissionais da educação e o investimento constante na formação”.

4.2 Mercado de trabalho

As políticas de educação visam melhorar a escolaridade das pessoas. Nesse sentido, tem-se a suposição de que mais educação, conseqüentemente, aumenta a chance de o indivíduo ser inserido no mercado de trabalho, uma vez que ele passa a possuir mais conhecimento. Dessa maneira, presumiu-se relevante analisar como está a trajetória de pessoas com deficiência no mercado de trabalho.

É indispensável salientar que de 1991 a 2010 houve importantes políticas que exigem das grandes companhias a contratação e a inclusão de pessoas com deficiência no mercado de trabalho. A Lei das Cotas (Lei no 8.213/1991) exige, por exemplo, que empresas de grande porte preencham parte do seu quadro de funcionários com pessoas com deficiência. Em 2003, a fim de punir as empresas que não cumpriam com o estabelecido pela lei, definiu-se a imposição de multa pela Portaria no 1.119, de 28 de outubro de 2003. Assim, os resultados apresentados

na tabela 5 identificam possíveis impactos das políticas de educação especial e de inclusão social na escola e na trajetória laboral das pessoas com deficiência.

TABELA 5
Acesso ao mercado de trabalho e renda ocupacional no trabalho principal

	Se trabalhou (1A)	Se trabalhou (1B)	Renda ocupacional principal (variável logaritimizada) (2A)	Renda ocupacional principal (variável logaritimizada) (2B)
Impacto das políticas				
Nas pessoas com deficiência em 2000	0,1796*** (0,0036)	0,2001*** (0,0048)	-0,0087 (0,0093)	0,0733*** (0,0093)
Nas pessoas com deficiência em 2010	0,2677*** (0,0025)	0,2814*** (0,0031)	0,1076*** (0,0117)	0,1749*** (0,0095)
Gênero				
Masculino	0,3354*** (0,0057)	0,3406*** (0,0061)	0,3695*** (0,0052)	0,5012*** (0,0081)
Raça/cor				
Branca	0,0176*** (0,0014)	-0,0086*** (0,0018)	0,3512*** (0,0107)	0,1791*** (0,0060)
Estrutura educacional familiar				
Possui chefe de família com ensino superior completo	0,0839*** (0,0024)	-0,0309*** (0,0012)	0,8203*** (0,0245)	0,1919*** (0,0107)
Nível de estudo geral				
Nível 1 – ensino fundamental incompleto	-	0,0248*** (0,0011)	-	0,3190*** (0,0071)
Nível 2 – ensino médio incompleto	-	0,0606*** (0,0020)	-	0,6196*** (0,0104)
Nível 3 – ensino médio completo e ensino superior incompleto	-	0,1377*** (0,0030)	-	0,9636*** (0,0120)
Nível 4 – ensino superior completo	-	0,2753*** (0,0036)	-	1,6059*** (0,0182)
Nível de estudo da pessoa com alguma deficiência				
Nível 1 – ensino fundamental incompleto	-	0,0197*** (0,0028)	-	-0,0534*** (0,0058)
Nível 2 – ensino médio incompleto	-	0,0297*** (0,0037)	-	-0,0869*** (0,0069)
Nível 3 – ensino médio completo e ensino superior incompleto	-	0,0410*** (0,0031)	-	-0,0805*** (0,0077)
Nível 4 – ensino superior completo	-	0,0901*** (0,0040)	-	-0,0667*** (0,0091)
Dummies de anos				
2000	0,0014 (0,0017)	-0,0007 (0,0019)	0,1059*** (0,0161)	0,0823*** (0,0174)
2010	0,0692*** (0,0015)	0,0414*** (0,0016)	0,2852*** (0,0335)	0,0748** (0,0316)
<i>Dummy</i> se a pessoa tem alguma deficiência	-0,4478*** (0,0030)	-0,4478*** (0,0030)	-0,3637*** (0,0090)	-0,2558*** (0,0073)
Constante	0,4420*** (0,0067)	0,4311*** (0,0025)	5,7427*** (0,5880)	5,2627*** (0,0394)
<i>Dummies</i> de região	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Dummies</i> de idade	Sim	Sim	Sim	Sim

Elaboração das autoras.

Obs.: 1. Desvio-padrão robusto de cada variável entre parênteses.

2. (*) equivale a 10% de significância; (**) equivale a 5% de significância; e (***) equivale a 1% de significância.

Evidencia-se que houve um aumento, de 17,96 p.p. e 26,77 p.p., respectivamente, da inserção de pessoas com alguma deficiência no mercado de trabalho em 2000 e em 2010 (modelo 1A). Observa-se que, no período de 2000 a 2010, o impacto foi maior, podendo ter sido ocasionado pelas políticas de inclusão, por maiores conscientizações da importância da inclusão social e pela punição da infração da Lei das Cotas implementada em 2003. Em 1991 (período-base), as pessoas com deficiência tinham uma frequência de 45 p.p. a menos no mercado de trabalho quando comparadas às sem deficiência. Thomasi *et al.* (2017) verificaram que, de 2000 para 2010, pessoas com deficiência visual, auditiva e física apresentaram uma menor restrição de inserção no mercado de trabalho. Os autores encontraram diferentes resultados do efeito temporal de acesso ao mercado de trabalho de 2000 para 2010, para diferentes deficiências e faixas etárias.

O modelo 1B, em que se adicionam as variáveis de níveis de escolaridade, afeta pouco os resultados das outras variáveis do modelo, mas aumenta um pouco os efeitos observados nas trajetórias das pessoas com alguma deficiência para 1991 e 2010 no mercado de trabalho. Isso pode estar decorrendo do fato de que, ao não controlar o nível de escolaridade, a desigualdade existente nesse quesito entre os com deficiência e os sem deficiência faz diminuir o efeito de o indivíduo com deficiência estar trabalhando. Ao controlar essa desigualdade escolar, os efeitos de políticas de inclusão e da maior conscientização dos empregadores quanto à inclusão social têm maior peso sobre o impacto na variável resultado de o indivíduo estar inserido no mercado de trabalho.

Além disso, com o controle do nível de escolaridade, algumas variáveis mudam de sinal – por exemplo, a pessoa declarar-se branca, sem escolaridade, do sexo feminino e com 24 anos diminui a chance de estar trabalhando (8,39%) em comparação aos indivíduos que se declararam não brancos e iguais nas outras características. Além disso, a pessoa sem escolaridade, declarada não branca, do sexo feminino, com 24 anos e com chefe de família com ensino superior completo tem menos chance de estar empregada (3,09%), quando comparada a um indivíduo com as mesmas definições, mas com o chefe de família sem ensino superior completo. Ademais, observa-se que o aumento da escolaridade fez com que as pessoas com deficiência conseguissem ter maior acesso ao mercado de trabalho.

Relativamente à renda da ocupação principal (modelo 2B da tabela 5), foi observado que, em 1991, indivíduos com deficiência ganhavam 36,37 p.p. a menos que os sem deficiência. Em 2000, o impacto não foi significativo para pessoas com deficiência – em 2010, contudo, houve um aumento na renda de 10,76 p.p. para essas pessoas. O fato de não ter havido impacto na renda das pessoas com deficiência em 2000 e do pequeno aumento da renda de tais pessoas de 2000 para 2010 pode ter sido resultado de três fatores: i) as políticas de

educação especial terem se iniciado efetivamente em 1996, com a garantia de acesso para pessoas com deficiência por meio da LDB nº 9.394/1996, não impactando as pessoas com deficiência de 25 a 60 anos em 2000; *ii*) a política de Lei das Cotas ter tido maior eficiência a partir de 2003, quando as empresas começaram a ser multadas pelo não cumprimento dessa lei; e *iii*) pelo fato de pessoas com deficiência escolherem trabalhos informais, a fim de não perderem o benefício da Lei Orgânica de Assistência Social (LOAS), como evidenciado por Vitorino Filho *et al.* (2012).¹⁴

O modelo 2B confirma a diferença dos resultados sobre a trajetória da renda das pessoas com deficiência ao controlar a desigualdade escolar pelo nível de escolaridade, em que programas de inclusão social ganham maior peso sobre esse efeito, aumentando a chance de esse indivíduo ter maior renda.

Em relação à variável gênero, controlando o nível de escolaridade (modelos 1B e 2B), observou-se que homens têm mais chance de estar no mercado de trabalho que as mulheres (34,06 p.p. a mais) e ganham 50 p.p. a mais também. Em se tratando do fator raça, as pessoas que se declararam da raça/cor branca tiveram maiores salários, cerca de 18 p.p. a mais que aquelas que se declararam de outra raça/cor. Referente à variável ter chefe de família com ensino superior completo, verificou-se que a presença desse chefe aumenta em 19 p.p. a chance de maior renda.

Em relação ao efeito do nível educacional sobre a renda, observou-se que, quanto maior o nível de escolaridade, maior a renda. Para pessoas com deficiência, no entanto, mesmo com um maior nível educacional, sua renda ainda é menor que a de uma pessoa sem deficiência e sem escolaridade, demonstrando uma situação ainda desfavorável para pessoas com deficiência.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou analisar a trajetória escolar e laboral das pessoas com deficiência, com base nos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010, época conhecida como a terceira fase da educação para alunos com deficiência no Brasil. O período foi importante devido à implementação de políticas de educação especial, de inclusão social e de inclusão laboral. A análise se dividiu em dois grupos. No primeiro, avaliou-se o panorama escolar do indivíduo, que se concentrou na estimação da frequência de alunos na escola, no nível educacional, na alfabetização e na distorção idade-série. No segundo grupo, avaliaram-se as variáveis referentes ao mercado de trabalho, além de como se está trabalhando e da renda da ocupação principal das pessoas com deficiência.

14. Os indivíduos com deficiência, por serem favorecidos pela LOAS, podem ter o benefício cancelado se forem registrados na Consolidação das Leis do Trabalho (CLT).

Os principais resultados mostraram que pessoas com alguma deficiência tinham menor acesso escolar e eram menos alfabetizadas em 1991, quando comparadas àquelas sem deficiência. No entanto, em 2000 e em 2010, pessoas com deficiência obtiveram maior frequência escolar e alfabetização – este último item principalmente para sujeitos de 8 a 18 anos de idade. A razão da chance de o indivíduo com deficiência alcançar um nível mais alto de anos de estudo foi de 99% em 2000 e de 92% em 2010. Em relação à distorção idade-série, o efeito temporal foi estatisticamente significativo somente para 2010, quando pessoas com deficiência obtiveram uma frequência de 9,30 p.p. a mais de chance de estar na série esperada com base na idade. Ademais, observou-se que os impactos nas trajetórias escolares de pessoas com deficiência têm um grande efeito qualitativo, pois há poucas alterações quando a expansão do número de escolas ofertando educação especial é incluída nos modelos. Apesar dos bons resultados, a literatura enfatiza a necessidade de que tais políticas sejam melhoradas, visto que ainda enfrentam-se desafios de inclusão, como a falta de vagas nas escolas, a carência de oportunidades no mercado de trabalho e, ainda, a existência do preconceito.

Relativamente ao mercado de trabalho, os resultados evidenciaram o aumento de pessoas com deficiência trabalhando em 2000 e em 2010. O efeito foi maior em 2010 – de 26,77 p.p. a mais que em 2000 –, o que pode ter sido influenciado pela maior qualificação escolar dessas pessoas e pela implementação, em 2003, da punição por não cumprimento da Lei das Cotas no mercado de trabalho. A renda ocupacional deflacionada foi significativa apenas no efeito temporal de 2010 para pessoas com deficiência, com um aumento de 10,76 p.p. nesse período, comparativamente a 2000. Ao se controlar o nível educacional, porém, o peso de políticas inclusivas é maior sobre os resultados de renda de pessoas com deficiência, de 7 p.p. em 2000 e de 17 p.p. em 2010. Entretanto, mesmo possuindo um maior nível educacional, pessoas com deficiência têm menor renda que as sem deficiência e nenhuma escolaridade. A literatura ressalta que indivíduos com deficiência muitas vezes não querem ser contratados pela CLT para não perder o benefício ao qual têm direito.

Dessa maneira, neste estudo, conclui-se que as políticas de educação especial e de inclusão social foram relevantes para as pessoas com deficiência, já que ofereceram e oferecem mais oportunidades, tanto na escola quanto no mercado de trabalho. Complementa-se que, com tais resultados obtidos, pode-se acordar que essas políticas geram um aumento do *empowerment* das pessoas com deficiência, oportunizando-lhes um maior bem-estar. Esse maior *empowerment* é relevante para a economia, uma vez que esses indivíduos poderão participar da população economicamente ativa e estar em um menor grau de pobreza e de exclusão social. Este trabalho buscou contribuir para a compreensão dos possíveis impactos sobre a trajetória escolar e laboral das políticas de educação especial e de inclusão social,

ênfatisando que, apesar dos resultados positivos, há a necessidade de melhorar tais políticas e também de promover um maior engajamento social.

O estudo realizado apresentou limitações quanto ao banco de dados, devido à falta de informações para os anos precedentes a 1991 e à limitação das variáveis explicativas utilizadas na estimação – com o uso dos três censos demográficos, foi necessária a compatibilização dos dados, não sendo possível obter todas as variáveis para todos os anos. Como sugestão para trabalhos futuros, aponta-se o exercício de avaliar o efeito de tais políticas no desempenho escolar dos alunos e também de buscar bancos de dados que possam demonstrar qual era o efeito temporal existente para as variáveis de interesse analisadas neste trabalho em períodos anteriores a 1991.

REFERÊNCIAS

AINSCOW, M.; CÉSAR, M. Inclusive education ten years after Salamanca: setting the agenda. **European Journal of Psychology of Education**, v. 21, n. 3, p. 231, 2006.

AMETEPEE, L. K.; ANASTASIOU, D. Special and inclusive education in Ghana: status and progress, challenges and implications. **International Journal of Educational Development**, v. 41, p. 143-152, 2015.

ARAÚJO, E.; FERRAZ, F. O conceito de pessoa com deficiência e seu impacto nas ações afirmativas brasileiras no mercado de trabalho. *In*: ENCONTRO NACIONAL DO CONPEDI, 19., 2010, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: [s.n.], jun. 2010.

BANK-MIKKELSEN, N. E. A metropolitan area in Denmark: Copenhagen. *In*: KUGEL, R.; ROBERT, B.; WOLFENBERGER, W. (Ed.). **Changing patterns in residential services for the mentally retarded**. Washington: President's Committee on Mental Retardation, 1969. Disponível em: <<http://www.disabilitymuseum.org/lib/docs/1942.htm>>. Acesso em: 7 out. 2018.

BRANEN, L.; FLETCHER, J. Comparison of college students' current eating habits and recollections of their childhood food practices. **Journal of Nutrition Education**, v. 31, n. 6, p. 304-310, 1999.

BRASIL. Ministério da Educação. Lei nº 4.024, de 20 de dezembro de 1961. Fixa as diretrizes e bases da educação nacional. **Diário Oficial da União**, Brasília, 20 dez. 1961.

_____. **Constituição da República Federativa do Brasil**. Brasília: Imprensa Oficial, 1988.

_____. Lei nº 8.069, de 13 de julho de 1990. Dispõe sobre o Estatuto da Criança e do Adolescente e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 13 jul. 1990.

_____. Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. Dispõe sobre os planos de benefícios da Previdência Social e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 24 jun. 1991a.

_____. Decreto nº 129, de 22 de maio de 1991. Promulga a Convenção nº 159, da Organização Internacional do Trabalho – OIT, sobre reabilitação profissional e emprego de pessoas deficientes. **Diário Oficial da União**, Brasília, 23 maio 1991b. [Seção 1].

_____. Ministério da Educação. **Política Nacional de Educação Especial**. Brasília: MEC, 1994.

_____. Decreto nº 3.298, de 20 de dezembro de 1999. Regulamenta a Lei nº 7.853, de 24 de outubro de 1989, dispõe sobre a Política Nacional para a Integração da Pessoa Portadora de Deficiência, consolida as normas de proteção e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 20 dez. 1999.

_____. Lei nº 10.172, de 9 de janeiro de 2001. Aprova o Plano Nacional de Educação e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 10 jan. 2001.

_____. Lei nº 10.436, de 24 de abril de 2002. Dispõe sobre a Língua Brasileira de Sinais – Libras e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 24 abr. 2002.

_____. Ministério da Educação. **Educação inclusiva: direito à diversidade** – documento orientador. Brasília: SEESP, 2005.

_____. Ministério da Educação. **A inclusão escolar de alunos com necessidades educacionais especiais: deficiência física**. Brasília: SEESP, 2006a.

_____. Ministério da Educação. **Grafia braille para a língua portuguesa**: aprovada pela Portaria nº 2.678 de 24/09/2002. Brasília: SEESP, 2006b. Disponível em: <<http://portal.mec.gov.br/seesp/arquivos/pdf/grafiaport.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2018.

_____. Ministério da Educação. **Política Nacional de Educação Especial na perspectiva da educação inclusiva**. Brasília: Secadi, 2008a.

_____. Decreto nº 6.571, de 17 de setembro de 2008. Dispõe sobre o atendimento educacional especializado, regulamenta o parágrafo único do art. 60 da Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, e acrescenta dispositivo ao Decreto nº 6.253, de 13 de novembro de 2007. **Diário Oficial da União**, Brasília, 17 set. 2008b.

_____. Tipos de deficiência. **Portal Brasil**, 2012.

_____. Ministério do Trabalho. **Relação Anual de Informações Sociais (Rais)** – 2017. Brasília: PDET, 2018. Disponível em: <<http://pdet.mte.gov.br/rais>>. Acesso em: 11 out. 2018.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.

CARNEIRO, R. U. C.; DALL'ACQUA, M. J. C.; CARAMORI, P. M. Os 20 anos da Lei de Diretrizes e Bases e a Educação Especial: considerações e reflexões. **Revista Ibero-Americana de Estudos em Educação**, v. 13, n. 1, p. 190-206, 2018.

CHARLTON, J. **Nothing about us without us**. Berkeley: University of California Press, 1998. 197 p.

CHEN, Y. Making special education compulsory and inclusive in China. **Cambridge Journal of Education**, v. 26, n. 1, p. 47-58, 1996.

CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N. **Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas domiciliares do IBGE**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 13 p. (Texto para Discussão, n. 0897).

COSTILLA, H. G.; NERI, M. C.; CARVALHO, A. Política de cotas e inclusão trabalhista das pessoas com deficiência. **Ensaio Econômico**, n. 462, 2002.

DENG, M.; POON-MCBRAYER, K. F.; FARNSWORTH, E. B. The development of special education in China: a sociocultural review. **Remedial and Special Education**, v. 22, n. 5, p. 288-298, 2001.

DENG, M.; ZHU, X. Special education reform towards inclusive education: blurring or expanding boundaries of special and regular education in China. **Journal of Research in Special Educational Needs**, v. 16, p. 994-998, 2016.

DOMÉNECH, A.; MOLINER, O. Families beliefs about inclusive education model. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 116, p. 3286-3291, 2014.

FEI, X. The Chinese learning in a regular classroom: history, current situation, and prospects. **Chinese Education and Society**, v. 40, n. 4, p. 8-20, 2007.

FIGUEIRA, E. **O que é educação inclusiva**. São Paulo: Editora Brasiliense, 2017.

FILMER, D. Disability, poverty, and schooling in developing countries: results from 14 household surveys. **World Bank Economic Review**, v. 22, n. 1, p. 141-163, 2008.

GARTNER, A.; LIPSKY, D. Beyond special education: toward a quality system for all students. **Harvard Educational Review**, v. 57, p. 367-395, 1989.

HAMMES, I. C.; NUERNBERG, A. H. A inclusão de pessoas com deficiência no contexto do trabalho em Florianópolis: relato de experiência no Sistema Nacional de Emprego. **Psicologia: Ciência e Profissão**, v. 35, n. 3, p. 768-780, 2015.

HAVEMAN, R.; WOLFE, B. The economics of disability and disability policy. **Handbook of Health Economics**, v. 1, p. 995-1051, 2000.

HAYES, A. M.; BULAT, J. **Disabilities inclusive education systems and policies guide for low- and middle-income countries**. North Carolina: RTI Press, 2017. Disponível em: <<https://doi.org/10.3768/rtipress.2017.op.0043.1707>>.

HOCUTT, A. M. Effectiveness of special education: is placement the critical factor? **The Future of Children**, p. 77-102, 1996.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 1991**. Brasília: IBGE, 1991. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/biblioteca-catalogo?id=782&view=detalhes>>. Acesso em: 15 ago. 2017.

ILO – INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **C159** – vocational rehabilitation and employment (disabled persons) convention. Geneva: ILO, 1983. Disponível em: <https://www.ilo.org/dyn/normlex/en/f?p=NORMLXPUB:12100:0::NO::P12100_INSTRUMENT_ID:312304>. Acesso em: 11 out. 2018.

INEP – INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. **Sinopses estatísticas da educação básica**. Brasília: Inep, 2018. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/sinopses-estatisticas-da-educacao-basica>>. Acesso em: 18 set. 2018.

JIANGHUA, L.; MENG, D. On several relations in the process of developing inclusive education. **Chinese Education e Society**, v. 40, n. 4, p. 33-43, 2007.

KRITZER, J. B. A four country comparison: special education in the United States, China, India and Thailand. **British Journal of Applied Science and Technology**, v. 4, n. 23, p. 3370, 2014.

MENDES, E. A radicalização do debate sobre inclusão escolar no Brasil. **Revista Brasileira de Educação**, v. 11, n. 33, p. 387-405, set./dez. 2006.

MENG, D.; ZHU, Z. The Chinese “learning in a regular classroom” and Western inclusive education: comparison and exploration. **Chinese Education and Society**, v. 40, n. 4, p. 21-32, 2007.

NERES, C. C.; KASSAR, M. C. M. Inclusão escolar de crianças com deficiência: do direito à matrícula ao acesso ao conhecimento em trajetórias escolares. **International Studies on Law and Education**, v. 22, 2016.

NEVES-SILVA, P.; PRAIS, F. G.; SILVEIRA, A. M. Inclusão da pessoa com deficiência no mercado de trabalho em Belo Horizonte, Brasil: cenário e perspectiva. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 20, p. 2549-2558, 2015.

NIRJE, B. The normalization principle and its human management implications. *In*: KUGEL, R. B.; WOLFENBERGER, W. (Ed.). **Changing patterns in residential services for the mentally retarded**. Washington: President’s Committee on Mental Retardation, 1969. Disponível em: <<http://www.disabilitymuseum.org/lib/docs/1941.htm>>. Acesso em: 7 out. 2018.

OLIVEIRA, L. C.; CAVALLI, V. T.; GUIDUGLI, S. T. Política pública de inclusão das pessoas com deficiência no mercado de trabalho: algumas considerações sobre sua formulação, implementação e avanços de 1991 até 2015. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 48, 2017.

PADIN, G. La educación especial en Argentina: desafíos de la educación inclusiva. **Revista Latinoamericana de Educación Inclusiva**, v. 7, n. 2, p. 47-61, 2013.

PLETSCH, M. D.; OLIVEIRA, M. C. P. Políticas de educação inclusiva: considerações sobre a avaliação da aprendizagem de alunos com deficiência intelectual. **Revista Educação, Artes e Inclusão**, v. 10, n. 2, p. 125-137, 2014.

REBELO, A. S.; KASSAR, M. C. M. Escolarização dos alunos da educação especial na política de educação inclusiva no Brasil. **Inclusão Social**, v. 11, n. 1, 2018.

RIBEIRO, T. S. A inclusão das pessoas com deficiência no mercado de trabalho e a ineficácia da aplicação da Lei de Cotas nas empresas privadas. **Âmbito Jurídico**, 2012. Disponível em: <<https://ambitojuridico.com.br/edicoes/revista-101/a-inclusao-das-pessoas-com-deficiencia-no-mercado-de-trabalho-e-a-ineficacia-da-aplicacao-da-lei-de-cotas-nas-empresas-privadas/>>. Acesso em: 13 mar. 2015.

ROSSI, A.; MOREIRA, E. A. M.; RAUEN, M. S. Determinantes do comportamento alimentar: uma revisão com enfoque na família. **Revista de Nutrição**, v. 21, n. 6, p. 739-748, 2008.

SAILOR, W.; GEE, K.; KARASOFF, P. Full inclusion and school restructuring. In: BROWN, F.; SNELL, M. E. (Ed.). **Instruction of students with severe disabilities**. Columbus: Merrill, 1993. p. 1-30.

SANT'ANA, I. M. Educação inclusiva: concepções de professores e diretores. **Psicologia em Estudo**, v. 10, n. 2, p. 227-234, 2005.

SASSAKI, R. K. **Inclusão: construindo uma sociedade para todos**. Rio de Janeiro: WVA, 2006.

SOUZA, F. F. **Políticas de educação inclusiva: análise das condições de desenvolvimento dos alunos com deficiência na instituição escolar**. 2013. 297 f. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2013.

SOUZA, F. F.; PLETSCH, M. D. A relação entre as diretrizes do sistema das Nações Unidas (ONU) e as políticas de educação inclusiva no Brasil. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, v. 25, n. 97, 2017.

SOUZA-SILVA, J. R.; DIEGUES, D.; CARVALHO, S. G. Trabalho e deficiência: reflexões sobre as dificuldades da inclusão social. **Cadernos de Pós-Graduação em Distúrbios do Desenvolvimento**, v. 12, n. 1, p. 27-33, 2012.

SRIVASTAVA, P. **Low-fee private schooling: aggravating equity or mitigating disadvantage**. Oxford: Symposium Books, 2013. 220 p.

STAINBACK, S.; STAINBACK, W. A rationale for the merger of special and regular education. **Exceptional Children**, v. 51, p. 102-111, 1984.

THE WORLD BANK. **A note on disability issues in the Middle East and North Africa**. Washington: The World Bank, 2005.

THOMASI, K. *et al.* Empregabilidade das pessoas com deficiência: uma análise para o mercado de trabalho brasileiro a partir dos censos 2000-2010. *In*: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 20., 2017, Porto Alegre, Rio Grande do Sul. **Anais...** Porto Alegre: Anpec, 2017.

TIWARI, A.; DAS, A.; SHARMA, M. Inclusive education a “rhetoric” or “reality”? Teachers’ perspectives and beliefs. **Teaching and Teacher Education**, v. 52, p. 128-136, 2015.

UNESCO – UNITED NATIONS EDUCATIONAL, SCIENTIFIC AND CULTURAL ORGANIZATION. **The Salamanca Statement and framework for action on special needs education**. Paris: UNESCO, 1994.

_____. **Guidelines for inclusion: ensuring access to education for all**. Paris: UNESCO, 2005.

UNICEF – UNITED NATIONS CHILDREN’S FUND. **Situação mundial da infância 2013: crianças com deficiências**. Paris: UNICEF, 2013.

VILLA, R. A. *et al.* Inclusion in Viet Nam: more than a decade of implementation. **Research and Practice for Persons with Severe Disabilities**, v. 28, n. 1, p. 23-32, 2003.

VITORINO FILHO, V. *et al.* A inclusão do deficiente no mercado de trabalho. **Transformare**, v. 1, n. 2, 2012. Disponível em: <http://www.transformare.adm.br/wp-content/uploads/2012/07/04_VALDIR-ANTONIO-VITORINO-FILHO.pdf>. Acesso em: 13 mar. 2018.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **World report on disability**. Geneva: WHO, 2011. 334 p.

WILL, M. Educating children with learning problems: a shared responsibility. **Exceptional Children**, v. 52, p. 411-415, 1986.

WORRELL, J. L.; TABER, M. Special education practices in China and the United States: what is to come next? **International Journal of Special Education**, v. 24, n. 3, p. 132-142, 2009.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. **Diário Oficial da União**, Brasília, 23 dez. 1996. [Seção 1].

_____. Decreto nº 6.094, de 24 de abril de 2007. Dispõe sobre a implementação do Plano de Metas Compromisso Todos pela Educação, pela União Federal, em regime de colaboração com municípios, Distrito Federal e estados, e a participação das famílias e da comunidade, mediante programas e ações de assistência técnica e financeira, visando à mobilização social pela melhoria da qualidade da educação básica. **Diário Oficial da União**, Brasília, 24 abr. 2007.

_____. Decreto nº 7.084, de 27 de janeiro de 2010. Dispõe sobre os programas de material didático e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, 27 jan. 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 2000**. Brasília: IBGE, 2000. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=783>>. Acesso em: 15 ago. 2017.

_____. **Censo demográfico 2010**. Brasília: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/resultados.html>>. Acesso em: 15 ago. 2017.

CICLOS POLÍTICOS E ELEITORAIS NA EXECUÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA EM NÍVEL MUNICIPAL

Tiago Sousa Pereira¹

Vander Mendes Lucas²

Moisés de Andrade Resende Filho³

Investiga-se neste artigo a existência de ciclos políticos e eleitorais na execução do Programa Bolsa Família (PBF) em nível municipal. O papel das prefeituras é fundamental no programa, uma vez que elas respondem pela inscrição das famílias no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico) e pela garantia e fiscalização do atendimento ou não dos critérios do programa pelas famílias. Considerando que o prefeito pode usar o PBF para beneficiar a si ou ao seu candidato coligado em uma eleição, estima-se o efeito de variáveis políticas e eleitorais na provisão municipal de recursos do PBF, em modelos de dados em painel com efeitos fixos de município e de ano por região. Os resultados indicam que prefeitos se comportam estrategicamente, aumentando a oferta do programa nos períodos eleitorais entre 2,0% e 141,8%, a depender da região, e que as intensidades dos ciclos eleitorais nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste estão acima da estimativa para o Brasil, enquanto as das regiões Sudeste e Sul estão abaixo. Este resultado pode ser explicado pela maior assimetria de informações enquanto consequência do menor nível de transparência e da maior dependência de recursos públicos nos municípios das regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste. Por fim, verifica-se que os ciclos políticos, decorrentes do alinhamento partidário do prefeito com o governador e presidente, impactam muito menos o PBF que os ciclos eleitorais.

Palavras-chave: ciclos políticos e eleitorais; Programa Bolsa Família; governos municipais.

POLITICAL AND ELECTORAL CYCLES IN THE IMPLEMENTATION OF BOLSA FAMÍLIA PROGRAM

We investigate the existence of political and electoral cycles in the implementation of the Bolsa Família Program (PBF) at the municipal level. The role played by the municipal governments in PBF is fundamental as they are responsible for enrolling the families in the Federal Government's Single Registry for Social Programs (CadÚnico) and for guaranteeing and supervising whether the criteria of the PBF are met or not by the families. As the mayor can use the PBF to benefit himself or his nominee in an election, we estimate the effect of political and electoral variables on the municipal supply of the PBF, using panel data models controlling for municipality and region-year fixed effects. Our results indicate that mayors behave strategically, increasing the Bolsa Família's supply in electoral periods by something between 2.0% and 141.8%, depending on the region. We find that the intensities of electoral cycles in the North, Central-West and Northeast regions are above the estimate for Brazil, while those for the Southeast and South regions are below. This result can be explained by the greater asymmetry of information as a consequence of the lower level of transparency and greater reliance on public resources in the municipalities of the North, Central West and Northeast regions. Lastly, we find that the political cycles, resulting from

1. Professor no Instituto Brasiliense de Direito Público (IDP).

2. Professor na Universidade de Brasília (UnB).

3. Professor na UnB.

the party's alignment of the mayor with the governor and president, have much less impact on the PBF than the electoral cycles.

Keywords: political and electoral cycles; Bolsa Família Program; local government.

JEL: C23; H77; I38.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art3>

1 INTRODUÇÃO

O objetivo deste artigo é investigar se há ciclos políticos e eleitorais na execução em nível municipal do Programa Bolsa Família (PBF) com base em um painel de dados dos municípios brasileiros de 2005 a 2012. Como a prefeitura municipal desempenha um papel fundamental no PBF, a disponibilização dos recursos para o programa no nível dos municípios pode ser manipulada estrategicamente pelo prefeito para fins político-eleitorais, por exemplo, com base na sua condição de potencial candidato à reeleição ou não, no seu alinhamento político-partidário com os governantes estadual e federal e na proximidade de anos de eleições.

A existência de ciclos políticos e eleitorais tem sido investigada no contexto da utilização estratégica das políticas fiscal, monetária e cambial por políticos incumbentes em anos eleitorais com vistas a se manterem no poder – por exemplo, via realização de *deficit* orçamentários e redução de taxas de juros –, ignorando, em geral, a possibilidade do uso estratégico de políticas de transferência de renda condicionada. Os resultados empíricos têm, via de regra, confirmado a hipótese desses ciclos no âmbito do governo nacional (Alesina e Sachs, 1986; Berger e Woitek, 1997; Gonzalez, 2002; Grier, 2008; Alesina, Roubini e Cohen, 1997; Vergne, 2009) e das esferas subnacionais (Veiga e Veiga, 2007; Drazen e Eslava, 2010). No Brasil, a existência de ciclos políticos tem também se confirmado nos governos federal (Fialho, 1997; Bonomo e Terra, 2005; Arvate, Avelino e Tavares, 2009), dos estados (Bittencourt e Hillbrecht, 2003) e dos municípios (Sakurai e Menezes Filho, 2008; Sakurai, 2009).

A literatura sobre o uso político e eleitoral do PBF é recente. Soares e Sátyro (2009) e Licio, Mesquita e Currelero (2011) enfatizam o papel dos municípios na execução do programa e a importância dos mecanismos de incentivo da União para a participação desses, mas não investigam a influência das variáveis políticas e eleitorais dos municípios sobre o PBF. Gemignani (2015) observa a utilização oportunista da filiação partidária na obtenção do benefício do PBF e vice-versa, mas não a existência de ciclos políticos e eleitorais na provisão dos benefícios. O autor verifica que a propensão a se tornar beneficiário do PBF aumenta se o eleitor é filiado a um partido em coligação municipal com o Partido dos Trabalhadores (PT) e também quando esta coligação passa a governar o município, além de atestar que a provisão de pagamentos do PBF aumenta os índices de filiação partidária. Por sua vez, Bastos (2015) analisa a

competição eleitoral no nível municipal no âmbito do PBF, constatando que os prefeitos tendem a ser eleitoralmente punidos pelos eleitores nos municípios onde a incidência do programa é inferior à dos vizinhos, e que durante o primeiro mandato, quando é possível a reeleição, os prefeitos aumentam em pelo menos 12% a incidência do PBF no município, como forma de sinalizar eficiência ao eleitorado. Todavia, diferentemente deste trabalho, Bastos (2015) não analisa o efeito do alinhamento partidário entre o prefeito e as demais esferas de poder sobre o PBF (ciclos políticos).

Em suma, parece haver uma lacuna na literatura empírica sobre ciclos políticos e eleitorais, ao não se investigar o uso estratégico de políticas de transferência de renda condicionada por políticos incumbentes em anos eleitorais que visam se manter no poder. Este artigo busca preencher esta lacuna, investigando a existência desses ciclos no PBF e avaliando em que medida variáveis políticas e eleitorais (comportamento estratégico dos prefeitos) se sobrepõem ou não ao bem-estar social no município (neste último caso, quando o prefeito se comporta de forma altruísta).

Os resultados apontam que os prefeitos utilizam o PBF com objetivos eleitorais, aumentando a provisão de benefícios tanto nos anos de eleições, quanto (com menor intensidade) durante seu primeiro mandato, quando é possível tentar a reeleição. Posteriormente, busca-se analisar se esses efeitos permanecem em nível regional, obtendo-se respostas razoavelmente similares no caso dos anos eleitorais. Comparando a intensidade dos ciclos entre as regiões, os resultados são conclusivos ao apontarem que os municípios da região Norte lideram seguidos dos da região Centro-Oeste, com os municípios da região Sul em último.

Por fim, os resultados apresentam ciclos políticos (ou partidários) bem menos intensos e intuitivos que os eleitorais (inclusive na ocorrência de interação com estes últimos), restringindo-se ao efeito negativo sobre a provisão do PBF decorrente do alinhamento partidário entre prefeito e governador do estado. Buscando analisar a robustez dos resultados encontrados, foram incorporadas aos modelos básicos variáveis que capturam a mudança de ideologia partidária do prefeito ao longo do seu mandato. Como resultado, os efeitos antes estatisticamente significativos desapareceram, o que leva a crer que o alinhamento político-partidário não é relevante na provisão de recursos do PBF pelas prefeituras.

Este artigo conta com mais quatro seções além desta introdução. A segunda seção apresenta uma breve descrição do PBF, ao passo que a terceira traz os modelos econométricos (estratégia empírica) e os dados utilizados nas estimações, cujos resultados são apresentados na seção 4. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões do trabalho.

2 O PBF

O PBF é um programa de transferência de renda condicionada para erradicação da pobreza no Brasil. Criado em 2003 pela Medida Provisória nº 132, o PBF passou a concentrar em si os programas de transferência de renda pré-existentes até então, quais sejam: Bolsa Escola (criado em 2001), Programa Nacional de Acesso à Alimentação (2003), Bolsa Alimentação (2001) e Auxílio-Gás (2002).

O PBF é um programa de transferência de renda condicionada porque, além de critérios de elegibilidade, adota critérios de condicionalidade. A família elegível, ou seja, em situação de extrema pobreza (renda mensal por pessoa de até R\$ 89,00), por intermédio da prefeitura do município em que reside, é cadastrada no Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico), entrando, assim, em uma fila, uma vez que o programa tem orçamento anual. Em se tornando beneficiária, para se manter nesta condição, a família deve atender critérios de condicionalidade quanto ao exame pré-natal, ao acompanhamento nutricional e de saúde e à frequência escolar de 85% em estabelecimento de ensino regular (art. 3º da Lei nº 10.836/2004).

O PBF é coordenado pela Secretaria Especial do Desenvolvimento Social do Ministério da Cidadania, que estabelece critérios para que a Caixa Econômica Federal (Caixa), utilizando as informações do CadÚnico sobre a renda familiar *per capita*, estipule o valor do benefício⁴ e emita os cartões magnéticos para as famílias beneficiárias sacarem os valores mensalmente. Apesar de os benefícios serem transferidos mensalmente em dinheiro diretamente do governo federal para as contas das famílias beneficiárias na Caixa, cabe às prefeituras efetuar o CadÚnico e monitorar o atendimento das condições de elegibilidade e condicionalidade. Para tanto, elas lançam mão do recadastramento bienal das famílias no CadÚnico, do monitoramento das famílias pelos agentes de saúde municipais do Programa Saúde da Família e dos dados de frequências mensais dos alunos da rede escolar.

O papel das prefeituras é tão crucial ao PBF que, em 2005, o governo federal criou um apoio financeiro para ser transferido ao município segundo a quantidade de famílias cadastradas no CadÚnico, de modo a incentivar a adesão e o engajamento das prefeituras. A partir de 2006, o apoio via transferências de recursos da União passa a se dar apenas ao município que tenha aderido ao PBF e atingido o valor mínimo do Índice de Gestão Descentralizada (IGD) estabelecido pelo governo federal.

4. Segundo as regras na Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, art. 2º, incisos I a IV, os benefícios pagos pelo programa podem ser básicos (R\$ 85,00) e variáveis (R\$ 39,00 por bebê, criança e adolescente na família, e R\$ 46,00 por jovem), além do benefício para superação da extrema pobreza (para garantir que a família atinja a renda mínima de R\$ 85,00 por pessoa). Disponível em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e/beneficios>>. Acesso em: 28 jan. 2019.

No período estudado por este trabalho, o programa cobriu, em média, 20,95 milhões de famílias por ano, aproximadamente 30% dos domicílios brasileiros, constituindo-se como o maior programa de transferência condicionada de renda do mundo com um gasto anual *per capita* da União de R\$ 9,89, a preços de 2012 (Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA).

3 ESTRATÉGIA EMPÍRICA E DADOS

Tendo em vista a importância das prefeituras na implementação do PBF, este artigo investiga se há ciclos políticos e eleitorais no programa. Como referencial teórico para construção dos modelos econométricos, considerou-se o modelo teórico detalhado no apêndice A. Segundo este modelo, o prefeito determina a provisão de recursos do PBF no município (variável dependente dos modelos econométricos propostos nesta seção), levando em conta suas próprias preferências individuais, as regras do programa e um componente de comportamento altruísta (no sentido de maximizar as preferências do eleitor representativo do município). Sendo assim, a provisão de recursos do PBF em nível municipal dependeria das características (tipo) do prefeito (gênero, estado civil e escolaridade), das características do residente representativo do município (porcentagem de eleitores jovens, idosos e com ensino superior) e das características do município (população e montante de transferências federais recebido). As variáveis para ciclos político-eleitorais entram nos modelos econométricos para fins de mensuração do efeito de outros fatores que, em tese, não se aplicariam aos resultados naturais do programa. Assim, se as variáveis para ciclos político-eleitorais se mostrarem significantes, a conclusão será de que o comportamento estratégico do prefeito é importante para explicar a provisão de recursos do PBF.

O modelo econométrico base – o qual chamaremos modelo (1) – é descrito pela equação (1).

$$y_{jt} = c_j \gamma + p_{jt} \pi + e_{jt} \epsilon + m_{jt} \mu + v_j + \theta_{rt} + \varepsilon_{jt}. \quad (1)$$

Em que y_{jt} é a provisão do PBF no município j no ano t , quantificada com base em duas variáveis logaritmizadas, quais sejam: *num_benef*, o número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes enquanto razão entre o número de famílias beneficiárias em dezembro,⁵ segundo o MDS, e o número de habitantes no ano, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia

5. Utilizou-se a informação para o mês de dezembro devido à indisponibilidade de dados oficiais por parte do então Ministério do Desenvolvimento Social (MDS) – cujas competências são atualmente exercidas pelo Ministério da Cidadania – para outros meses. Todavia, isso não constitui uma limitação. As eleições ocorrem sempre em outubro (e novembro, na hipótese de segundo turno) e as características do PBF praticamente inviabilizam alterações substanciais de beneficiários no curto prazo, tal que os dados de dezembro refletem acuradamente o resultado da execução do programa ao longo do ano.

e Estatística (IBGE), multiplicada por 10.000;⁶ e *valor_benef*, o valor *per capita* dos benefícios (em reais de 2012, pelo IPCA) enquanto razão entre o montante de transferências para as famílias beneficiárias em dezembro, segundo o MDS, e o número de habitantes no ano, segundo o IBGE. Já c_{jt} é o vetor das variáveis de ciclos político-partidários; p_{jt} é o vetor dos controles para características do prefeito (escolaridade, estado civil e gênero); e_{jt} é o vetor dos controles para características do eleitor representativo; m_{jt} é o vetor dos controles para características do município;⁷ γ , π , ϵ e μ são vetores de parâmetros; v_j é o efeito fixo do município; e θ_{rt} é o efeito fixo do ano t por região r ,⁸ entre as cinco Grandes Regiões do Brasil segundo o IBGE – Sudeste (categoria base), Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul. Para os modelos estimados apenas com efeito fixo de ano, leia-se θ_{rt} como θ_t . Por fim, ε_{jt} é o erro aleatório.

Os efeitos fixos de município controlam as características não observáveis do município que afetam a provisão do PBF e se mantêm ao longo dos anos, e os efeitos fixos de ano controlam as características não observáveis do ano que afetam a provisão do PBF nos municípios da mesma maneira – por exemplo, uma contração ou expansão da economia nacional no ano. Por seu turno, os efeitos fixos de ano por região, quando incluídos, controlam as características de cada ano que afetam igualmente todos os municípios de uma região, por exemplo, a dependência dos recursos do PBF dos municípios da região no ano. Também foi utilizada a especificação (2) do modelo econométrico – ou modelo (2) daqui em diante –, a qual permite que os efeitos político-eleitorais e dos controles sobre a oferta do PBF sejam diferentes por região.

$$y_{jt} = c_{jt}\gamma_r + p_{jt}\pi_r + e_{jt}\epsilon_r + m_{jt}\mu_r + v_j + \theta_{tr} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Em que $\gamma_r, \pi_r, \epsilon_r$ e μ_r são vetores de parâmetros da região r – entre Sudeste (categoria base), Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Sul.

As variáveis para ciclos político-eleitorais e controles utilizados nos modelos estão descritas no quadro 1, ao passo que suas estatísticas descritivas estão no apêndice B.

6. Como as regressões são estimadas em logaritmo natural, a multiplicação por 10.000 não altera os resultados. Porém, tem o intuito de aumentar a sensibilidade do indicador e, assim, prover uma dimensão mais intuitiva da magnitude do PBF nas estatísticas descritivas.

7. Os controles para características do eleitor representativo e do município captam o grau de aderência da provisão de recursos do PBF às regras formais do programa. As variáveis e características que compõem os vetores c_{jt} , p_{jt} , e_{jt} e m_{jt} estão descritas no quadro 1.

8. O efeito fixo para 2005, 2010 e 2012 foi retirado dos modelos de modo a evitar colinearidade perfeita, em especial com as variáveis eleições municipais e presidenciais.

QUADRO 1
Variáveis e controles dos modelos econométricos

Elementos determinantes da provisão de recursos do PBF	Variáveis e controles
Prefeito	<p><i>pref_superior</i>: recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> no ano <i>t</i> possuir nível superior completo, e 0 caso contrário.</p> <p><i>casado</i>: recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> no ano <i>t</i> for casado, e 0 caso contrário.</p> <p><i>mulher</i>: recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> no ano <i>t</i> for do sexo feminino, e 0 caso contrário.</p>
Ciclos político-eleitorais	<p><i>reeleição</i>: recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> no ano <i>t</i> estiver em seu primeiro mandato (e, portanto, existir a possibilidade de reeleição), e 0 caso contrário.</p> <p><i>elei_mun</i>: recebe 1 se <i>t</i> for ano de eleição municipal, e 0 caso contrário.</p> <p><i>elei_pres</i>: recebe 1 se <i>t</i> for ano de eleição presidencial, e 0 caso contrário.</p> <p><i>alin_gov</i>: recebe 1 se em <i>t</i> o prefeito do município <i>j</i> for do mesmo partido do governador do estado.</p> <p><i>alin_pres</i>: recebe 1 se em <i>t</i> o prefeito do município <i>j</i> for do mesmo partido do presidente do Brasil.</p> <p><i>reeleição_elei_mun</i> = <i>reeleição</i> × <i>elei_mun</i>: a interação de <i>reeleição</i> e <i>elei_mun</i> capta o efeito da potencial candidatura à reeleição para prefeito no ano da eleição.</p> <p><i>mudanca_gov</i>:¹ recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> tiver mudado de situação de alinhamento partidário com o governador durante o seu mandato na prefeitura a que pertence o ano <i>t</i>.</p> <p><i>mudanca_pres</i>:¹ recebe 1 se o prefeito do município <i>j</i> tiver mudado de situação de alinhamento partidário com o presidente durante o seu mandato na prefeitura a que pertence o ano <i>t</i>.</p> <p><i>alin_gov_elei_mun</i> = <i>alin_gov</i> × <i>elei_mun</i>: a interação de <i>alin_gov</i> e <i>elei_mun</i> capta o alinhamento partidário do prefeito com o governador em ano de eleição municipal.</p> <p><i>alin_pres_elei_mun</i> = <i>alin_pres</i> × <i>elei_mun</i>: a interação de <i>alin_pres</i> e <i>elei_mun</i> capta o alinhamento partidário do prefeito com o presidente em ano de eleição municipal.</p> <p><i>alin_gov_elei_pres</i> = <i>alin_gov</i> × <i>elei_pres</i>: a interação de <i>alin_gov</i> e <i>elei_pres</i> capta o alinhamento partidário do prefeito com governador em ano de eleição presidencial.</p> <p><i>alin_pres_elei_pres</i> = <i>alin_pres</i> × <i>elei_pres</i>: a interação de <i>alin_pres</i> e <i>elei_pres</i> capta o alinhamento partidário do prefeito com presidente em ano de eleição presidencial.</p>
Residente representativo	<p><i>jovens</i>:² porcentagem de eleitores jovens (até 20 anos) do município <i>j</i> no ano <i>t</i>.</p> <p><i>idosos</i>:² porcentagem de eleitores idosos (acima de 60 anos) do município <i>j</i> no ano <i>t</i>.</p> <p><i>ens_superior</i>:² porcentagem de eleitores com ensino superior completo do município <i>j</i> no ano <i>t</i>.</p>
Município	<p><i>pop</i>:³ população do município <i>j</i> no ano <i>t</i>.</p> <p><i>transf</i>: montante de transferências federais recebido pelo município <i>j</i> no ano <i>t</i> (em reais de 2012 pelo IPCA).</p>

Fonte: Tribunal Superior Eleitoral (TSE), IBGE e Secretaria do Tesouro Nacional (STN).

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Captam a mudança ideológica do prefeito ao longo de seu mandato.

² Controles obtidos por autodeclaração sem checagem pelo TSE.

³ Captura os efeitos de revelação de preferências dos governos subnacionais (Musgrave, 1983; Oates, 1998; 1999), de maneira que se espera que prefeituras de municípios menores sejam mais sensíveis à execução do PBF.

Obs.: 1. Devido à inexistência de dados, as populações municipais referentes a 2007 foram calculadas com base na taxa média de crescimento da população de cada município entre 2006 e 2008, tal que $POP_{j2007} = POP_{j2006} \cdot \sqrt{\frac{POP_{j2008}}{POP_{j2006}}}$

2. A alternativa ideal para *num_benef* seria o número de pessoas beneficiárias do PBF, o que possibilitaria calcular a porcentagem da população municipal de beneficiários do PBF ou a real incidência do PBF, o valor esperado do benefício no município (*valor_benef*) e a probabilidade de um indivíduo do município ser beneficiário. Todavia, o número de pessoas beneficiárias do PBF não consta nas estatísticas oficiais para toda a amostra de observações utilizada neste trabalho (praticamente todos os municípios brasileiros de 2005 a 2012).

4 RESULTADOS E ANÁLISE DE ROBUSTEZ⁹

O painel de dados utilizado, desbalanceado, compreende oito anos, de 2005 a 2012, e 5.524 municípios. Buscou-se incluir todos os municípios brasileiros, mas alguns foram excluídos devido à indisponibilidade de dados para todas as variáveis. De todo modo, o eventual viés de seleção amostral tende a ser desprezível, haja vista que menos de 1% dos municípios brasileiros não se encontra na amostra.

4.1 Resultados nacionais: modelo (1) e tabela 1

Os modelos econométricos neste artigo controlam os efeitos fixos dos municípios, mas não as suas características, que variam ao longo do tempo e que são correlacionadas com os regressores e com as variáveis dependentes. Por exemplo, o partido do prefeito do município pode variar no tempo e, talvez, represente a sua ideologia, que provavelmente está correlacionada com diversos regressores e com ambas as variáveis dependentes – número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes e valor médio de benefício por habitante.

De toda forma, nem todas as características do município que variam ao longo do tempo e que podem estar correlacionadas com os regressores e as variáveis dependentes são observáveis e, por isso, acabam sendo omitidas dos modelos, levando a estimativas inconsistentes. Para reduzir esta possibilidade e, ao mesmo tempo, avaliar a robustez dos resultados à omissão destas características, estimações de modelos que incluem as variáveis mudança de alinhamento com o governador (*mudanca_gov*) e mudança de alinhamento com o presidente (*mudanca_pres*), ambas definidas anteriormente no quadro 1, são apresentadas nas colunas pares da tabela 1. Estas variáveis captam se o prefeito do município experimentou alguma mudança de alinhamento partidário ao longo do seu mandato. Em particular, a variável mudança de alinhamento com o presidente (*mudanca_pres*) captura a evolução da ideologia do prefeito ao longo do tempo, tendo em vista que o PT foi ideologicamente hegemônico no período analisado, de 2005 a 2012. Assim, entrar ou sair do PT diz muito mais sobre a ideologia do prefeito do que qualquer outra mudança partidária pela qual ele tenha passado.

9. As tabelas 1 a 6 não apresentam os coeficientes dos controles referentes às características do prefeito, pois a grande maioria foi estatisticamente insignificante e eles não acrescentam informações úteis à análise.

TABELA 1
Estimações do modelo (1) de provisão municipal do PBF

Regressores	Logaritmo natural do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes (<i>num_benef</i>)				Logaritmo natural do valor médio do benefício por habitante (<i>valor_benef</i>)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Ciclos político-eleitorais								
Possível reeleição (<i>reeleicao</i>)	0,013*** (0,003)	0,009*** (0,003)	0,011*** (0,003)	0,008*** (0,003)	0,013*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,010*** (0,003)	0,008*** (0,003)
Ano de eleição municipal (<i>elei_mun</i>)	0,397*** (0,020)	0,395*** (0,019)	0,445*** (0,018)	0,443*** (0,018)	0,894*** (0,020)	0,892*** (0,020)	0,935*** (0,019)	0,933*** (0,020)
Ano de eleição presidencial (<i>elei_pres</i>)	0,322*** (0,018)	0,320*** (0,018)	0,377*** (0,017)	0,375*** (0,017)	0,539*** (0,019)	0,537*** (0,019)	0,579*** (0,018)	0,576*** (0,018)
Ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição (<i>reeleicao_elei_mun</i>)	0,020*** (0,005)	0,019*** (0,005)	0,021*** (0,005)	0,021*** (0,004)	0,024*** (0,005)	0,024*** (0,005)	0,026*** (0,005)	0,026*** (0,005)
Alinhamento prefeito-governador (<i>alin_gov</i>)	-0,007* (0,003)	0,003 (0,004)	-0,000 (0,003)	0,002 (0,003)	-0,008** (0,004)	0,001 (0,004)	-0,000 (0,003)	0,002 (0,004)
Alinhamento prefeito-presidente (<i>alin_pres</i>)	0,009 (0,007)	-0,001 (0,008)	0,012* (0,007)	0,001 (0,008)	-0,002 (0,010)	-0,008 (0,009)	0,002 (0,007)	-0,007 (0,007)
Mudança de alinhamento com governador (<i>mudanca_gov</i>)	-	-0,049*** (0,004)	-	-0,013*** (0,004)	-	-0,045*** (0,004)	-	-0,014*** (0,004)
Mudança de alinhamento com presidente (<i>mudanca_pres</i>)	-	0,020*** (0,007)	-	0,021*** (0,007)	-	0,012* (0,007)	-	0,016** (0,007)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-governador	-0,034* (0,017)	-0,033* (0,017)	-0,029* (0,016)	-0,029* (0,016)	-0,036** (0,018)	-0,036* (0,018)	-0,032* (0,017)	-0,032* (0,017)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-presidente	-0,010 (0,009)	-0,010 (0,009)	-0,005 (0,008)	-0,005 (0,008)	-0,011 (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,005 (0,009)	-0,005 (0,009)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-governador	-0,019 (0,017)	-0,017 (0,017)	-0,021 (0,016)	-0,020 (0,016)	-0,026 (0,018)	-0,024 (0,018)	-0,028* (0,017)	-0,028 (0,017)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-presidente	-0,001 (0,009)	-0,000 (0,008)	0,001 (0,008)	0,001 (0,008)	-0,005 (0,009)	-0,004 (0,009)	-0,000 (0,009)	-0,000 (0,000)
Residente representativo								
Proporção de jovens (<i>jovens</i>)	-0,020*** (0,002)	-0,019*** (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,003* (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	0,004* (0,002)	0,003* (0,002)
Proporção de idosos (<i>idosos</i>)	-0,067*** (0,002)	-0,064*** (0,002)	-0,033*** (0,003)	-0,033*** (0,003)	-0,056*** (0,003)	-0,053*** (0,003)	-0,032*** (0,003)	-0,032*** (0,003)
Proporção de pessoas com ensino superior (<i>ens_superior</i>)	-0,025*** (0,005)	-0,024*** (0,005)	-0,014*** (0,004)	-0,014*** (0,004)	-0,007 (0,005)	-0,006 (0,005)	-0,004 (0,005)	-0,004 (0,005)
Município								
População (<i>pop</i>)	-0,563*** (0,017)	-0,566*** (0,017)	-0,657*** (0,016)	-0,656*** (0,016)	-0,512*** (0,018)	-0,514*** (0,018)	-0,600*** (0,017)	-0,600*** (0,017)
Transferências federais (<i>transf</i>)	0,099*** (0,010)	0,095*** (0,010)	0,070*** (0,010)	0,069*** (0,010)	0,083*** (0,011)	0,080*** (0,011)	0,068*** (0,010)	0,067*** (0,010)
Constante	2,857*** (0,216)	2,866*** (0,216)	3,323*** (0,205)	3,328*** (0,205)	6,624*** (0,228)	6,633*** (0,228)	7,160*** (0,217)	7,165*** (0,217)
Efeitos fixos de município	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeitos fixos de ano	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não
Efeitos fixos de ano por região	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
R2	0,22	0,23	0,31	0,31	0,58	0,58	0,62	0,62
Número de municípios	5.524	5.524	5.524	5.524	5.524	5.524	5.524	5.524

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão dos estimadores.

Os resultados na tabela 1 sugerem a existência de ciclos eleitorais na provisão do PBF, pois as variáveis *reeleição*, *elei_mun* e *elei_pres*, que capturam o componente eleitoral, apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significantes individualmente nas estimações das quatro especificações do modelo (1).

A estimativa do coeficiente da variável *reeleição* na tabela 1 indica que, durante o primeiro mandato, o prefeito aumenta tanto a quantidade de famílias beneficiárias quanto o valor médio do benefício entre 0,8% e 1,3% (com menores magnitudes nos modelos que contêm as variáveis que capturam a mudança de alinhamento partidário do prefeito com os governos das demais esferas federativas). Como esse coeficiente mede o aumento estimado da oferta do PBF no primeiro mandato do prefeito em relação ao segundo, pode ser considerado o efeito do *accountability* democrático – isto é, decorre do fato de o prefeito poder passar por uma avaliação popular.

Por sua vez, os anos de eleições municipais implicam aumentos de 39,5% a 44,5% na quantidade de famílias e de 89,2% a 93,5% no valor médio do benefício, ao passo que as eleições presidenciais implicam acréscimos de 32,0% a 37,7% na quantidade de famílias beneficiárias e de 53,7% a 57,9% no valor do benefício médio *per capita*. Comparando as estimações, os modelos com efeitos fixos de ano por região apresentam coeficientes razoavelmente maiores – de 4 a 5 pontos percentuais (p.p.) de diferença.¹⁰

As estimações da tabela 1 mostram que os efeitos dos anos eleitorais são bem maiores do que os efeitos do primeiro mandato. Ademais, a interação das variáveis eleição municipal e possibilidade de reeleição do prefeito também apresentam coeficientes positivos e estatisticamente significativos em todas as estimações, oscilando em torno de 2,0% quando a variável dependente é o número de famílias beneficiárias e 2,5% para o valor médio do benefício. Assim, além de o prefeito aumentar a provisão de recursos do PBF tanto nos anos de eleições municipais como em seu primeiro mandato, esse aumento é ainda maior no ano de eleições municipais em que este pode tentar a reeleição.

Todos esses resultados demonstram que as variáveis eleitorais afetam fortemente a postura do prefeito em relação à provisão aos cidadãos dos recursos do PBF, a qual cresce à medida que: *i*) aproxima-se o período de eleição; e *ii*) torna-se mais clara a possibilidade de o prefeito obter benefício

10. Essas diferenças entre o aumento do valor do benefício *per capita* e a quantidade de famílias por habitante implicam, na prática, um maior valor em reais de benefício médio por família. Para se ter uma ideia, considerando as médias do valor do benefício *per capita* e do número de famílias beneficiárias por população do apêndice B, o valor médio do benefício por família beneficiária é de R\$ 112. Com o acréscimo (em ano eleitoral) da ordem de 55% no valor *per capita* e de 40% no número de famílias por população, o benefício médio por família passa para R\$ 124. Dadas as regras do programa, isso significa que o prefeito prioriza, nos períodos eleitorais, a seleção de famílias mais pobres – ou seja, com menor renda domiciliar *per capita*. Portanto, pode-se concluir que nos períodos eleitorais os prefeitos buscam alcançar a confiança dos mais carentes entre os carentes.

eleitoral individual (reeleição). Essas constatações indicam a clara existência de oportunismo eleitoral por parte do prefeito incumbente, por meio da utilização estratégica de suas funções no PBF.

No que tange às variáveis partidárias, conforme já destacado, as colunas ímpares da tabela 1 apresentam estimações do modelo (1), ao passo que as colunas pares, para fins de teste de robustez, incluem as variáveis que capturam a mudança, ao longo do tempo, do alinhamento partidário do prefeito e, por conseguinte, de sua ideologia – sobretudo no caso da variável presidencial.

Note-se que, nas estimações que não incluem as variáveis para mudança ideológica, os coeficientes de alinhamento partidário são, em sua maioria, estatisticamente insignificantes, com algumas exceções isoladas. Ao se incluírem as variáveis de mudança de alinhamento partidário – colunas pares –, todas as variáveis de alinhamento partidário apresentam coeficientes insignificantes, enquanto as que representam a mudança revelam coeficientes significativos. Nesse caso, a mudança de alinhamento com o governador reduz a provisão de recursos do PBF (de 1,3% a 4,9%), ao passo que a mudança de alinhamento (ideologia) com a Presidência aumenta a provisão do programa (de 1,2% a 2,1%). Tais resultados mostram que as evidências de ciclos político-partidários sobre o PBF são muito menos importantes que as dos ciclos eleitorais, porém o efeito da mudança de alinhamento partidário do prefeito ao longo do mandato não pode ser desprezado. Assim, as estimações nas colunas pares demonstram que os processos de mudança de alinhamento partidário são mais determinantes que o alinhamento em si. Ademais, chama a atenção o fato de esse efeito da mudança ser positivo quando ela se refere a alinhamento com o PT.

As características do residente representativo, em sua maioria, apresentaram coeficientes significativos, com sinal dentro do esperado para as variáveis de proporção de idosos e de pessoas com ensino superior. No primeiro caso, o sinal negativo pode ser creditado ao fato de o PBF não ser direcionado ao público idoso, o qual conta com políticas sociais específicas – como o Benefício de Prestação Continuada (aposentadoria sem os requisitos mínimos de contribuição) –, de maneira que o aumento da proporção de pessoas idosas na população, *ceteris paribus*, tende a reduzir a provisão do PBF. Já o efeito da proporção de pessoas com ensino superior é esperado porque tal variável guarda correlação positiva com o nível de escolaridade da população, o qual, por sua vez, afeta de forma negativa o seu nível de pobreza. Em contrapartida, não é intuitiva a maioria dos coeficientes negativos da proporção de jovens na maior parte das estimações, uma vez que o PBF é justamente destinado a este público, no sentido de melhorar suas perspectivas futuras de renda por meio do aumento da escolaridade e da garantia de saúde – em que pese a existência de coeficientes positivos em duas estimações.

Por fim, as características do município apresentam coeficientes estatisticamente significativos a 1% e com sinal esperado em todas as estimações. A variável referente à população apresenta coeficiente negativo, indicando que quanto menor o município, maior a oferta do PBF. Tal resultado é condizente com o argumento de Musgrave (1983) e Oates (1998; 1999) – segundo o qual quanto menor a abrangência populacional do governo, maior a capacidade deste de entender as preferências dos eleitores – e com a correlação positiva entre a população do município e a sua renda *per capita*. As transferências federais também apresentaram sinal esperado, positivo, demonstrando que o município retribui o aumento das transferências por meio do aumento da provisão de recursos do PBF à sua população, com potencial benefício eleitoral ao governo federal.

Em geral, pode-se argumentar que a execução do PBF em nível municipal também é altamente condicionada pelas variáveis locais – residente representativo e características do município. Portanto, a despeito do comportamento estratégico ora característico do prefeito, nota-se que as regras do PBF são razoavelmente seguidas em sua execução no âmbito municipal.

4.2 Resultados por região geográfica: modelo (2) e tabelas 2 a 5

As estimações nas tabelas 2 a 5 servem para investigar os efeitos dos ciclos eleitorais sobre a provisão do PBF por região – ou seja, com os coeficiente das variáveis e controles podendo variar por região geográfica do Brasil (sendo o Sudeste a categoria base) –,¹¹ conforme o modelo econométrico (2) que inclui efeitos fixos de município e ano por região.

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados para os modelos em que a variável dependente logaritmizada é o número de famílias beneficiárias por habitante. A tabela 3 traz os resultados do modelo que inclui as variáveis de mudança de alinhamento partidário (ideologia) para fins de análise de robustez.

As tabelas 4 e 5 apresentam as estimações do modelo (2) para quando a variável dependente é o valor do benefício *per capita*, sendo que os resultados na tabela 5 são para o modelo que inclui as variáveis de mudança do alinhamento partidário.

11. Na prática, isso significa que o real efeito de cada variável sobre a provisão do PBF municipal em cada região, como calculado na tabela 6, é igual à soma do coeficiente dessa variável na região Sudeste com o coeficiente da mesma variável na respectiva região (tabelas 2 a 5). Ou seja, cada coeficiente regional estimado nas tabelas 2 a 5 representa o efeito marginal da respectiva variável e região em relação ao coeficiente da mesma variável na região Nordeste.

TABELA 2
Estimações do modelo (2) de provisão municipal do PBF enquanto logaritmo natural do número de beneficiários por 10 mil habitantes – sem mudança de alinhamento partidário (ideologia)

Variáveis	Sudeste	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul
Ciclos político-eleitorais					
Possível reeleição (<i>reeleicao</i>)	0,015*** (0,005)	-0,021* (0,011)	-0,010 (0,007)	0,014 (0,010)	-0,008 (0,007)
Ano de eleição municipal (<i>elei_mun</i>)	0,318*** (0,037)	0,582*** (0,079)	0,134*** (0,047)	0,377*** (0,079)	-0,298*** (0,064)
Ano de eleição presidencial (<i>elei_pres</i>)	0,278*** (0,035)	0,494*** (0,074)	0,094** (0,044)	0,357*** (0,075)	-0,213*** (0,061)
Ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição (<i>reeleicao_elei_mun</i>)	0,027*** (0,008)	0,008 (0,019)	-0,019 (0,012)	-0,002 (0,018)	-0,016 (0,013)
Alinhamento prefeito-governador (<i>alin_gov</i>)	0,004 (0,003)	-0,025 (0,044)	-0,003 (0,018)	-0,032 (0,045)	-0,023 (0,034)
Alinhamento prefeito-presidente (<i>alin_pres</i>)	0,013 (0,011)	0,017 (0,024)	-0,018 (0,018)	-0,009 (0,026)	0,019 (0,018)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-governador	-0,069** (0,035)	0,045 (0,075)	0,074* (0,043)	0,047 (0,072)	0,105* (0,060)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-presidente	-0,003 (0,013)	-0,007 (0,027)	-0,004 (0,022)	-0,018 (0,031)	-0,007 (0,021)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-governador	-0,047 (0,033)	0,086 (0,071)	0,047 (0,042)	0,026 (0,072)	0,032 (0,059)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-presidente	-0,006 (0,013)	-0,002 (0,026)	0,004 (0,021)	-0,006 (0,031)	0,010 (0,021)
Residente representativo					
Proporção de jovens (<i>jovens</i>)	-0,008** (0,004)	0,039*** (0,006)	0,008* (0,005)	-0,007 (0,007)	0,018*** (0,006)
Proporção de idosos (<i>idosos</i>)	-0,024*** (0,005)	0,039*** (0,010)	0,001 (0,007)	0,039*** (0,010)	0,002 (0,007)
Proporção de pessoas com ensino superior (<i>ens_superior</i>)	-0,019* (0,010)	-0,031** (0,016)	0,034*** (0,012)	-0,069*** (0,017)	-0,038* (0,015)*
Município					
População (<i>pop</i>)	-0,650*** (0,035)	0,115** (0,051)	-0,076* (0,045)	0,032 (0,055)	-0,265*** (0,056)
Transferências federais (<i>transf</i>)	0,048*** (0,017)	0,073** (0,031)	0,003 (0,025)	0,014 (0,032)	0,014 (0,030)
Constante			3,757*** (0,213)		
Efeitos fixos de município			Sim		
Efeitos fixos de ano por região			Sim		
R ²			0,35		
N			43.015		
Número de municípios	1.667	440	1.772	459	1.187

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão dos estimadores.

3. N = quantidade de observações utilizada na estimação.

TABELA 3
Estimações do modelo (2) de provisão municipal do PBF enquanto logaritmo natural do número de beneficiários por 10 mil habitantes – com mudança de alinhamento partidário (ideologia)

Variáveis	Sudeste	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul
Ciclos político-eleitorais					
Possível reeleição (<i>reeleicao</i>)	0,012*** (0,005)	-0,026** (0,011)	-0,008 (0,007)	0,016 (0,011)	-0,010 (0,007)
Ano de eleição municipal (<i>elei_mun</i>)	0,316*** (0,037)	0,582*** (0,079)	0,132*** (0,047)	0,379*** (0,079)	-0,296*** (0,064)
Ano de eleição presidencial (<i>elei_pres</i>)	0,273*** (0,035)	0,496*** (0,073)	0,094** (0,044)	0,362*** (0,075)	-0,209*** (0,061)
Ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição (<i>reeleicao_elei_mun</i>)	0,027*** (0,008)	0,007 (0,019)	-0,019 (0,012)	-0,002 (0,018)	-0,016 (0,013)
Alinhamento prefeito-governador (<i>alin_gov</i>)	0,006* (0,003)	-0,006 (0,044)	-0,002 (0,018)	-0,029 (0,045)	-0,023 (0,034)
Alinhamento prefeito-presidente (<i>alin_pres</i>)	0,004 (0,012)	-0,004 (0,025)	-0,001 (0,021)	-0,004 (0,027)	0,009 (0,020)
Mudança de alinhamento com governador (<i>mudanca_gov</i>)	-0,139*** (0,016)	0,163*** (0,020)	0,119*** (0,017)	0,147*** (0,019)	0,138*** (0,018)
Mudança de alinhamento com presidente (<i>mudanca_pres</i>)	0,010 (0,010)	0,053** (0,022)	-0,026 (0,018)	-0,001 (0,024)	0,030* (0,016)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-governador	-0,068* (0,035)	0,044 (0,075)	0,072* (0,043)	0,045 (0,072)	0,103* (0,060)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-presidente	-0,003 (0,013)	-0,006 (0,027)	-0,004 (0,022)	-0,018 (0,031)	-0,007 (0,021)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-governador	-0,046 (0,033)	0,085 (0,071)	0,045 (0,042)	0,025 (0,071)	0,031 (0,059)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-presidente	-0,006 (0,013)	-0,002 (0,026)	0,005 (0,021)	-0,006 (0,031)	0,010 (0,021)
Residente representativo					
Proporção de jovens (<i>jovens</i>)	-0,011*** (0,004)	0,041*** (0,006)	0,010** (0,005)	-0,005 (0,007)	0,020*** (0,006)
Proporção de idosos (<i>idosos</i>)	-0,026*** (0,005)	0,038*** (0,010)	0,004 (0,007)	0,042*** (0,010)	0,004 (0,007)
Proporção de pessoas com ensino superior (<i>ens_superior</i>)	-0,019* (0,010)	-0,030* (0,016)	0,033*** (0,012)	-0,070*** (0,017)	-0,039*** (0,015)
Município					
População (<i>pop</i>)	-0,660*** (0,035)	0,130** (0,051)	-0,066 (0,045)	0,042 (0,055)	-0,256*** (0,056)
Transferências federais (<i>transf</i>)	0,045*** (0,017)	0,084*** (0,031)	0,007 (0,025)	0,018 (0,032)	0,019 (0,030)
Constante			3,791*** (0,213)		
Efeitos fixos de município			Sim		
Efeitos fixos de ano por região			Sim		
R2			0,35		
N			43.015		
Número de municípios	1.667	440	1.772	459	1.187

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão dos estimadores.

3. N = quantidade de observações utilizada na estimação.

TABELA 4
Estimações do modelo (2) de provisão municipal do PBF enquanto valor do benefício per capita – sem mudança de alinhamento partidário (ideologia)

Variáveis	Sudeste	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul
Ciclos político-eleitorais					
Possível reeleição (<i>reeleicao</i>)	0,014*** (0,005)	-0,013 (0,011)	-0,007 (0,007)	0,015 (0,011)	-0,011 (0,008)
Ano de eleição municipal (<i>elei_mun</i>)	0,813*** (0,040)	0,608*** (0,084)	0,101** (0,050)	0,431*** (0,084)	-0,253*** (0,068)
Ano de eleição presidencial (<i>elei_pres</i>)	0,480*** (0,037)	0,527*** (0,078)	0,068 (0,047)	0,459*** (0,080)	-0,192*** (0,065)
Ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição (<i>reeleicao_elei_mun</i>)	0,033*** (0,009)	0,003 (0,020)	-0,019 (0,012)	-0,000 (0,019)	-0,016 (0,014)
Alinhamento prefeito-governador (<i>alin_gov</i>)	0,004 (0,003)	-0,034 (0,047)	0,002 (0,019)	-0,055 (0,048)	-0,057 (0,036)
Alinhamento prefeito-presidente (<i>alin_pres</i>)	0,008 (0,012)	0,030 (0,025)	-0,021 (0,019)	-0,021 (0,028)	0,006 (0,019)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-governador	-0,073** (0,037)	0,071 (0,080)	0,070 (0,046)	0,063 (0,077)	0,095 (0,063)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-presidente	-0,005 (0,014)	0,009 (0,029)	-0,006 (0,023)	-0,006 (0,033)	-0,017 (0,022)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-governador	-0,058 (0,035)	0,098 (0,075)	0,055 (0,044)	0,023 (0,076)	0,047 (0,063)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-presidente	-0,010 (0,014)	0,001 (0,028)	0,010 (0,023)	-0,015 (0,033)	0,013 (0,022)
Residente representativo					
Proporção de jovens (<i>jovens</i>)	0,004 (0,004)	0,031*** (0,007)	-0,002 (0,005)	-0,009 (0,008)	0,003 (0,006)
Proporção de idosos (<i>idosos</i>)	-0,012** (0,005)	0,017 (0,011)	-0,017** (0,007)	0,028*** (0,010)	-0,023*** (0,007)
Proporção de pessoas com ensino superior (<i>ens_superior</i>)	0,013 (0,011)	-0,054*** (0,017)	-0,003 (0,013)	-0,092*** (0,019)	-0,052*** (0,016)
Município					
População (<i>pop</i>)	-0,540*** (0,037)	0,018 (0,054)	-0,172*** (0,048)	-0,053 (0,059)	-0,246*** (0,059)
Transferências federais (<i>transf</i>)	0,040** (0,018)	0,073** (0,032)	0,017 (0,027)	0,042 (0,034)	0,020 (0,032)
Constante			7,499*** (0,226)		
Efeitos fixos de município			Sim		
Efeitos fixos de ano por região			Sim		
R2			0,64		
N			43.015		
Número de municípios	1.667	440	1.772	459	1.187

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão dos estimadores.

3. N = quantidade de observações utilizada na estimação.

TABELA 5
Estimações do modelo (2) de provisão municipal do PBF enquanto valor do benefício per capita – com mudança de alinhamento partidário (ideologia)

Variáveis	Sudeste	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sul
Ciclos político-eleitorais					
Possível reeleição (<i>reeleicao</i>)	0,012** (0,005)	-0,020* (0,012)	-0,006 (0,007)	0,016 (0,011)	-0,014* (0,008)
Ano de eleição municipal (<i>elei_mun</i>)	0,811*** (0,040)	0,607*** (0,084)	0,099** (0,050)	0,433*** (0,084)	-0,249*** (0,068)
Ano de eleição presidencial (<i>elei_pres</i>)	0,475*** (0,037)	0,529*** (0,078)	0,069 (0,047)	0,463*** (0,080)	-0,185*** (0,065)
Ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição (<i>reeleicao_elei_mun</i>)	0,033*** (0,009)	0,002 (0,020)	-0,019 (0,012)	-0,000 (0,019)	-0,016 (0,014)
Alinhamento prefeito-governador (<i>alin_gov</i>)	0,006* (0,004)	-0,013 (0,047)	0,003 (0,019)	-0,053 (0,048)	-0,058 (0,036)
Alinhamento prefeito-presidente (<i>alin_pres</i>)	0,003 (0,013)	0,002 (0,027)	-0,005 (0,022)	-0,017 (0,029)	-0,006 (0,021)
Mudança de alinhamento com governador (<i>mudanca_gov</i>)	-0,150*** (0,017)	0,174*** (0,021)	0,131*** (0,018)	0,152*** (0,021)	0,143*** (0,019)
Mudança de alinhamento com presidente (<i>mudanca_pres</i>)	-0,000 (0,011)	0,070*** (0,023)	-0,020 (0,020)	0,003 (0,026)	0,038** (0,017)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-governador	-0,071* (0,037)	0,071 (0,079)	0,068 (0,046)	0,061 (0,077)	0,094 (0,063)
Ano de eleição municipal e alinhamento prefeito-presidente	-0,005 (0,014)	0,009 (0,029)	-0,006 (0,023)	-0,005 (0,033)	-0,017 (0,022)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-governador	-0,056 (0,035)	0,097 (0,075)	0,054 (0,044)	0,021 (0,076)	0,045 (0,062)
Ano de eleição presidencial e alinhamento prefeito-presidente	-0,010 (0,014)	0,001 (0,028)	0,011 (0,023)	-0,015 (0,033)	0,013 (0,022)
Residente representativo					
Proporção de jovens (<i>jovens</i>)	0,001 (0,004)	0,033*** (0,007)	0,000 (0,005)	-0,006 (0,008)	0,005 (0,006)
Proporção de idosos (<i>idosos</i>)	-0,014*** (0,005)	0,017 (0,011)	-0,013* (0,007)	0,031*** (0,010)	-0,021*** (0,007)
Proporção de pessoas com ensino superior (<i>ens_superior</i>)	0,014 (0,011)	-0,053*** (0,017)	-0,003 (0,013)	-0,092*** (0,018)	-0,054*** (0,016)
Município					
População (<i>pop</i>)	-0,550*** (0,037)	0,034 (0,054)	-0,161*** (0,048)	-0,043 (0,059)	-0,236*** (0,059)
Transferências federais (<i>transf</i>)	0,036* (0,018)	0,085*** (0,032)	0,021 (0,027)	0,046 (0,034)	0,026 (0,032)
Constante			7,544*** (0,226)		
Efeitos fixos de município			Sim		
Efeitos fixos de ano por região			Sim		
R2			0,65		
N			43.015		
Número de municípios	1.667	440	1.772	459	1.187

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Valores entre parênteses correspondem ao erro-padrão dos estimadores.

3. N = quantidade de observações utilizada na estimação.

Tal como nas estimações em nível nacional, no âmbito regional os coeficientes das variáveis eleitorais afetam significativamente a provisão do PBF pelo prefeito, a qual cresce à medida que se aproxima o período eleitoral e com a possibilidade de o prefeito obter benefício eleitoral individual (reeleição). Já as variáveis de alinhamento partidário são, em sua maioria, insignificantes – evidência de que os ciclos eleitorais do PBF são muito mais importantes que os político-partidários.

Ligeiramente diferente das estimações nacionais, as variáveis de mudança de alinhamento partidário (tabelas 3 e 5) assumem valores estatisticamente significantes apenas no caso do alinhamento prefeito-governador – cabe lembrar que nas estimações nacionais a mudança de alinhamento com o presidente apresentava efeito significativo positivo.

Diante desses resultados, interessante se torna comparar as regiões em termos de intensidade dos seus respectivos ciclos eleitorais no PBF. Para facilitar essa comparação, a tabela 6 resume a magnitude dos ciclos eleitorais no caso de ano de eleição municipal e ano de eleição presidencial na provisão do PBF com base nas estimativas do modelo (1) para o Brasil na tabela 1 (colunas 4 e 8) e com base no modelo (2) por região nas tabelas 3 e 5 – ou seja, para as especificações mais completas dos modelos, as quais incluem efeitos fixos de município e de ano por região e variáveis de mudança de alinhamento partidário.

TABELA 6
Sumário das taxas de variação dos ciclos eleitorais para o Brasil e por região geográfica, com base nos resultados das tabelas 1, 3 e 5
(Em %)

Indicador de oferta	Número de famílias beneficiárias		Valor do benefício <i>per capita</i>	
	Municipal	Presidencial	Municipal	Presidencial
Brasil	44,5***	37,5***	93,3***	57,6***
Norte	89,8***	76,9***	141,8***	100,4***
Centro-Oeste	69,5***	63,5**	124,4***	93,8***
Nordeste	44,8***	36,7***	91,0**	54,4*
Sudeste	31,60***	27,3***	81,1***	47,5***
Sul	2,0***	6,4***	56,2***	29,0***

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Significância estatística de 10%; ** significância estatística de 5%; e *** significância estatística de 1%.

2. Sobre os valores desta tabela, ver nota de rodapé 11.

Pelos resultados na tabela 6, verifica-se que os ciclos eleitorais são estatisticamente significantes e mais intensos nos municípios do Norte, seguidos do Centro-Oeste, Nordeste, Sudeste e Sul. No Norte, os efeitos das eleições municipais sobre o PBF variam de 89,8% (número de famílias beneficiárias) a 141,8% (valor do benefício *per capita*), ao passo que no Sul essa variação fica entre 2,0% e 56,2%.

Já as eleições presidenciais ensejam um acréscimo marginal que varia de 76,9% a 100,4% nos municípios do Norte e de 6,4% a 29,0% nas cidades sulistas – as maiores porcentagens ocorrem quando a variável dependente é o valor *per capita* do benefício. Ademais, como no modelo nacional, as semielasticidades das eleições municipais são maiores que as das eleições gerais – o que sugere que os prefeitos utilizam o PBF mais para se beneficiar eleitoralmente do que para influenciar as eleições das outras esferas de governo.

De acordo com Alesina (1987), ciclos políticos e eleitorais são tão mais intensos quanto menor é a maturidade democrática do país/região. Instituições democráticas maduras proveem mecanismos de transparência e *accountability* capazes de reduzir a assimetria de informação, aumentando a capacidade dos eleitores de punir os políticos e mitigando, assim, a seleção adversa e o risco moral. Em sentido oposto, em democracias menos maduras, a assimetria de informação pode resultar do baixo nível de transparência e publicidade dos atos do *policymaker* e/ou dos mecanismos pouco efetivos de constrangimento do *policymaker* por manipular a política econômica (fiscal, monetária e cambial) e as políticas públicas para beneficiar a si ou a seu candidato em uma eleição.¹² De fato, Ferraz e Finan (2008) e Brollo *et al.* (2013) verificam empiricamente que o menor nível de transparência da administração municipal e a maior dependência de recursos públicos por parte do município tendem a aumentar a chance de corrupção e de manipulação de políticas públicas, pois estas características diminuem a capacidade dos eleitores de constranger o *policymaker*.

Como o PBF é regulamentado no âmbito do governo federal e apresenta as mesmas regras para todo o território nacional, assim como as regras eleitorais também são homogêneas em todo o país, em linha com Alesina (1987), Ferraz e Finan (2008) e Brollo *et al.* (2013), o motivo para os ciclos eleitorais serem mais intensos nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste pode ser creditado ao possível menor interesse do eleitor (ou maior custo) dessas regiões em coletar informações sobre o desempenho de seus políticos,¹³ aliado à maior dependência de recursos públicos nos municípios dessas regiões *vis-à-vis* os municípios das regiões Sudeste e Sul.

12. Por exemplo, Gemignani (2015) relata que a Controladoria-Geral da União (CGU) encontrou evidências de irregularidades no PBF em aproximadamente 98% dos municípios auditados em 2012 e 2013, tais como a existência de famílias beneficiárias com renda *per capita* superior à máxima permitida no programa e o recebimento de benefícios por prefeitos e funcionários da burocracia municipal.

13. Alguns autores se debruçam sobre os motivos que influenciam a decisão individual de acompanhar e praticar atos políticos (como votar, monitorar informações sobre política etc.). Considerando que a influência individual de um eleitor sobre o resultado final é praticamente nula, a participação na política enseja custos ao eleitor, em termos de obtenção e processamento de informações, que podem superar os benefícios – dever cívico (Blais e Young, 1999), altruísmo (Edlin, Gelman e Kaplan, 2007) e possibilidade de obter ganhos para grupos com interesses específicos (Olson, 1965). Nesse sentido, Elkins (2000) encontrou evidências no Brasil de que a propensão a participar e acompanhar a política é menor entre os eleitores mais pobres e menos escolarizados, isto é, justamente aqueles que compõem o público-alvo do PBF.

Por fim, no caso da variável reeleição, pode-se notar que os efeitos positivos e estatisticamente significantes do modelo nacional são, na prática, possibilitados por influência da região Sudeste, uma vez que os efeitos marginais das demais regiões, em relação à região Sudeste, não são estatisticamente significantes ou são negativos.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho buscou explorar uma oportunidade de pesquisa de avaliação de ciclos políticos e eleitorais na execução do PBF em nível municipal, visando suprir as seguintes lacunas bibliográficas: *i)* razoável escassez de trabalhos de avaliação dos efeitos de ciclos políticos e eleitorais em políticas específicas, como o PBF; *ii)* carência na literatura de políticas públicas distributivas de trabalhos sobre o papel dos governos locais no resultado da distribuição de recursos federais; e *iii)* foco quase exclusivo da literatura sobre o PBF na relação deste com a política federal.

A tese dos ciclos eleitorais não foi refutada. Constatou-se que a provisão do PBF sofre acréscimos significativos nos anos eleitorais, de ordem superior a 93% (dependendo do modelo e da variável dependente considerada), o que caracteriza indício de comportamento estratégico por parte do prefeito. Além disso, durante o primeiro mandato, os prefeitos tendem a disponibilizar uma provisão de benefícios levemente superior àquela disponibilizada em seu segundo mandato, supostamente visando aumentar a sua popularidade e, assim, a probabilidade de sua reeleição. Demonstrou-se, também, na interação dessas duas variáveis – ano de eleição municipal com possibilidade de reeleição –, que o prefeito ainda chega a aumentar um pouco mais a provisão de recursos (na ordem de 2%) justamente no ano em que pode disputar a reeleição para a prefeitura – efeito resultado, primordialmente, dos municípios do Sudeste.

Na análise regional, os resultados dos ciclos eleitorais permaneceram razoavelmente similares para os municípios de todas as regiões do país, exceto pelo efeito de o prefeito estar em primeiro mandato – que foi heterogêneo entre as regiões. A principal conclusão dessa análise é de que a intensidade dos ciclos eleitorais nas regiões Norte e Centro-Oeste está acima da estimativa para o Brasil, em nível similar na região Nordeste e abaixo da nacional no caso das regiões Sudeste e Sul. Esse resultado alinha-se com constatações teóricas e empíricas anteriores no sentido de que a maior dependência de recursos públicos e o menor interesse nas informações sobre política, mais comuns entre eleitores mais pobres e menos escolarizados, aumentam a tendência de manipulação estratégica de políticas públicas.

Os resultados relativos aos ciclos políticos foram menos importantes que os achados referentes aos eleitorais. Apenas o alinhamento partidário entre prefeito e governador do estado apresentou, de forma sistemática, efeitos estatisticamente

significantes, com sinal negativo, o que pode não apresentar uma causa intuitiva. Buscando aumentar a consistência dos achados, foram incluídas variáveis que captassem a mudança de ideologia do prefeito ao longo do mandato, o que acabou ensejando a insignificância estatística dos coeficientes de alinhamento partidário ora negativos. Considera-se, portanto, que as evidências não sejam suficientemente fortes a ponto de se concluir pela existência de ciclos políticos no PBF.

Vislumbra-se como possibilidade de pesquisa futura um aprimoramento do modelo teórico aqui apresentado, de forma a tornar mais claras as relações entre as esferas municipal e federal, bem como aquelas entre os prefeitos incumbentes e o eleitorado – o que certamente gerará um aprimoramento também no modelo empírico. Ademais, a recente crise fiscal e a atual postura mais fiscalizadora do governo federal podem afetar os resultados encontrados neste trabalho – o que também pode ser objeto de estudos futuros.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A. Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 102, n. 3, p. 651-678, 1987.
- ALESINA, A.; ROUBINI, N.; COHEN, G. **Political cycles and the macroeconomy**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1997.
- ALESINA, A.; SACHS, J. **Political parties and the business cycle in the United States, 1948-1984**. Cambridge, United States: NBER, 1986. (Workind Paper, n. 1940).
- ARVATE, P.; AVELINO, G.; TAVARES, J. Budget deficits and reelection prospects: voters as fiscal conservatives in a new democracy. **Economic Letters**, v. 102, n. 2, p. 125-127, 2009.
- BASTOS, M. R. do C. **A implementação de políticas públicas com agenciamento e múltiplos principais: a análise da difusão do Programa Bolsa Família**. 2015. Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2015.
- BERGER, H.; WOITEK, U. Searching for political business cycles in Germany. **Public Choice**, v. 91, n. 2, p. 179-197, 1997.
- BITTENCOURT, J. L.; HILLBRECHT, R. O. Ciclo político na economia brasileira: um teste para a execução orçamentária dos governos estaduais – 1983/2000. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro, Bahia. **Anais...** Porto Seguro: Anpec, 2003.
- BLAIS, A.; YOUNG, R. Why do people vote? An experiment in rationality. **Public Choice**, v. 99, n. 1/2, p. 39-55, 1999.
- BONOMO, M.; TERRA, C. Elections and exchange rate policy cycles. **Economics and Politics**, v. 17, n. 2, p. 151-176, 2005.

BROLLO, F. *et al.* The political resource curse. **American Economic Review**, v. 103, n. 5, p. 1759-1796, Aug. 2013.

DRAZEN, A.; ESLAVA, M. Electoral manipulation via voter-friendly spending: theory and evidence. **Journal of Development Economics**, v. 92, n. 1, p. 39-52, May 2010.

EDLIN, A.; GELMAN, A.; KAPLAN, N. Voting as a rational choice: why and how people vote to improve the well-being of others. **Rationality and Society**, v. 19, n. 3, p. 293-314, 2007.

ELKINS, Z. Quem iria votar? Conhecendo as consequências do voto obrigatório no Brasil. **Opinião Pública**, v. 6, n. 1, p. 109-136, abr. 2000.

FERRAZ, C.; FINAN, F. Exposing corrupt politicians: the effects of Brazil's publicly released audits on electoral outcomes. **Quarterly Journal of Economics**, v. 123, n. 2, p. 703-745, May 2008.

FIALHO, T. M. M. Testando a evidência de ciclos políticos no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 51, n. 3, p. 379-389, jul./set. 1997.

GEMIGNANI, T. M. F. **Essays in political economy**. 2015. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2015.

GONZALEZ, M. de L. A. Do changes in democracy affect the political budget cycle? Evidence from Mexico. **Review of Development Economics**, v. 6, n. 2, p. 204-224, Jun. 2002.

GRIER, K. US presidential elections and real GDP growth, 1961-2004. **Public Choice**, v. 135, n. 3/4, p. 337-352, 2008.

LICIO, E. C.; MESQUITA, C. S.; CURRALERO, C. R. B. Desafios para a coordenação intergovernamental do Programa Bolsa Família. **Revista de Administração de Empresas**, v. 51, n. 5, p. 458-470, 2011.

MUSGRAVE, R. A. Who should tax, where, and what? *In*: MCLURE JR. C. E. (Ed.). **Tax assignment in federal countries**. Canberra: Center for Research on Federal Financial Relations, 1983.

OATES, W. E. **The economics of fiscal federalism and local finance**. Cheltenham: Edward Elgar, 1998.

_____. An essay on fiscal federalism. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 3, p. 1120-1149, Sept. 1999.

OLSON, M. **The logic of collective action: public goods and the theory of groups**. Cambridge, United States: Harvard University Press, 1965.

SAKURAI, S. N. Ciclos políticos nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros: uma análise para o período 1990-2005 via dados em painel. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 39-58, 2009.

SAKURAI, S. N.; MENEZES-FILHO, N. A. Fiscal policy and reelection in Brazilian municipalities. **Public Choice**, v. 137, n. 1/2, p. 301-314, Oct. 2008.

SOARES, S.; SÁTYRO, N. **O Programa Bolsa Família: desenho institucional, impactos e possibilidades futuras**. Brasília: Ipea, 2009. (Texto para Discussão, n. 1424).

VEIGA, L. G.; VEIGA, F. J. Political business cycles at the municipal level. **Public Choice**, v. 131, n. 1/2, p. 45-64, Apr. 2007.

VERGNE, C. Democracy, elections and allocation of public expenditures in developing countries. **European Journal of Political Economy**, v. 25, n. 1, p. 63-77, Mar. 2009.

APÊNDICE A

ELEMENTOS TEÓRICOS QUE EMBASAM O MODELO EMPÍRICO ADOTADO

Este apêndice apresenta um modelo teórico simples que pretende explicitar o papel da prefeitura na provisão de recursos do Programa Bolsa Família (PBF) no município e, ainda, identificar as características do prefeito, do município e dos eleitores que podem ter influência nessa provisão, considerando a hipótese de uma prefeitura benevolente.

Considere um prefeito que, no início do mandato, se depara com o problema de alocação do orçamento público – arrecadação de impostos e produção de bens públicos –, tendo em vista uma função de bem-estar social que leva em conta, além de suas próprias preferências e características, as preferências do indivíduo representativo do município.

Esse indivíduo representativo do município j , por sua vez, possui função de utilidade $u_j(x_{jt}, G_{jt})$, com $\left(\frac{du}{dx}, \frac{du}{dG}\right) > 0$ e $\left(\frac{d^2u}{dx^2}, \frac{d^2u}{dG^2}\right) < 0$, e restrição orçamentária $x_{jt} + \tau_{jt} = BF_{jt} + y_{jt}$, em que os subscritos j e t indicam o município do indivíduo e o ano, x é a quantidade do bem privado consumida pelo indivíduo, G é a quantidade disponível de bem público, τ é o imposto *lump-sum* pago pelo indivíduo, y é a sua renda e BF , a renda proveniente do PBF.

Tais hipóteses levam a uma condição de primeira ordem do problema de maximização da utilidade do indivíduo quanto ao consumo de x , condição esta que remete à solução $x_{jt}^* = x_{jt}(BF_{jt}, \tau_{jt}, y_{jt})$, que representa a função de demanda do indivíduo pelo bem privado, a qual depende dos recursos recebidos do PBF, do imposto que ele paga e de sua renda. Substituindo x_{jt}^* na função de utilidade do indivíduo representativo do município j , obtém-se a função de utilidade indireta do indivíduo representativo do município j no ano t :

$$U_j(\cdot) = u_j(BF_{jt}, \tau_{jt}, y_{jt}, G_{jt}). \quad (\text{A.1})$$

Por seu turno, cabe ao prefeito do município j escolher os níveis das variáveis ge_{jt} , gs_{jt} , G_{jt} e τ_{jt} , em que ge_{jt} e gs_{jt} são gastos com educação e gastos com saúde no município j em t . Estas variáveis são fundamentais para a execução do PBF no município, uma vez que é por meio desses gastos que a prefeitura viabiliza ou não os serviços públicos de saúde e educação para atender às condicionalidades do programa.

Considera-se que o prefeito incumbente altruísta do tipo i maximiza a função de bem-estar social $W_{ijt}(\cdot)$ do município j em t , ou seja, que ele resolve o problema:

$$\max_{ge_{jt}, gs_{jt}, G_{jt}, \tau_{jt}} W_{ijt}(u_j(x_{jt}(BF_{jt}, \tau_{jt}, y_{jt}), G_{jt}), G_{jt}). \quad (\text{A.2})$$

Sujeito a:

$$G_{jt} + ge_{jt} + gs_{jt} + G_{jt} = M_{jt} + \tau_{jt}. \quad (\text{A.3})$$

$$BF_{jt} = BF_{jt}(ge_{jt}, gs_{jt}). \quad (\text{A.4})$$

A restrição (A.3) é a orçamentária, sendo M_{jt} o montante de transferências federais para o município j em t . Por seu turno, a restrição (A.4) objetiva formalizar o papel da prefeitura na oferta do PBF aos residentes do município BF_{jt} , oferta esta que pode ser viabilizada via gastos da prefeitura com educação e saúde, ge_{jt} e gs_{jt} , de modo a possibilitar que os residentes dos municípios tenham condições de cumprir com as condicionalidades do PBF.

As características da função de bem-estar $W_{ijt}(\cdot)$ fazem com que as condições de primeira ordem do problema (A.2), sujeito às restrições (A.3) e (A.4), levem às funções: gasto com educação, $ge_{jt}^* = ge_{jt}(U_j(\cdot), W_{ijt}(\cdot), y_{jt}, M_{jt})$; gasto com saúde, $gs_{jt}^* = gs_{jt}(U_j(\cdot), W_{ijt}(\cdot), y_{jt}, M_{jt})$; provisão de bem público, $G_{jt}^* = G_{jt}(U_j(\cdot), W_{ijt}(\cdot), y_{jt}, M_{jt})$; e tributação, $\tau_{jt}^* = \tau_{jt}(U_j(\cdot), W_{ijt}(\cdot), y_{jt}, M_{jt})$.

Finalmente, introduzindo-se ge_{jt}^* e gs_{jt}^* em $BF_{jt} = BF_{jt}(ge_{jt}, gs_{jt})$, obtém-se $BF_{jt}^* = BF_{jt}(U_j(\cdot), W_{ijt}(\cdot), y_{jt}, M_{jt})$, que é a função de provisão do PBF do município j em t , que pode ser medida tanto em termos da porcentagem da sua população atendida pelo programa, quanto em função do valor *per capita* dos benefícios do PBF distribuídos aos residentes do município.

Note-se que a função de provisão do PBF, $BF_{jt}^*(\cdot)$, tem como argumentos a função $U_j(\cdot)$, de utilidade indireta do eleitor representativo do município, e a função $W_{ijt}(\cdot)$, de bem-estar social do município – a qual, por sua vez, envolve características do município e do prefeito, o montante de transferências federais destinado ao município (M_{jt}) e a renda (y_{jt}) do consumidor representativo. Os argumentos de $BF_{jt}^*(\cdot)$ são a base da estratégia de estimação empírica discutida na seção 3 deste artigo, sendo, então, possível dividir os controles utilizados no modelo econométrico em três grupos, destacados a seguir.

Características do prefeito: gênero, estado civil e escolaridade – $W_{ijt}(\cdot)$.

Características do residente representativo do município: escolaridade, idade média (demografia) – $U_j(\cdot)$.

Características do município: população, montante de transferências federais recebido – y_{jt} e M_{jt} .

O modelo teórico parte da hipótese de altruísmo do prefeito, de forma que as variáveis mencionadas anteriormente deveriam ser os principais determinantes da provisão de transferências do PBF no município. Entretanto, tendo em vista o

objetivo principal deste trabalho, o modelo empírico incluirá variáveis eleitorais (anos eleitorais e possibilidade de reeleição do prefeito) e partidárias (alinhamento partidário entre prefeito, governador e presidente da República), bem como a interação entre estas e os anos eleitorais, que medem um eventual comportamento estratégico do incumbente. Isto porque, se identificados efeitos estatisticamente significativos dessas variáveis político-eleitorais nas estimações econométricas, pode-se identificar esse componente estratégico dos prefeitos na execução do PBF.

APÊNDICE B

TABELA B.1
Estatísticas descritivas

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Brasil				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	44.012	87,988	48,606
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	44.012	9,886	6,741
	Log do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	44.012	-2,630	0,703
	Log do valor dos benefícios <i>per capita</i>	44.012	2,009	0,830
	População	44.012	34.370,340	202.741,200
	Log da população	44.012	9,422	1,153
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	44.012	0,087	0,281
	Alinhamento partidário prefeito-governador	44.012	0,200	0,400
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	44.012	0,159	0,365
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	44.012	0,084	0,277
	Possibilidade de reeleição	44.012	0,685	0,464
	Prefeito do sexo feminino	44.012	0,083	0,275
	Prefeito com ensino superior	44.012	0,428	0,495
	Prefeito casado	44.012	0,796	0,403
	Ano de eleição municipal	44.012	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	44.012	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	44.012	0,171	0,377
	Porcentagem de eleitores jovens	44.012	10,585	2,389
	Porcentagem de eleitores idosos	44.012	13,549	2,632
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	44.012	1,178	0,983
	Transferências federais <i>per capita</i>	44.012	1.896,275	4.123,043
	Log de transferências federais <i>per capita</i>	43.015	7,360	0,556
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	44.012	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	44.012	0,022	0,146
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	44.012	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	44.012	0,022	0,146

(Continua)

(Continuação)

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Norte				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	3.504	95,215	31,698
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	3.504	11,930	5,619
	<i>Log</i> do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	3.504	-2,424	0,425
	<i>Log</i> do valor dos benefícios <i>per capita</i>	3.504	2,352	0,549
	População	3.504	35.405,500	119.051,700
	<i>Log</i> da população	3.504	9,583	1,161
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	3.504	0,136	0,343
	Alinhamento partidário prefeito-governador	3.504	0,195	0,396
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	3.504	0,317	0,466
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	3.504	0,145	0,352
	Possibilidade de reeleição	3.504	0,711	0,453
	Prefeito do sexo feminino	3.504	0,110	0,312
	Prefeito com ensino superior	3.504	0,315	0,465
	Prefeito casado	3.504	0,717	0,451
	Ano de eleição municipal	3.504	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	3.504	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	3.504	0,178	0,382
	Porcentagem de eleitores jovens	3.504	12,698	1,893
	Porcentagem de eleitores idosos	3.504	10,757	1,906
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	3.504	0,808	0,761
	Transferências federais <i>per capita</i>	3.504	1.696,052	3.715,839
	<i>Log</i> de transferências federais <i>per capita</i>	3.321	7,238	0,565
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	3.504	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	3.504	0,034	0,182
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	3.504	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	3.504	0,034	0,182

(Continua)

(Continuação)

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Nordeste				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	14.116	140,132	30,836
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	14.116	16,544	5,511
	<i>Log</i> do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	14.116	-1,994	0,255
	<i>Log</i> do valor dos benefícios <i>per capita</i>	14.116	2,748	0,353
	População	14.116	30.139,620	113.411,900
	<i>Log</i> da população	14.116	9,588	0,976
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	14.116	0,056	0,229
	Alinhamento partidário prefeito-governador	14.116	0,166	0,372
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	14.116	0,188	0,391
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	14.116	0,054	0,226
	Possibilidade de reeleição	14.116	0,690	0,463
	Prefeito do sexo feminino	14.116	0,119	0,323
	Prefeito com ensino superior	14.116	0,427	0,495
	Prefeito casado	14.116	0,758	0,428
	Ano de eleição municipal	14.116	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	14.116	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	14.116	0,172	0,378
	Porcentagem de eleitores jovens	14.116	12,415	2,020
	Porcentagem de eleitores idosos	14.116	12,894	1,920
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	14.116	0,614	0,583
	Transferências federais <i>per capita</i>	14.116	1.695,786	6.499,473
	<i>Log</i> de transferências federais <i>per capita</i>	13.570	7,205	0,491
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	14.116	0,243	0,429
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	14.116	0,014	0,117
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	14.116	0,243	0,429
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	14.116	0,014	0,117

(Continua)

(Continuação)

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Centro-Oeste				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	3.652	67,729	28,565
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	3.652	7,044	3,890
	Log do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	3.652	-2,788	0,479
	Log do valor dos benefícios <i>per capita</i>	3.652	1,794	0,607
	População	3.652	24.999,440	83.655,470
	Log da população	3.652	9,202	1,113
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	3.652	0,077	0,266
	Alinhamento partidário prefeito-governador	3.652	0,225	0,417
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	3.652	0,298	0,457
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	3.652	0,087	0,281
	Possibilidade de reeleição	3.652	0,708	0,455
	Prefeito do sexo feminino	3.652	0,081	0,273
	Prefeito com ensino superior	3.652	0,393	0,489
	Prefeito casado	3.652	0,802	0,399
	Ano de eleição municipal	3.652	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	3.652	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	3.652	0,177	0,382
	Porcentagem de eleitores jovens	3.652	10,090	1,385
	Porcentagem de eleitores idosos	3.652	12,281	2,673
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	3.652	1,379	0,832
	Transferências federais <i>per capita</i>	3.652	2.149,391	3.178,273
	Log de transferências federais <i>per capita</i>	3.595	7,506	0,543
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	3.652	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	3.652	0,021	0,142
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	3.652	0,246	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	3.652	0,021	0,142

(Continua)

(Continuação)

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Sudeste				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	13.276	62,955	33,192
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	13.276	6,485	4,368
	<i>Log</i> do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	13.276	-2,917	0,581
	<i>Log</i> do valor dos benefícios <i>per capita</i>	13.276	1,650	0,685
	População	13.276	48.968,710	334.474,800
	<i>Log</i> da população	13.276	9,498	1,276
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	13.276	0,104	0,305
	Alinhamento partidário prefeito-governador	13.276	0,237	0,425
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	13.276	0,031	0,173
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	13.276	0,093	0,290
	Possibilidade de reeleição	13.276	0,668	0,471
	Prefeito do sexo feminino	13.276	0,061	0,240
	Prefeito com ensino superior	13.276	0,474	0,499
	Prefeito casado	13.276	0,814	0,389
	Ano de eleição municipal	13.276	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	13.276	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	13.276	0,167	0,373
	Porcentagem de eleitores jovens	13.276	9,165	1,883
	Porcentagem de eleitores idosos	13.276	14,237	2,327
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	13.276	1,429	0,987
	Transferências federais <i>per capita</i>	13.276	1.862,565	1.270,031
	<i>Log</i> de transferências federais <i>per capita</i>	13.100	7,390	0,572
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	13.276	0,247	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	13.276	0,026	0,159
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	13.276	0,247	0,431
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	13.276	0,026	0,159

(Continua)

(Continuação)

Região	Variável	Número de observações	Média	Desvio-padrão
Sul				
	Número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	9.464	50,473	28,580
	Valor dos benefícios <i>per capita</i>	9.464	5,065	3,388
	<i>Log</i> do número de famílias beneficiárias por 10 mil habitantes	9.464	-3,190	0,716
	<i>Log</i> do valor dos benefícios <i>per capita</i>	9.464	1,364	0,795
	População	9.464	23.435,030	81.347,080
	<i>Log</i> da população	9.464	9,093	1,147
	Alinhamento partidário prefeito-presidente	9.464	0,094	0,292
	Alinhamento partidário prefeito-governador	9.464	0,191	0,393
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-governador	9.464	0,181	0,385
	Mudança de alinhamento partidário prefeito-presidente	9.464	0,092	0,289
	Possibilidade de reeleição	9.464	0,685	0,465
	Prefeito do sexo feminino	9.464	0,049	0,217
	Prefeito com ensino superior	9.464	0,420	0,494
	Prefeito casado	9.464	0,852	0,355
	Ano de eleição municipal	9.464	0,250	0,433
	Ano de eleição presidencial	9.464	0,250	0,433
	Possibilidade de reeleição em ano de eleição municipal	9.464	0,171	0,377
	Porcentagem de eleitores jovens	9.464	9,256	1,440
	Porcentagem de eleitores idosos	9.464	15,083	2,803
	Porcentagem de eleitores com ensino superior	9.464	1,727	1,097
	Transferências federais <i>per capita</i>	9.464	2.219,058	2.139,069
	<i>Log</i> de transferências federais <i>per capita</i>	9.429	7,528	0,553
	Alinhamento prefeito-governador e eleição municipal	9.464	0,248	0,432
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição municipal	9.464	0,023	0,151
	Alinhamento prefeito-governador e eleição presidencial	9.464	0,248	0,432
	Alinhamento prefeito-presidente e eleição presidencial	9.464	0,023	0,151

Elaboração dos autores.

EFEITOS DO *BACKGROUND* FAMILIAR SOBRE OS RENDIMENTOS VIA MEDIAÇÃO DA EDUCAÇÃO

Daniel Barbosa Guimarães¹
Ronaldo Albuquerque Arraes²
Edward Martins Costa³

O objetivo do artigo centra-se na mensuração do efeito indireto da transmissão da renda dos pais sobre a renda dos filhos, levando-se em consideração o nível de escolaridade destes (mediação da educação). Os resultados apontam que o efeito mediação da renda dos pais via educação dos filhos é positivo, sendo os maiores impactos para as filhas nos estratos superiores de renda. O efeito mediação da educação aumenta com os níveis de renda dos pais, sendo os maiores efeitos para as filhas. Tais resultados corroboram a premissa de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda. Dessa forma, o *background* familiar afeta diretamente a educação dos filhos, proporcionando-lhes níveis mais elevados de renda.

Palavras-chave: renda dos filhos; *background* familiar; mediação contrafactual; mobilidade intergeracional.

EFFECTS OF THE FAMILY BACKGROUND ON OFFSPRING'S INCOME THROUGH THE EDUCATIONAL MEDIATION

This paper focuses on the indirect effect of parents' income on their offspring's income through the mediation of their education. It is verified that the effect of parents' income through their offspring's education is positive, with the highest impacts for the daughters in the upper income strata. The mediation effect of education increases with parental income levels, with the greatest effects for daughters. These results corroborate the premise that Brazil presents a low level of intergenerational income mobility. Therefore, the family background affects directly the offspring's education, providing them with higher levels of income.

Keywords: offspring's earnings; family background; counterfactual mediation; intergenerational mobility.

JEL: I24; I26; C31; J62.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art4>

1 INTRODUÇÃO

Apesar do declínio observado nos níveis de desigualdade de renda no Brasil em anos recentes, esta permanece elevada. Nesse sentido, Barros *et al.* (2007) afirmam que, caso se mantenha essa taxa de desaceleração da desigualdade no futuro, seriam necessários mais de vinte anos para o país atingir níveis similares aos da média dos países com maior grau de desenvolvimento. De acordo com o *Relatório Territorial*

1. Professor no Departamento de Administração e no Programa de Pós-Graduação em Administração e Controladoria (PPAC) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

2. Professor no Departamento de Economia Aplicada e no Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da UFC.

3. Professor no Departamento de Economia Agrícola e no Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da UFC.

Brasil 2013, publicado pela Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), mesmo com o forte investimento do governo em programas de redução da pobreza nos últimos anos, o Brasil ainda é um dos países com maior desigualdade social do mundo, apresentando a segunda pior distribuição de renda em *ranking* da OCDE.

Pero e Szerman (2008) argumentam que uma fonte potencial de manutenção da desigualdade é a transmissão intergeracional de renda, pois filhos de pais com maiores/menores níveis tendem a possuir níveis equivalentes de renda, então, a desigualdade seria transmitida pelas gerações. Os autores argumentam ainda que a transmissão intergeracional de *status* econômico, além de estar relacionada com a desigualdade de resultados, é identificada como a parte da desigualdade relativa às oportunidades, na qual se concentram, aproximadamente, dois terços da desigualdade observada no Brasil, sendo, portanto, pior, sob a perspectiva da justiça social, que a de resultados. Assim, políticas redistributivas apropriadas são justificadas por evidências de baixa mobilidade intergeracional.

A influência gerada pela transmissão de salários sobre a desigualdade ao longo do tempo pode afetar significativamente o impacto das políticas públicas destinadas a reduzir a desigualdade de renda entre indivíduos. Uma vez que o nível de transmissão intergeracional de salários também tem implicações para a manutenção da pobreza e a redução do desenvolvimento econômico, Dunn (2007) observa que a continuidade da transmissão de *status* econômico entre gerações é diretamente relacionada com o grau de persistência temporal da desigualdade. Não obstante a importância desempenhada pelos efeitos da mobilidade intergeracional de renda para a determinação dos diferentes componentes de aferição da desigualdade, ainda há escassez de estudos dedicados a analisar o tema no Brasil.

A melhoria da desigualdade de renda depende, entre outros fatores, do conhecimento, ou seja, variações nos rendimentos dos indivíduos ocorrem, em parte, devido às diferenças do nível educacional. Dessa forma, a educação é a variável que mais impacta a desigualdade de renda. Além disso, o nível educacional tem impacto sobre a transmissão intergeracional de salários, bem como possui sua própria transmissão intergeracional, principalmente em razão da assimetria causada pela persistência do efeito dos pais sobre o nível de renda dos filhos. Medolia e Siminsk (2016) identificam muitos estudos aplicados em diversos países que objetivaram compreender os mecanismos de transmissão, por meio dos quais o contexto familiar afeta a renda, sendo a educação um dos principais determinantes do salário.

Percebe-se, portanto, que houve um avanço na literatura empírica no tocante a entender o papel da educação no processo de mobilidade intergeracional, principalmente a partir dos artigos de Dustmann (2004), Meghir e Palme (2005),

Holmlund, Lindahl e Plug (2008), Pekkarinen, Uusitalo e Kerr (2009), Corak (2006; 2013), Blanden (2013) e Chetty *et al.* (2014). Poucos autores, entretanto, tais como Bowles e Gintis (2002) e Blanden, Gregg e Macmillan (2007), visaram quantificar o papel da educação como um caminho por meio do qual o contexto familiar afeta os resultados econômicos da próxima geração.

Apesar de os estudos sobre mobilidade de salários ter avançado em uma considerável quantidade de distintos países, apenas alguns estudaram países em desenvolvimento (Dunn, 2007). Pero e Szerman (2008) afirmam que o número de estudos que abordam o tema no Brasil é reduzido. Ademais, os autores reiteram que parte da literatura que estuda as fontes de desigualdade no Brasil se divide em diferentes focos centrais, como o papel do *background* familiar na determinação de salários (Lam e Schoeni, 1993) e a mobilidade intergeracional de educação (Ferreira e Veloso, 2003; Barros *et al.*, 2001) e de ocupação (Pastore e Valle Silva, 2000).

Portanto, entre os poucos trabalhos que se propuseram a estudar a transmissão e os determinantes dos salários em âmbito nacional, como os de Ferreira e Veloso (2006), Dunn (2007) e Pero e Szerman (2008), não houve uma preocupação em compreender o efeito “mediação” exercido pela educação nesse processo, uma vez que focam apenas o impacto da renda dos pais sobre a dos filhos.

Diante do exposto, propõe-se como principal objetivo mensurar os impactos na transmissão intergeracional da renda dos pais sobre a dos filhos, com uma abordagem metodológica que minimiza o viés desses impactos. Para tanto, utiliza-se o efeito mediação, que captará a magnitude do impacto por meio de uma análise contrafactual. Convém mencionar que, diferentemente dos demais trabalhos realizados para o Brasil, este estudo contribui para a literatura, uma vez que não existem trabalhos, no âmbito nacional, que tenham feito uso da metodologia aqui utilizada, a qual busca detalhar o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos, um efeito direto e um indireto (também chamado de efeito mediação), por meio da análise contrafactual.

Além desta introdução, este artigo está organizado em mais quatro seções, iniciando-se com uma exposição dos trabalhos julgados mais relevantes que tratam sobre os diferenciais de rendimento entre os indivíduos. Em seguida, estão descritos os dados e os procedimentos metodológicos aplicados. As duas seções finais são compostas de descrições dos resultados que permitirão extrair as principais conclusões sobre as hipóteses e os objetivos propostos.

2 REVISÃO DA LITERATURA

A literatura teórica que trata da mobilidade intergeracional tem se desenvolvido em duas abordagens principais (Peters, 1992). A primeira, proposta por Blau e Duncan (1967), aborda a questão diretamente no sentido de avaliar o grau pelo qual o *status*

socioeconômico dos pais afeta o do filho. Portanto, os níveis de mobilidade social são medidos por correlações intergeracionais de *status* socioeconômico,⁴ e variáveis como educação e renda são utilizadas como *proxy* para o *background* familiar. Além da análise por *status* socioeconômico, Antigo (2010) aponta que autores de formação sociológica também buscam responder à questão da mobilidade por meio do movimento entre classes sociais. Nessa abordagem, a mobilidade intergeracional é analisada pelas classificações *cross-section* de ocupações de pais e filhos.

A segunda abordagem, desenvolvida por Jencks *et al.* (1979), Becker (1981) e Becker e Tomes (1986), é intimamente relacionada à literatura de capital humano e foca os determinantes dos níveis de renda. Esses autores foram os primeiros a discutir a questão da mobilidade de renda entre gerações e a considerar o papel da educação, sugerindo um modelo teórico de transmissão intergeracional de *status* familiar. Nesse modelo, o capital humano do filho é escolhido pelo pai, como decisão da alocação ótima de sua renda permanente. Dessa forma, quando os rendimentos do pai aumentam, maior será o investimento em capital humano do filho, levando-o, portanto, a maiores rendimentos. Assim, a renda permanente do pai tem uma influência positiva nos rendimentos do filho.

A partir de então, estudos sobre mobilidade baseados em premissas teóricas têm merecido espaço na agenda de pesquisadores desde o início dos anos 1990, em decorrência da disponibilidade de dados em painéis internacionais. Entre os autores que abordaram essa questão, cabe mencionar: Peters (1992); Fields e Ok (1996); Fortin e Lefebvre (1998); Solon (1999); Björklund e Jäntti (2000); Behrman, Gaviria e Székely (2001); Erikson e Goldthorpe (2002); Corak (2006); Ermisch e Nicoletti (2005); e Aydemir, Chen e Corak (2009).

Diante disso, diversos procedimentos metodológicos passaram a ser empregados com vistas a obter o impacto da renda dos pais sobre a de seus filhos. Em um desses estudos, Ermisch e Francesconi (2002) estimaram a elasticidade intergeracional por meio de um escore de prestígio ocupacional (*hope-goldthorpe score*)⁵ de pais e filhos, partindo da constatação de que estes são fortemente relacionados aos rendimentos dos indivíduos; já Arellano e Meghir (1992) e Angrist e Krueger (1992) propuseram um método denominado *two-sample instrumental variables* (TSIV). No primeiro estágio, utilizam-se informações de uma amostra de pais para estimar uma equação do tipo minceriana, cujos coeficientes dos regressores obtidos são aplicados no segundo estágio, em outra amostra de filhos, para se obter a renda predita dos pais. Finalmente, estima-se, por mínimos quadrados ordinários (MQO), uma equação tendo a renda do filho como função da renda do pai.

4. Mais informações em Jencks (1990).

5. Este índice foi desenvolvido por Goldthorpe e Hope (1974). Para mais detalhes sobre essa metodologia, ver Ermisch e Francesconi (2002).

O único requerimento⁶ para a consistência é que a relação entre o salário e a educação dos pais no primeiro estágio seja a mesma para os pais dos filhos observados na amostra do segundo estágio.

Baseados no método TSIV, Dearden, Machin, e Reed (1997), Björklund e Jäntti (1997) e Grawe (2001; 2004), entre outros, aplicaram uma estrutura similar em estudos sobre mobilidade intergeracional, denominada *two-sample two-stage least squares* (TS2SLS). De acordo com Inoue e Solon (2010), esse método é uma técnica computacionalmente mais conveniente e produz estimadores assintoticamente mais eficientes que os de TSIV.⁷

Além das metodologias econométricas supracitadas, trabalhos como os de Ferreira e Veloso (2006), Figueiredo, Netto Junior e Porto Junior (2007), Figueiredo (2010) e Antigo (2010) também utilizam as matrizes de transição markoviana nos estudos sobre mobilidade. Tais matrizes apresentam as probabilidades de mobilidade intergeracional nas frações de distribuição de renda (quantis, decis, entre outros).

A despeito da metodologia empregada, as evidências sugeridas pelos estudos realizados abrangendo essa literatura podem diferir entre classes sociais, grupos de renda, grau de desenvolvimento de um país ou região, e pelas inúmeras características dos indivíduos e de seus pais. Peters (1992), por exemplo, utilizando dados de National Longitudinal Surveys of Labor Market Experience (NLS), verifica que existe uma diferença no padrão de mobilidade entre filhos e filhas e entre renda e salário. A autora ainda observa que a característica de *background* familiar mais importante no processo de transmissão de renda entre gerações é a renda.

Fortin e Lefebvre (1998), utilizando dados do censo decenal canadense para o período de 1951 a 1991 e informações da General Social Survey (GSS) de 1986 e 1994, verificam que existe um maior grau de transmissão de *status* entre pais e filhas que entre pais e filhos. Hirvonen (2010), por sua vez, utilizando dados do Swedish Military Enlistment, constata que o salário da filha é menos dependente do salário do pai, ao passo que a educação tem impacto mais pronunciado para as filhas.

Além disso, os estudos apontam que a mobilidade pode ser maior entre as famílias pertencentes às classes inferiores e intermediárias da distribuição de renda, em que os salários são o componente mais importante do nível de renda e os gastos com capital humano são maiores quando comparados com os de famílias mais ricas. Celhay, Sanhueza e Zubizarreta (2009) analisam a mobilidade de renda intergeracional no Chile no período 1996-2006. Os autores verificam que essa mobilidade é maior nos decis intermediários de renda. Mocetti (2007) encontra

6. Embora tal requerimento não possa ser testado, ele é indicado para selecionar pais na primeira amostra com características observáveis similares às dos pais dos filhos observados na segunda amostra.

7. Para um melhor entendimento das diferenças entre os estimadores de TSIV e TS2SLS, ver Inoue e Solon (2010).

evidências de uma forte persistência, uma menor mobilidade, entre os quantis superiores de renda dos filhos. Hirvonen (2010), por seu turno, constata que o nível educacional e as habilidades cognitivas e não cognitivas apresentam impactos mais acentuados nos quantis superiores de distribuição de renda dos pais.

No tocante aos trabalhos sobre mobilidade de renda realizados para o Brasil, verifica-se que a grande maioria utiliza dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD).⁸ A conclusão desses trabalhos é que, de uma maneira geral, há uma significativa transmissão de *status* entre as gerações, o que contribui para a persistência das desigualdades.

Ferreira e Veloso (2006), utilizando dados da PNAD e o método TSIV, verificam que o grau de mobilidade intergeracional de salários no Brasil é menor que o observado em países desenvolvidos. Porém, internamente, sua ocorrência é maior para indivíduos residentes em regiões mais desenvolvidas (Sudeste), bem como para os de cor branca. Os autores também constataam evidências de não linearidade no padrão de mobilidade, visto que o grau de persistência cai, em média, com o salário do pai.

Corroborando Ferreira e Veloso (2006), Dunn (2007) utiliza as PNADs de 1982, 1988 e 1996 e verifica que, independentemente do método utilizado, o Brasil apresenta um dos maiores níveis de transmissão de ganhos, quando comparado com outros países. Os resultados apontam uma elasticidade de salário intertemporal na ordem de 0,688, e que a educação pode ser o caminho mais significativo pelo qual os ganhos são transmitidos entre as gerações.

Pero e Szerman (2008) constataam que a estrutura de mobilidade do Brasil reduz o coeficiente de Gini em 20 pontos percentuais (p.p.), o que equivale a dizer que a desigualdade de oportunidades é responsável por algo em torno de 67% da desigualdade observada. Os autores também apontam o Brasil como o país com menor mobilidade intergeracional de renda, quando comparado com países desenvolvidos.

Já Figueiredo (2010), a partir de dados da PNAD, realiza uma análise do grau de mobilidade intrageracional de renda no Brasil no período de 1995 a 2005. Os resultados mostram que o país apresenta uma baixa mobilidade de renda intrageracional, indicando que a sua estrutura social é relativamente rígida. No entanto, quanto maior o nível educacional, maior a mobilidade de renda.

8. Ferreira e Veloso (2006) indicam que a PNAD é um conjunto de dados adequado para o estudo de mobilidade intergeracional por duas razões. Primeiramente, a pesquisa possibilita um estudo da persistência de *status* econômico entre gerações de um grande país em desenvolvimento, que apresenta um persistente e elevado grau de desigualdade de renda nas últimas décadas. Além disso, pelo elevado número de observações, permite estimativas de não linearidade no padrão de mobilidade intergeracional.

Netto Junior, Ramalho e Aragon (2010) utilizam informações dos censos demográficos de 1991 e 2000 para estimar um modelo *logit* ordenado⁹ e um *probit*.¹⁰ Concluem que os indivíduos brancos, do sexo masculino, filhos de pais letrados, em lares biparentais e residentes no Sudeste, apresentam uma maior probabilidade de atingirem níveis de renda mais elevados. No caso de famílias monoparentais, os filhos de pessoas de referência do sexo feminino apresentam uma maior probabilidade de se mover para estratos de renda superiores em comparação a lares monoparentais chefiados por homens.

Apesar da baixa mobilidade verificada no Brasil, Antigo (2010) aponta que a queda da desigualdade foi acompanhada por uma maior mobilidade ascendente de rendimentos na base da distribuição, sobretudo do trabalho principal, a partir de 2001. As variáveis de educação e de salário mínimo têm um papel-chave para explicar a mobilidade dos mais pobres.

Diante do exposto, pode-se concluir, de uma maneira geral, que existe uma significativa transmissão de *status* entre as gerações no Brasil. Ou seja, pelas evidências verificadas nos trabalhos citados, o Brasil, comparado aos países desenvolvidos, apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda. Além disso, verifica-se que a educação pode ser o caminho mais significativo pelo qual os ganhos são transmitidos entre as gerações. Dessa forma, este trabalho fará uso do método contrafactual de mediação desenvolvido por Imai, Tingley e Keele (2010), a fim de verificar o quanto da transmissão de renda dos pais para os seus filhos se dá via educação dos filhos.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de dados

Para mensurar a transmissão intergeracional da renda dos pais sobre a renda dos filhos, os dados utilizados neste trabalho foram obtidos a partir da PNAD, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para 2014.¹¹ A amostra

9. Como o modelo *logit* ordenado requer uma variável dependente discreta e ordenada, os autores realizaram um ranqueamento a partir da distribuição de renda condicionada às diferenças de remuneração por ocupação/profissão, ou seja, utilizaram-se as médias de remuneração do trabalho principal de cada categoria profissional e fez-se uma ordenação da distribuição de renda por cinco intervalos de percentis: estrato I (renda menor ou igual ao percentil 20% – R\$ 331,08); estrato II (remuneração entre os percentis 20% e 40% – R\$ 485,34); estrato III (renda entre os percentis 40% e 60% – R\$ 681,88); estrato IV (remuneração entre os percentis 60% e 80% – R\$ 1.187,13); e estrato V (renda superior ao percentil 80% da distribuição).

10. Também foram criados estratos ordenados de educação para filhos, chefes e cônjuges dos domicílios: estrato I (indivíduos com menos de um ano de estudo completo); estrato II (indivíduos com um a quatro anos de estudo); estrato III (indivíduos com cinco a oito anos de estudo); estrato IV (indivíduos com nove a onze anos de estudo); e estrato V (indivíduos com mais de onze anos de estudo).

11. Para este ano, a PNAD disponibilizou uma subamostra a partir do suplemento Mobilidade Sócio-Ocupacional, que indica a mobilidade sócio-ocupacional dos filhos em relação aos pais. Entretanto, neste estudo, os autores optaram por realizar filtros na base, a fim de obter uma amostra com filhos que ainda residem com os pais e, assim, determinar as variáveis de rendimentos dos pais.

foi composta por indivíduos brasileiros residentes em áreas urbanas, com idade entre 16 e 35 anos, que residem com os pais em domicílio biparental¹² e estavam empregados na semana de referência. Desse modo, foi possível obter as variáveis de rendimentos dos pais e, assim, compor os grupos de tratamento.

Conforme os autores citados na revisão de literatura, entre eles Blau e Duncan (1967), Jencks *et al.* (1979), Becker (1981), Becker e Tomes (1986) e Peters (1992), a mobilidade intergeracional de renda deve considerar em sua transmissão o *background* familiar. Assim, para atingir o objetivo deste trabalho, avaliar o impacto da renda dos pais, via educação dos filhos, na renda dos filhos, a amostra utilizada contempla somente os filhos com idade entre 16 e 35 anos que residiam com os pais. A PNAD não apresenta informações referentes aos pais quando não estão mais morando no mesmo domicílio dos seus filhos.

Foram excluídos da base de dados os indivíduos com as seguintes características: não declararam renda; tiveram rendimentos iguais a zero; militares; funcionários públicos; trabalhadores por conta própria; empregadores; trabalhadores não remunerados; e trabalhadores que produzem para consumo próprio. Com isso, verificou-se que 45,89% daqueles com idade entre 16 e 35 anos ainda residem com seus pais, fato que denota a representatividade da amostra aqui utilizada.

Ademais, foram calculadas as médias das rendas dos dois grupos. Entre os indivíduos de 16 a 35 anos que não moram com os pais, a renda média foi de R\$ 1.503,65; já para os que moram com os pais, foi de R\$ 1.165,08, acarretando uma diferença média de R\$ 338,57. Dessa forma, as pessoas que já são responsáveis por seus domicílios auferem, em média, maiores rendimentos quando comparadas às que ainda residem com os pais. No entanto, pode-se verificar que essa diferença é modesta.

Conforme mencionado anteriormente, a amostra utilizada neste estudo foi composta somente pelos filhos que possuem rendimentos de trabalho, com idade entre 16 e 35 anos e que ainda residem com seus pais. Diante de tal fato, convém ressaltar a questão do viés de seleção amostral, uma vez que a amostra não foi selecionada de forma aleatória. De acordo com Heckman (1979), o viés de seleção amostral pode surgir pela autoseleção de indivíduos ou unidades amostrais investigadas e pelas decisões de seleção da amostra pelos analistas.

Por conta do viés de seleção gerado pela forma de escolha da amostra, buscando corrigir uma possível distorção nas estimativas do modelo estimado – o qual gera uma sobrestimação/subestimação do efeito mediação da renda dos pais via educação dos filhos sobre a renda dos filhos –, este trabalho utilizará o procedimento de Heckman (1979) em dois estágios, com o intuito de corrigir tal problema. No primeiro estágio,

12. Família composta por pai, mãe e filho(a).

estimou-se uma equação de seleção por meio de um modelo *probit*, com o uso de uma amostra composta por pessoas com 16 a 35 anos que não residem com os pais e que ainda residem com os pais, a partir da qual se obteve a razão inversa de Mills. E, no segundo estágio, estimou-se a equação de salários com a inclusão da razão inversa de Mills nas covariadas do modelo de mediação para corrigir o viés de seleção amostral.

Ressalta-se, ainda, que os dados foram ponderados pelos pesos da PNAD, com a intenção de gerar estimativas próximas dos valores populacionais. As covariadas selecionadas se baseiam na teoria do capital humano para explicar os retornos salariais dos filhos. Desse modo, as variáveis utilizadas neste estudo estão apresentadas e definidas no quadro 1.

QUADRO 1
Variáveis utilizadas no modelo

Variáveis	Descrição
Tratamento	
<i>Rendamãe</i>	Renda da mãe
<i>Rendapai</i>	Renda do pai
Mediação	
<i>Educfilho</i>	Anos de estudo do filho
Resultado	
$\ln(w_i)$	Logaritmo natural do salário do filho (rendimento do trabalho principal) ¹
Covariadas	
<i>EducMãe</i>	Anos de estudo da mãe, quando o tratamento for renda da mãe
<i>Educpai</i>	Anos de estudo do pai, quando o tratamento for renda do pai
<i>Exper</i>	Idade em que o indivíduo começou a trabalhar
<i>Exper</i> ²	Experiência ao quadrado
<i>imr</i>	Razão inversa de Mills

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Foram excluídos os indivíduos que não declararam os rendimentos e que tiveram rendimentos iguais a zero.

Obs.: 1. As variáveis de tratamento, renda do pai e da mãe (o corte para os três níveis de tratamento foi dado de acordo com a distribuição da renda dos pais em cada um terço da amostra), foram definidas nos seguintes intervalos: $(0 - 900] \rightarrow T_1 = 0$; $(900 - 1.500] \rightarrow T_1 = 1$; $(0 - 1.500] \rightarrow T_1 = 0$; $(1.500 - 4.000] \rightarrow T_1 = 1$; $(0 - 4.000] \rightarrow T_1 = 0$; $(> 4.000) \rightarrow T_1 = 1$

2. Geralmente, como *proxy* da variável experiência (*Exper*), a literatura adota a medida de "idade – anos de estudo – seis anos". Entretanto, este trabalho segue o estudo de Resende e Wyllie (2006), uma forma mais precisa de mensurar essa variável e de minimizar a endogeneidade no modelo.

3.2 Efeito causal da renda dos pais sobre a renda dos filhos

Identificar os mecanismos em que um tratamento (*T*) afeta determinada variável de resultado (*Y*) não é trivial – essa tarefa é conhecida como efeito mediação. O método é bastante utilizado nas literaturas da análise estatística e da psicologia, tendo sido estudado primeiramente por Baron e Kenny (1986). O objetivo da

análise de mediação é estimar o tamanho do efeito total de T em Y , que é causado por uma variável mediadora (M). Em outras palavras, quanto do efeito de T em Y pode ser explicado pelo seu efeito em M (o chamado efeito “indireto” de T), e a parte do efeito total que é causada por outros mecanismos (o chamado efeito “direto” de T).

Tradicionalmente nas ciências sociais, a análise de mediação causal foi formulada, estudada e executada dentro da estrutura de modelos de equações estruturais lineares. Entretanto, Imai, Tingley e Keele (2010) demonstraram que estimar tal efeito por meio de equações estruturais é problemático, principalmente pela falta de uma definição geral de efeitos de mediação causais, independentes de um modelo estatístico particular, além da dificuldade de ampliar a estrutura para modelos não lineares. Dessa forma, este estudo utiliza a abordagem da mediação pelo contrafactual proposto por esses autores.

No âmbito contrafactual de inferência causal, o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos é definido como a diferença entre dois resultados possíveis da variável de tratamento: um deles seria realizado em função de determinado nível de renda; e o outro, em caso contrário. Então, tem-se um tratamento relacionado ao nível de renda dos pais.

Dessa forma, $Y_{i(t)}$ representa a potencial situação de renda do filho que resultaria do *status* de tratamento t . Assim, utilizando Y_i para denotar o valor observado da renda do filho, tem-se que $Y_i = Y_{i(t)}$, para todo i . Dada essa configuração, o efeito causal dos tratamentos aqui analisados pode ser definido como $Y_i(1) - Y_i(0)$, então o efeito médio causal é dado por $E[Y_i(1) - Y_i(0)]$. Se o tratamento é randomizado, então T_i é estatisticamente independente dos resultados potenciais, formalmente indicado como $Y_i(1), Y_i(0) \perp T_i$. Assim, o efeito causal médio pode ser identificado pela diferença média observada entre os grupos de tratamento e de controle, isto é:

$$\begin{aligned} E[Y_i(1) - Y_i(0)] &= E[Y_i(1) | T_i = 1] - E[Y_i(1) | T_i = 0] \\ &= E[Y_i | T_i = 1] - E[Y_i | T_i = 0] \end{aligned} \quad (1)$$

3.2.1 Definindo efeitos causais de mediação

Nosso interesse está em obter o efeito mediação da renda dos pais sobre a renda dos filhos, em que a variável mediadora, nesse caso, é a educação dos filhos, uma vez que pais com níveis elevados de renda possuem grande alcance sobre a educação dos filhos. Dessa forma, para o nível observado de educação dos filhos M_i , existem dois valores possíveis: $M_i(1)$ e $M_i(0)$.

Na definição do contrafactual, os resultados potenciais são apenas função do tratamento, mas numa análise de mediação causal esses resultados dependem

do mediador, bem como da variável de tratamento. Seja $Y_{i(t,m)}$ a variável que expresse o resultado potencial que resultaria se o tratamento e as variáveis mediadoras fossem, respectivamente, t e m , o resultado observado da variável de resultado Y_i é igual a $Y_i(T_i, M_i(T_i))$.

Então, os efeitos de mediação causais ou efeitos indiretos para cada unidade i são dados como se segue:

$$\delta_i \equiv Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0)) \quad (2)$$

Para $t = 0, 1$. Assim, δ_i é o efeito mediação causal indireto do tratamento sobre o resultado por meio da variável de mediação e $\delta_i(1)$ denota a diferença entre os dois níveis potenciais de renda dos filhos, quando os pais têm o tratamento (renda, definida anteriormente). Dessa forma, $Y_i(1, M_i(1))$ representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais fossem tidos como tratados, enquanto $Y_i(0, M_i(0))$ representa o nível de renda dos filhos que resultaria se os pais não pertencessem ao grupo dos tratados. Do mesmo modo, $\delta_i(0)$ representa o impacto no filho i devido a uma mudança na variável mediadora (educação dos filhos) induzida pelo tratamento, enquanto suprime o efeito direto da educação e da renda dos pais.

Similarmente, o efeito direto do tratamento para cada unidade pode ser definido da seguinte forma:

$$\zeta_i \equiv Y_i(1, M_i(t)) - Y_i(0, M_i(t)) \quad (3)$$

Onde $t = 0, 1$, em que ζ_i é o efeito direto das variáveis de tratamento, renda do pai e da mãe, sobre a variável de resultado, renda dos filhos. O efeito total do tratamento pode ser decomposto em mediação causal e efeito direto:

$$\tau_i \equiv Y_i(1, M_i(1)) - Y_i(0, M_i(0)) = \frac{1}{2} \sum_{t=0}^1 \{\delta_i(t) + \zeta_i(t)\} \quad (4)$$

Partindo do princípio de que a mediação de causalidade e os efeitos diretos não variam em função do estado de tratamento, isto é, $\delta_i = \delta_i(1) = \delta_i(0)$ e $\zeta_i = \zeta_i(1) = \zeta_i(0)$, não havendo nenhum efeito mediação, então o efeito total é a soma da mediação e do efeito direto: $\tau_i = \delta_i + \zeta_i$.

Finalmente, na análise de mediação causal, tem-se interesse, normalmente, no seguinte efeito médio: a mediação causal.

$$\bar{\delta}_i \equiv E[Y_i(t, M_i(1)) - Y_i(t, M_i(0))] \quad (5)$$

Para $t = 0, 1$, nesse caso, $\bar{\delta}_t$ representaria o efeito médio de mediação causal das variáveis de tratamento em uma amostra considerada representativa. Note-se que o efeito total médio pode ser próximo de zero em alguns casos, mas isso não implica necessariamente que os efeitos médios de mediação causais também são pequenos. É possível que a mediação causal média e os efeitos diretos médios tenham sinais opostos – assim, um compensa o outro, dando origem a um efeito médio total pequeno.

3.2.2 Hipótese de ignorabilidade sequencial

Segundo Rosenbaum e Rubin (1983) e Rubin (1986), uma condição necessária para a identificação de um contrafactual é a suposição *stable unit treatment value assumption* (SUTVA), denominada condição de ignorabilidade.¹³ Desse modo, o resultado (Y) de um filho, quando exposto ao tratamento, será o mesmo, não importando o mecanismo de seleção e o tratamento recebido pelos demais indivíduos. De acordo com Holland (1986), a ignorabilidade deriva de uma série de suposições suficientes, mais fortes, em que uma delas é a independência condicional do tratamento.¹⁴

Devido à dificuldade de satisfazer a ignorabilidade forte, muitos pesquisadores buscaram alternativas para a identificação. Para Manski (1990; 2003), sob determinadas condições, é possível utilizar hipóteses mais fracas. Outros pesquisadores, como Imbens e Angrist (1994), contornam o problema com o uso de variáveis instrumentais. Hahn, Todd e Klaauw (2001), por sua vez, utilizam subpopulações a partir do método de regressão descontínua.

Uma alternativa seria realizar um teste tipo placebo. Esses testes foram inicialmente utilizados por Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie, Diamond e Hainmueller (2010), ao desenvolverem o método de controle sintético.¹⁵ Em nosso estudo, fez-se um teste placebo por meio da estimação do efeito direto e indireto do tratamento, utilizando um *outcome* predeterminado (gênero) para o modelo com ambos os sexos.

Além disso, segundo Imai, Keele e Yamamoto (2010), a principal premissa que permite realizar inferências válidas sobre os efeitos de mediação causais definidos é a ignorabilidade sequencial. Seja X_i um vetor de covariadas observadas de pré-tratamento para a unidade i , em que X indica o suporte da distribuição de X_i , para

13. Lechner (1999; 2002) refere-se como “suposição de independência condicional”. Barnow, Cain e Goldberger (1980) chamam de “seleção em observáveis”.

14. A independência condicional assume que os resultados potenciais são independentes do tratamento, dadas as covariadas.

15. O método de controle sintético é desenvolvido na construção de um grupo de comparação muito próximo ao grupo tratado pré-intervenção – dando origem ao grupo sintético –, de modo que, se esse grupo mantiver as mesmas características do grupo tratado até o período em que o evento aconteça, os resultados potenciais obtidos entre os grupos pós-intervenção podem retratar o efeito esperado.

o atual problema de pesquisa, X_i inclui características, como a experiência, a experiência ao quadrado e a educação dos pais. Dadas essas covariadas de pré-tratamento, a hipótese de ignorabilidade se sustenta por outras duas de independência condicional:

$$\begin{aligned} \{Y_i(t', m), M_i(t)\} &\perp \mid X_i = x_i \\ Y_i(t', m) &\perp M_i(t) \mid T_i = t, X_i = x_i \end{aligned} \quad (6)$$

Em que $0 < Pr(T_i = t \mid X_i = x)$ e $0 < p(M_i(t) = m \mid T_i = t \mid X_i = x)$ para $t = 0, 1$, e para todo $x \in \mathcal{X}$ e $m \in \mathcal{M}$.

Imai, Keele e Yamamoto (2010) discutiram como essa suposição difere da literatura de efeitos de mediação com equações estruturais. A principal vantagem dessa hipótese em relação às outras alternativas é a sua facilidade de interpretação. A hipótese é chamada de ignorabilidade sequencial porque os dois pressupostos são sequenciais.

Na primeira premissa, dadas as covariadas observadas de pré-tratamento, a atribuição do tratamento é considerada ignorável, isto é, estatisticamente independente dos resultados potenciais e dos possíveis mediadores. Neste estudo, a renda dos pais não foi distribuída aleatoriamente nos grupos de tratamento e controle. Isso quer dizer que podem existir fatores não observados que motivaram, de certa forma, o nível de renda desses pais na amostra, e assim tais indivíduos podem ter se “autosselecionado” para o grupo de tratamento.

Segundo Imai, Keele e Yamamoto (2010), uma solução empírica para minimizar o problema dos não observáveis é utilizar uma amostra suficientemente grande, a fim de encontrar o máximo possível de confrontos de pré-tratamento, de modo que as diferenças dos fatores não observáveis entre os grupos de tratamento e controle sejam adequadamente ajustadas. Dessa forma, este estudo buscou se ajustar a essa primeira premissa adotando a estratégia proposta por Imai, Keele e Yamamoto (2010).

Na segunda premissa, o mediador é ignorável, em razão do tratamento e das covariadas observadas de pré-tratamento – ou seja, ela está subordinada ao valor do tratamento ignorável e das covariadas observado de pré-tratamento. Diferentemente da ignorabilidade da atribuição de tratamento, a ignorabilidade do mediador pode não ocorrer mesmo em experimentos aleatórios. Para este estudo, a aleatorização da atribuição do tratamento não justifica essa segunda premissa de ignorabilidade, pois podem existir fatores não observáveis que motivem o nível de escolaridade dos filhos (variável mediadora).

Como ocorrido com a ignorabilidade da atribuição de tratamento, em estudos observacionais é difícil ter certeza se a ignorabilidade do mediador se mantém

mesmo com uma amostra suficientemente grande. De acordo com Manski (2007), essa suposição pode não ser confiável, já que não é possível testá-la diretamente a partir dos dados observados. Para tentar contornar esse problema, Imai, Keele e Yamamoto (2010) desenvolveram um conjunto de análises de sensibilidade, entre as quais a identificação não paramétrica sob ignorabilidade sequencial, que permite resultados empíricos robustos para uma possível violação do pressuposto de ignorância sequencial.

3.2.3 Identificação não paramétrica sob ignorabilidade sequencial

A identificação não paramétrica mostra que, sem quaisquer distribuições adicionais ou hipóteses sobre a forma funcional, os efeitos médios de mediação causais podem ser consistentemente estimados.

Esse resultado é importante por três razões. Em primeiro lugar, sugere-se a possibilidade da construção de um método geral que estima o efeito de tratamento médio para a variável de resultado utilizando variáveis mediadoras de qualquer tipo, empregando modelos paramétricos ou não paramétricos. Segundo, isso implica que tais efeitos podem ser estimados impondo hipóteses mais fracas sobre a forma funcional correta, ou com relação à distribuição dos dados observados. Terceiro, a análise de identificação não paramétrica revela o papel fundamental do pressuposto de ignorabilidade sequencial, independentemente dos modelos estatísticos usados pelos pesquisadores.

Teorema 1 (identificação não paramétrica)

$$f(Y_i(t, M_i(t')) | X_i = x) = \int_{\mathcal{M}} f(Y_i | M_i = m, T_i = t, X_i = x) dF_{M_i}(T_i = t', X_i = x) \quad (7)$$

Para todo $x \in \mathcal{X}$ e $t, t' = 0, 1$. Dessa forma, o teorema 1 mostra que, sob a hipótese de ignorabilidade sequencial, a distribuição do resultado potencial pretendido pode ser expressa como uma função das distribuições dos dados observados, isto é, a distribuição condicional de M_i dado $(T_i; X_i)$ e de Y_i dado $(M_i; T_i; X_i)$.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Antes de se aferir os impactos do nível de renda dos pais na renda dos seus filhos, é pertinente realizar uma análise descritiva dos dados para se ter, inicialmente, algumas evidências sobre tais impactos. Portanto, busca-se verificar o comportamento da renda dos filhos e filhas na análise dos intervalos de renda dos pais.

Em todos os níveis de renda dos pais utilizados neste artigo, verifica-se que, em média, as rendas dos filhos aumentam com a renda dos pais. Além disso,

observa-se que a magnitude das variações não é linear, uma vez, que no último estrato de renda (renda maior que R\$ 4.000), as rendas dos filhos, em média, são significativamente maiores, chegando, em alguns casos, a apresentar uma variação de quase 100%. Tais resultados podem ser um indicativo de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade de renda, ou seja, filhos de pais mais ricos tendem a receber maiores salários, quando comparados a filhos cujos pais apresentam menores níveis de renda, e essa transmissão de *status* é ainda mais acentuada nos maiores estratos de renda dos pais.

Além disso, a tabela 1 parece indicar algum nível de disparidade nos níveis de transmissão quando se considera o gênero dos filhos e dos pais. No tocante aos tratamentos, há alguns indícios de que o nível de renda da mãe apresenta um impacto mais acentuado sobre a renda dos filhos, quando comparado ao nível de renda do pai.

TABELA 1
Estatísticas descritivas por nível de renda dos pais

Variáveis	Tratamento: renda do pai			
	(0 – 900]	(900 – 1.500]	(1.500 – 4.000]	(> 4.000]
	Filhas			
Renda (R\$)	679,9	913,47	1.192,95	1.933,95
Escolaridade	10,6	11,2	11,94	13,21
	Filhos			
Renda (R\$)	780,51	1.046,68	1.295,14	2.521,58
Escolaridade	8,68	9,88	10,8	12,59
Variáveis	Tratamento: renda da mãe			
	(0 – 900]	(900 – 1.500]	(1.500 – 4.000]	(> 4.000]
	Filhas			
Renda (R\$)	823,65	1.063,32	1.445,58	2.292,98
Escolaridade	10,98	11,52	12,6	13,7
	Filhos			
Renda (R\$)	922,86	1.212,79	1.577,79	3.028,54
Escolaridade	9,24	10,48	11,6	13,32

Fonte: IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Em média, os filhos mostram rendas maiores que as filhas, mesmo que as filhas apresentem maiores níveis de escolaridade. No entanto, o nível de escolaridade dos filhos acompanha o crescimento das suas rendas. Sendo assim, pais mais ricos podem gerar incentivos para que os seus filhos alcancem maiores níveis de educação – o que, conseqüentemente, refletirá em suas rendas.

Dessa forma, apesar de haver indicativos de um relacionamento positivo entre a renda dos pais e a dos filhos, não se pode, apenas por meio dessas estatísticas, mensurar tais impactos. Não obstante, este artigo fará uso da metodologia de mediação, exposta anteriormente, com vistas a identificar quatro efeitos que o nível de renda dos pais pode gerar sobre a renda dos filhos: direto, indireto (mediação) total e médio causal.

4.2 Análise do efeito direto e do efeito mediação

Inicialmente, a partir da tabela 2, são apresentados os coeficientes do efeito total da renda dos pais sobre a renda dos filhos, do efeito direto e do efeito mediação da renda dos pais sobre a renda dos filhos, por meio das variáveis de tratamento (renda dos pais), via educação dos filhos, obtidas a partir da equação (2), apresentada na subseção 3.2.1; bem como o efeito médio da variável de tratamento. Verifica-se que todos os efeitos são positivos e estatisticamente significantes em cada estrato de renda ao nível de significância de 5%, denotando que as rendas dos filhos e dos pais são positivamente correlacionadas.

Cada célula apresenta uma estimativa pontual e seus correspondentes, intervalos de confiança a 95%. O efeito direto é o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos. O efeito mediação é o percentual do efeito total (renda dos pais) via educação dos filhos sobre a renda dos filhos. EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (renda dos pais) sobre o resultado (renda dos filhos). Por fim, o efeito total é a soma entre o efeito direto e o EMVTR.

Considerando a análise para filhos de ambos os sexos (análise agregada), observa-se que o efeito indireto da renda do pai ou da mãe, por meio da educação dos filhos, sobre a renda destes – efeito mediação – é mais forte nos estratos de renda de nível 3 (acima de R\$ 4.000) quando se verifica a renda do pai e de nível 2 quando se verifica a da mãe. Desse modo, para maiores níveis de renda, o efeito mediação da renda do pai é mais forte, quando verificados ambos os sexos. Ademais, o efeito direto é superior ao efeito mediação em todos os estratos de rendimentos, quando se verificam os efeitos do pai e da mãe. Isso denota que os coeficientes do efeito direto são superestimados. Com relação ao EMVTR, este aumenta à medida que o nível de renda dos pais aumenta. Esses resultados corroboram Schaefer (2014), que comenta que filhos de pais com maiores rendimentos têm maior probabilidade de obter maiores ganhos, principalmente via educação.

Analisando os efeitos de mediação para filhos e filhas separadamente, temos que o maior impacto é de aproximadamente 38% para o filho do sexo feminino, quando se verifica a renda do pai no estrato nível 3, apontando que as filhas recebem mais quando seus pais têm maiores rendas. Ademais, quando se verifica o efeito mediação via renda da mãe, o maior impacto é novamente sobre filhos do sexo feminino, compreendendo os estratos 2 e 3, enquanto para o filho do sexo masculino esse efeito é maior para o estrato 1 (mães que recebem até R\$ 900).

TABELA 2
Efeito mediação: renda do pai e renda da mãe como tratamento

Efeitos	Família tradicional					
	Tratamento: renda do pai			Tratamento: renda da mãe		
	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 1	Nível 2	Nível 3
Efeito total	0,3341 [0,333; 0,334]	0,2368 [0,236; 0,238]	0,3139 [0,312; 0,316]	0,1994 [0,198; 0,205]	0,1949 [0,193; 0,197]	0,4459 [0,443; 0,448]
Efeito direto	0,3031 [0,302; 0,305]	0,1979 [0,197; 0,199]	0,2535 [0,251; 0,255]	0,1777 [0,176; 0,179]	0,1555 [0,154; 0,157]	0,3685 [0,365; 0,371]
Efeito mediação	0,0926 [0,092; 0,093]	0,1643 [0,163; 0,165]	0,1926 [0,191; 0,193]	0,1088 [0,108; 0,109]	0,2026 [0,200; 0,204]	0,1735 [0,171; 0,175]
EMVTR	0,0309 [0,030; 0,031]	0,0389 [0,038; 0,039]	0,0605 [0,059; 0,061]	0,0217 [0,021; 0,022]	0,0395 [0,039; 0,040]	0,0774 [0,076; 0,078]
	Masculino					
Efeito total	0,3532 [0,351; 0,355]	0,2556 [0,254; 0,257]	0,3751 [0,372; 0,378]	0,2208 [0,219; 0,222]	0,1808 [0,178; 0,183]	0,4836 [0,480; 0,486]
Efeito direto	0,3195 [0,317; 0,3241]	0,2134 [0,211; 0,215]	0,3087 [0,306; 0,312]	0,1918 [0,190; 0,193]	0,1385 [0,136; 0,141]	0,3886 [0,385; 0,392]
Efeito mediação	0,0953 [0,094; 0,096]	0,1652 [0,164; 0,169]	0,1769 [0,175; 0,178]	0,1315 [0,130; 0,133]	0,2337 [0,231; 0,237]	0,1964 [0,195; 0,198]
EMVTR	0,0337 [0,033; 0,034]	0,0422 [0,042; 0,043]	0,0664 [0,065; 0,067]	0,0290 [0,028; 0,030]	0,0423 [0,042; 0,043]	0,0950 [0,094; 0,096]
	Feminino					
Efeito total	0,3089 [0,306; 0,312]	0,2115 [0,210; 0,214]	0,2415 [0,238; 0,245]	0,1772 [0,175; 0,179]	0,2155 [0,213; 0,218]	0,3829 [0,378; 0,387]
Efeito direto	0,2807 [0,278; 0,283]	0,1667 [0,165; 0,169]	0,1493 [0,146; 0,152]	0,1678 [0,166; 0,170]	0,1577 [0,155; 0,160]	0,2790 [0,275; 0,285]
Efeito mediação	0,0913 [0,091; 0,092]	0,2119 [0,209; 0,214]	0,3818 [0,377; 0,387]	0,0531 [0,052; 0,054]	0,2683 [0,265; 0,272]	0,2712 [0,268; 0,274]
EMVTR	0,0282 [0,027; 0,029]	0,0448 [0,044; 0,046]	0,0922 [0,091; 0,094]	0,0094 [0,009; 0,010]	0,0578 [0,057; 0,059]	0,1038 [0,102; 0,106]

Fonte: IBGE, 2014.
Elaboração dos autores.

Os coeficientes estimados denotam o que já foi verificado nas estatísticas descritivas, em que o nível educacional das mulheres em todos os níveis de renda é superior ao dos homens. Além disso, os resultados obtidos neste estudo corroboram a literatura que estuda rendimentos, na qual encontra-se que as mulheres possuem maiores níveis educacionais que os homens.

Quando se trata de filhos do sexo masculino, os resultados dos coeficientes são maiores que aqueles encontrados na análise anterior com relação ao efeito direto da renda do pai. Entretanto, o efeito mediação no primeiro nível de renda teve o mesmo coeficiente obtido no resultado referente à análise para ambos os sexos (9,26%), e sendo inferior para o caso dos pais com renda acima de R\$ 4.000. Isso indica que o efeito mediação quando o filho é do sexo masculino perde força.

Os resultados para filhos do sexo feminino têm um comportamento diferente dos encontrados para os do sexo masculino – o efeito direto da renda do pai é inferior em todos os níveis de renda. Em contrapartida, o efeito mediação, via educação dos filhos, é superior, chegando a aproximadamente 38% no último estrato de renda. Uma possível causa desse resultado é que as mulheres, em média, têm mais anos de estudos que os homens. Por isso, quando se analisa o efeito indireto (que leva em conta a educação dos filhos), este provoca um aumento no coeficiente do impacto indireto da renda do pai sobre a renda dos filhos.

Com relação ao efeito médio causal da renda do pai na variável mediação (educação dos filhos) sobre a renda dos filhos, verifica-se que esse efeito aumenta à medida que o nível de renda do pai aumenta, sendo o maior impacto de aproximadamente 9% para filhos do sexo feminino no último estrato de renda. Além disso, o maior efeito causal médio é para filhos do sexo feminino. Esse resultado segue o que foi encontrado no efeito mediação – isso aponta que filhos do sexo feminino têm uma maior resposta a aumentos de renda do pai.

O impacto na renda dos filhos quando o tratamento é a renda das mães é similar ao encontrado quando o tratamento se dá pela renda dos pais. Entretanto, existem algumas diferenças por gênero. Os coeficientes do efeito direto da renda da mãe são marginalmente menores quando comparados aos obtidos quando o tratamento é dado pela renda do pai, para todos os estratos de renda e em ambos os sexos, excetuando-se o último nível de renda, em que esse efeito é maior (28%).

O efeito mediação desse tratamento para mães com renda entre R\$ 900 e R\$ 1.500 é de 11,77%, quando se analisa o total de filhos. Quando se distingue por gênero, porém, esse efeito é maior para os filhos (13,15%). No entanto, ao se elevarem as rendas das mães para os níveis superiores, o efeito se reverte mais fortemente para as filhas, em torno de 27,12%. Isso denota que quanto maior for o nível de renda das mães, maior será o impacto dessa renda, via educação das filhas, sobre a renda destas.

Segundo o IBGE (2017), com base no suplemento de mobilidade sócio-ocupacional da PNAD de 2014, filhos de pais com empregos mais bem remunerados – por exemplo, dirigentes em geral e profissionais das ciências e das artes – têm uma probabilidade 13,7 vezes maior de trabalhar em empregos com o mesmo nível de renda dos pais, quando comparados à probabilidade de ascensão daqueles cujos pais trabalhavam em ocupações com menor remuneração – por exemplo, vendedores do comércio. Nesse sentido, este estudo, mesmo não utilizando esse suplemento, chegou a resultados que corroboram os apresentados pelo IBGE.

Além disso, os resultados aqui apresentados são corroborados por outros estudos presentes na literatura brasileira, como os de Dunn (2007) e Pero e Szerman (2008), por exemplo, no tocante à existência de transmissão de *status* entre as gerações no Brasil. Desse modo, confirma-se a premissa de que o Brasil apresenta um baixo nível de mobilidade intergeracional de renda, uma vez que filhos de pais mais ricos tendem a ser mais ricos.

A metodologia aqui empregada, no entanto, não é utilizada em outros trabalhos sobre mobilidade no Brasil, permitindo verificar que uma considerável parcela dessa transmissão de renda se dá via educação dos filhos (efeito mediação), principalmente nos casos em que os pais apresentam maiores níveis de renda. Portanto, as porcentagens de transmissão, estimadas em trabalhos anteriores, podem estar superestimadas, uma vez que tais estudos não levaram em consideração que parte dessa transmissão de renda, dos pais para os filhos, é explicada pela obtenção de maiores níveis de escolaridade por parte dos filhos.

Para dar robustez à significância dos coeficientes, principalmente referente às questões relacionadas à ignorabilidade sequencial, estimaram-se os efeitos direto e indireto das rendas do pai e da mãe (tratamento) sobre uma variável predeterminada: sexo dos filhos. Como pode ser verificado na tabela A.1 do apêndice, esses efeitos são maiores no modelo proposto neste estudo que na estimação via placebo, já que todos os efeitos, diretos e indiretos, foram superiores em termos de magnitude, seja o tratamento feito via renda do pai, seja feito via renda da mãe. Isso denota, portanto, que a estimação possui robustez nas estimativas obtidas.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisa o efeito do *background* familiar sobre os rendimentos por meio da metodologia de mediação, com a aplicação dos dados da PNAD de 2014. A análise de mediação permite particionar o impacto da renda dos pais sobre a renda dos filhos, por uma variável mediadora, que nesse caso foi a educação dos filhos. Ao contrário de outras abordagens aplicadas em estudos brasileiros, que desconsideram o efeito mediação, essa metodologia permite que sejam distinguidos e mensurados quatro efeitos no processo de transmissão intergeracional: direto, indireto (mediação), total e médio causal.

Nas duas análises realizadas, renda do pai e renda da mãe, verifica-se que há uma relação positiva entre a renda dos filhos e cada uma dessas duas variáveis de tratamento. Além disso, vê-se que o impacto da renda dos pais sobre a dos filhos é maior nos maiores estratos de renda dos pais. Diante disso, conclui-se que o Brasil apresenta uma forte transmissão de renda dos pais para a renda dos filhos.

No entanto, e esta é a principal contribuição deste estudo, parte dessa transmissão ocorre via educação dos filhos, ou seja, uma parcela considerável do aumento da renda desses filhos ocorre em virtude da obtenção de maiores níveis de escolaridade por parte deles. Dessa forma, assim como já foi verificado em outros trabalhos desenvolvidos em âmbito nacional, filhos de pais mais ricos tendem a obter maiores salários – uma parcela considerável desses ganhos, porém, ocorre por meio da educação dos filhos. Esse fato, por sua vez, ainda não havia sido abordado na literatura brasileira, pois os trabalhos existentes fizeram uso de metodologias que não permitiam a obtenção de tal resultado.

Portanto, este estudo corrobora a literatura que analisa a transmissão de *status* no Brasil, visto que apresenta uma nova metodologia que permite captar tal efeito de maneira mais precisa, uma vez que, se apenas o efeito direto fosse averiguado, como feito em análises tradicionais, o impacto da renda dos pais sobre a renda dos filhos teria sido superestimado.

Além do mais, a metodologia aqui utilizada pode contribuir ainda mais para a literatura em questão, já que ela seria útil para captar a transmissão intergeracional de outras variáveis socioeconômicas, a exemplo da educação dos pais. Para Medolia e Siminsk (2016), a educação tem sua própria transmissão intergeracional, e tal fato já foi verificado por outros trabalhos empíricos, os quais também demonstraram o papel da educação na mobilidade intergeracional, tais como: Dustmann (2004); Meghir e Palme (2005); Holmlund, Lindahl e Plug (2008); Pekkarinen, Uusitalo e Kerr (2009); Corak (2006; 2013); Blanden (2013); e Chetty *et al.* (2014).

REFERÊNCIAS

ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's tobacco control program. **Journal of the American Statistical Association**, v. 105, n. 490, p. 493-505, June 2010.

ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The economic costs of conflict: a case study of the Basque country. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 112-132, Mar. 2003.

ANGRIST, J. D.; KRUEGER, A. B. The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples. **Journal of the American Statistical Association**, v. 87, n. 418, p. 328-336, June 1992.

ANTIGO, M. F. **Mobilidade de rendimentos no Brasil**: uma análise a partir de dados *cross-section* e longitudinais. 2010. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/1843/AMSA-8BCK2B>>.

ARELLANO, M.; MEGHIR, C. Female labor supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set. **Review of Economic Studies**, v. 59, n. 3, p. 537-559, July 1992.

AYDEMIR, A.; CHEN, W.-H.; CORAK, M. Intergenerational earnings mobility among the children of Canadian immigrants. **The Review of Economics and Statistics**, v. 91, n. 2, p. 377-397, May 2009.

BARNOW, B. S.; CAIN, G. G.; GOLDBERGER, A. S. **Issues in the analysis of selectivity bias**. Wisconsin: Institute for Research on Poverty, 1980.

BARON, R. M.; KENNY, D. A. The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 51, n. 6, p. 1173, 1986.

BARROS, R. P. de *et al.* Determinantes do desempenho educacional no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 1, p. 1-42, abr. 2001.

BARROS, R. P. de *et al.* **A queda recente da desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2007. (Texto para Discussão, n. 1258). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1258.pdf>. Acesso em: 22 ago. 2015.

BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Cambridge, United States: Harvard University Press, 1981.

BECKER, G. S.; TOMES, N. Human capital and the rise and fall of families. **Journal of Labor Economics**, v. 4, n. 3, p. 1-39, July 1986.

BEHRMAN, J. R.; GAVIRIA, A.; SZÉKELY, M. S. Intergenerational mobility in Latin America. Washington: BID, 2001. (Working Paper, n. 452).

BJÖRKLUND, A.; JÄNTTI, M. Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States. **American Economic Review**, v. 87, n. 5, p. 1009-1018, Dec. 1997.

_____. Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective. **Nordic Journal of Political Economy**, v. 26, n. 1, p. 3-32, 2000.

BLANDEN, J. Cross-country rankings in intergenerational mobility: a comparison of approaches from economics and sociology. **Journal of Economic Surveys**, v. 27, n. 1, p. 38-73, 2013.

BLANDEN, J.; GREGG, P.; MACMILLAN, L. Accounting for intergenerational income persistence: noncognitive skills, ability and education. **The Economic Journal**, v. 117, n. 519, p. C43-C60, 2007.

BLAU, P. M.; DUNCAN, O. D. **The American occupational structure**. New York: John Wiley and Sons, 1967.

BOWLES, S.; HERBERT, G. The inheritance of economic status: education, class and genetics. *In*: BALTES, M. F. (Ed.). **International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences**: genetics, behavior and society. New York: Oxford University Press; Elsevier, 2001. v. 6, p. 4132-4141.

CELHAY, P.; SANHUEZA, C.; ZUBIZARRETA, J. R. **Intergeneration mobility of income**: the case of Chile 1996-2006. Santiago: Editora UAH, 2009. (Working Paper). Disponível em: <<http://fen.uahurtado.cl/wp-content/uploads/2010/07/inv237.pdf>>. Acesso em: 5 ago. 2015.

CHETTY, R. *et al.* Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 129, n. 4, p. 1553-1623, 2014.

CORAK, M. **Do poor children become poor adults?** Lessons for public policy from a cross-country comparison of generational earnings mobility. Bonn: IZA, 2006. (Discussion Papers, n. 1993). Disponível em: <<http://ftp.iza.org/dp1993.pdf>>.

_____. Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility. **Journal of Economic Perspectives**, v. 27, n. 3, p. 79-102, 2013.

DEARDEN, L.; MACHIN, S.; REED, H. Intergenerational mobility in Britain. **The Economic Journal**, v. 107, n. 440, p. 47-66, Jan. 1997.

DUNN, C. E. The intergenerational transmission of lifetime earnings: evidence from Brazil. **The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy**, v. 7, n. 2, 2007.

DUSTMANN, C. Parental background, secondary school track choice, and wages. **Oxford Economic Papers**, v. 56, n. 2, p. 209-230, 2004.

ERIKSON, R.; GOLDTHORPE, J. H. Intergenerational inequality: a sociological perspective. **Journal of Economic Perspective**, v. 16, n. 3, p. 31-44, Aug. 2002.

ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M. **Intergenerational mobility in Britain**: new evidence from the BHPS. Torino: Child Centre, 2002. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.199.9951&rep=rep1&type=pdf>>. Acesso em: 22 jun. 2020.

ERMISCH J.; NICOLETTI, C. **Intergenerational earnings mobility**: changes across cohorts in Britain. Colchester: ISER, 2005. (Working Paper, n. 19).

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

_____. Intergeneration mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FIELDS, G. S.; OK, E. A. The meaning and measurement of income mobility. **Journal of Economic Theory**, v. 71, n. 2, p. 349-377, Nov. 1996.

FIGUEIREDO, E. A. de. Mobilidade intrageracional de renda no Brasil. **Nova Economia**, v. 20, n. 3, p. 427-455, set./dez. 2010.

FIGUEIREDO, E. A. de; NETTO JUNIOR, J. L. da S.; PORTO JUNIOR, S. da S. P. Distribuição, mobilidade e polarização de renda no Brasil: 1987 a 2003. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 1, p. 7-32, jan./mar. 2007.

FORTIN, N. M.; LEFEBVRE, S. Intergeneration income mobility in Canada. *In: CORAK, M. (Ed.). Labour markets, social institutions, and the future of Canada's children*. Ottawa: Statistics Canada, 1998. Disponível em: <<http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/chapt4a.pdf>>. Acesso em: 9 ago. 2015.

GOLDTHORPE, J. H.; HOPE, K. **The social grading of occupations: a new approach and scale**. Oxford: Clarendon Press, 1974.

GRAWE, N. D. **Intergenerational mobility in the US and abroad: quantile and mean regression measures**. 2001. Thesis (PhD) – University of Chicago, Chicago, 2001.

_____. Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earnings sons in international perspective. *In: CORAK, M. (Ed.). Generational income mobility in North America and Europe*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2004.

HAHN, J.; TODD, P.; KLAAUW, W. van der. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. **Econometrica**, v. 69, n. 1, p. 201-209, 2001.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, Jan. 1979.

HIRVONEN, L. **Accounting for intergeneration earnings persistence: can we distinguish between education, skills, and health?** Stockholm: Stockholm University Press, 2010. (Working Paper, n. 2). Disponível em: <<https://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:302676/FULLTEXT01.pdf>>. Acesso em: 5 ago. 2015.

HOLLAND, P. W. Statistics and causal inference. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, n. 396, p. 945-960, Dec. 1986.

HOLMLUND, H.; LINDAHL, M.; PLUG, E. **The causal effect of parent's schooling on children's schooling**: a comparison of estimation methods. Bonn: IZA, 2008. (Discussion Papers, n. 3630).

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Síntese dos indicadores sociais: um em cada quatro jovens do país não estava ocupado nem estudava em 2016. **Agência IBGE Notícias**, 15 dez. 2017. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/18824-sintese-dos-indicadores-sociais-um-em-cada-quatro-jovens-do-pais-nao-estava-ocupado-nem-estudava-em-2016.html>>. Acesso em: 20 jan. 2018.

IMAI, K.; KEELE, L.; YAMAMOTO, T. Identification, inference and sensitivity analysis for causal mediation effects. **Statistical Science**, p. 51-71, 2010.

IMAI, K.; TINGLEY, D.; KEELE, L. A general approach to causal mediation analysis. **Psychological Methods**, v. 15, n. 4, p. 309-334, 2010.

IMBENS, G. W.; ANGRIST, J. D. Identification and estimation of local average treatment effects. **Econometrica**, v. 62, n. 2, p. 467-475, Mar. 1994.

INOUE, A.; SOLON, G. Two-sample instrumental variables estimators. **Review of Economic and Statistics**, v. 92, n. 3, p. 557-561, Aug. 2010.

JENCKS, C. What is the true rate of social mobility? *In*: BREIGER, R. L. (Ed.). **Social mobility and social structure**. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 1990.

JENCKS, C. *et al.* **Who gets ahead?** The determinants of economic success in America. New York: Basic Books, 1979.

LAM, D.; SCHOENI, R. F. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 4, p. 710-739, Aug. 1993.

LECHNER, M. Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in east Germany after unification. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 17, n. 1, p. 74-90, 1999.

_____. Program heterogeneity and propensity score matching: an application to the evaluation of active labor market policies. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 2, p. 205-220, 2002.

MANSKI, C. F. Nonparametric bounds on treatment effects. **American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 319-323, May 1990.

_____. **Partial identification of probability distributions**. New York: Springer, 2003.

_____. **Identification for prediction and decision**. Cambridge, United States: Harvard University Press, 2007.

MEDOLIA, S.; SIMINSKI, P. New estimates of intergenerational mobility in Australia. **Economic Record**, v. 92, n. 298, p. 361-373, Sept. 2016.

MEGHIR, C.; PALME, M. Educational reform, ability, and family background. **American Economic Review**, v. 95, n. 1, p. 414-424, 2005.

MOCETTI, S. Intergeneration income mobility in Italy. *In*: CONFERENZA ECONOMIA DEL CAPITALE UMANO, 19., 2007, Pavia, Lombardia. **Anais...** Pavia: Siep, 2007. Disponível em: <<http://www.siepweb.it/siep/oldDoc/wp/200703.pdf>>. Acesso em: 9 ago. 2015.

NETTO JUNIOR, J. L. da S.; RAMALHO, H. M. de B.; ARAGON, E. K. B. Transmissão intergeracional de educação e mobilidade de renda no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38., 2010, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador: Anpec, 2010.

PASTORE, J.; VALLE SILVA, N. **Mobilidade social no Brasil**. São Paulo: Makron, 2000.

PEKKARINEN, T.; UUSITALO, R.; KERR, S. School tracking and intergenerational income mobility: evidence from the Finnish comprehensive school reform. **Journal of Public Economics**, v. 93, n. 7-8, p. 965-973, 2009.

PERO, V.; SZERMAN, D. Mobilidade intergeracional de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, p. 20-40, abr. 2008.

PETERS, H. E. Patterns of intergenerational mobility in income and earnings. **The Review of Economic and Statistics**, v. 74, n. 3, p. 456-466, Aug. 1992.

RESENDE, M.; WYLLIE, M. Retornos para educação no Brasil: evidências empíricas adicionais. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 3, p. 349-365, jul./set., 2006.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41-55, Apr. 1983.

RUBIN, D. B. Statistics and causal inference: comment – which ifs have causal answers. **Journal of the American Statistical Association**, v. 81, n. 396, p. 961-962, 1986.

SCHAEFER, R. T. **Sociologia**. 6. ed. Porto Alegre: McGraw-Hill, 2014. 512 p.

SOLON, G. Intergenerational mobility in the labor market. *In*: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. Amsterdam: North-Holland, 1999. v. 3A, p. 1761-1800.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- AEBI, R.; NEUSSER, K.; STEINER, P. Improving models of income dynamics using cross-section information. **Swiss Journal of Economics and Statistics**, v. 144, n. 2, p. 117-151, 2008.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergeneration mobility. **Journal of Political Economy**, v. 87, n. 6, p. 1.153-1.189, Dec. 1979.
- BENABOU, R.; OK, E. A. **Mobility as progressivity**: ranking income processes according to equality of opportunity. Cambridge, United States: NBER, 2001. (Working Paper, n. 8431).
- BIGARD, A.; GUILLOTIN, Y.; LUCIFORA, C. Earnings mobility: an international comparison of Italy and France. **Review of Income and Wealth**, v. 44, n. 4, p. 535-554, 1998.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. **Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- DUCLOS, J.-Y.; ESTEBAN, J.; RAY, D. Polarization: concepts, measurement, estimation. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1737-1772, Nov. 2004.
- FISHER, R. A. **The design of experiments**. 1st. ed. London: Oliver and Boyd, 1935.
- HAHN, J.; TODD, P.; KLAUW, W. van der. **Evaluating the effect of an antidiscrimination law using a regression-discontinuity design**. Cambridge, United States: NBER, 1999. (Working Paper, n. 7131).
- IMBENS, G. W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, Feb. 2004.
- LEE, C.-I.; SOLOW, G. **Trends in intergeneration income mobility**. Cambridge, United States: NBER, 2006. (Working Paper, n. 12007). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12007.pdf>>. Acesso em: 8 ago. 2015.
- NEYMAN, J. Statistical problems in agricultural experiments. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 2, p. 107-180, Jan. 1923.
- PRAIS, S. J. Measuring social mobility. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 118, n. 1, p. 56-66, 1955.

APÊNDICE

TABELA A.1

Teste de placebo: sexo como variável de interesse

Efeitos	Família tradicional					
	Tratamento: renda do pai			Tratamento: renda da mãe		
	Nível 1	Nível 2	Nível 3	Nível 1	Nível 2	Nível 3
Efeito total¹	-0,0857 [-0,0870; -0,0844]	-0,0431 [-0,0442; -0,0421]	-0,0617 [-0,0634; -0,0600]	-0,0701 [-0,0713; -0,0690]	-0,0402 [-0,0416; -0,0388]	-0,0332 [-0,0356; -0,0308]
Efeito direto ²	-0,0533 [-0,0545; 0,0522]	-0,0053 [-0,0063; -0,0043]	-0,0076 [-0,0092; -0,0061]	-0,0476 [-0,0487; -0,0465]	-0,0033 [-0,0046; -0,0020]	0,0392 [0,0369; 0,0414]
Efeito mediação ³	0,3777 [0,098; 0,099]	0,8774 [0,8564; 0,8996]	0,8762 [0,8527; 0,9012]	0,3203 [0,3151; 0,3257]	0,9157 [0,8856; 0,9488]	2,1798 [2,0328; 2,3519]
EMVTR ⁴	-0,0323 [-0,0328; -0,0319]	-0,0378 [-0,382; -0,0375]	-0,0541 [-0,0546; -0,0535]	-0,0224 [-0,0228; -0,0221]	-0,0368 [-0,0372; -0,0364]	-0,0725 [-0,0733; -0,0717]

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2014.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ O efeito total é a soma do efeito direto mais o EMVTR.

² O efeito direto é o efeito da renda dos pais sobre a renda dos filhos.

³ O efeito mediação é a porcentagem do efeito total (renda dos pais) via educação dos filhos sobre o sexo.

⁴ EMVTR é o efeito médio da variável de tratamento (renda dos pais) sobre o resultado (renda dos filhos).

Obs.: Cada célula mostra uma estimativa pontual e seus correspondentes intervalos de confiança a 95%.

CURVAS DE SALÁRIO DINÂMICAS E EFEITOS SOBRE O SALÁRIO REAL E O DESEMPREGO DE LONGO PRAZO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA¹

Roberto Santolin²

Mariangela Furlan Antigo³

Este artigo tem por objetivo estimar elasticidades salário-desemprego e verificar se diferentes grupos de indivíduos possuem diferenças quanto à flexibilidade dos salários reais. Para tanto, são utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de seis regiões metropolitanas – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre – entre 2001 e 2015. Os resultados obtidos por meio de um modelo de curva de salário dinâmica e análises impulso-reposta sugerem que há inflexibilidade salarial no mercado de trabalho no curto prazo. Há diferenças substanciais entre as médias salariais e a taxa de desemprego entre os diferentes grupos avaliados. No entanto, após um choque adverso sobre a produtividade, caracterizado pelo aumento da taxa de desemprego no curto prazo, foi constatado que a inflexibilidade salarial é relativamente homogênea entre os grupos avaliados em um período de até seis anos. Indivíduos com nove anos ou mais de estudo possuem maior flexibilidade salarial apenas no longo prazo, em períodos de aproximadamente quinze anos.

Palavras-chave: mercado de trabalho; curva de salário dinâmica; desemprego.

DYNAMIC WAGE CURVES: EFFECTS ON REAL WAGES AND LONG TERM UNEMPLOYMENT FOR THE BRAZILIAN ECONOMY

The following work aims to estimate wage/unemployment elasticities and to verify if different groups of individuals have differences regarding real wages flexibility. Hence, we use data from the Household Sample National Survey (Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios – PNAD) for six metropolitan areas – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre – between 2001 and 2015. Applying the Dynamic Wage Curve Model and impulse-response analysis to these data suggest that there is, in the short-term, wage inflexibility on the labour market. Furthermore, there are substantial differences between mean wages and unemployment rate amongst the assessed groups. However, after an adverse productivity shock, represented by an increase of unemployment rate in the short-term, it was perceived that wage inflexibility is relatively homogeneous amongst the assessed groups within a period of up to six years. Individuals with nine or more years of study do have more wage flexibility, but only in the long-term, comprising periods of approximately fifteen years.

Keywords: labor market; dynamic wage curve; unemployment.

JEL: E24; J51; J60.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art5>

1. Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

2. Professor associado do Instituto Três Rios da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (ITR/UFRRJ); e professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Ouro Preto (PPEA/UFOP).

E-mail: <rsantolin@ufrj.br>.

3. Professora adjunta do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Cedeplar/FACE/UFMG). *E-mail:* <maantigo@cedeplar.ufmg.br>.

1 INTRODUÇÃO

Após duas décadas de estabilização dos preços, o desemprego ainda permanece como tema fundamental nos debates da política econômica brasileira. De acordo com a hipótese da curva de Phillips, sabe-se que a permanência de uma taxa de desemprego mais elevada reflete o custo social pago pela estabilização da inflação. Essa ideia remete ao trabalho seminal de Phillips (1958) e, em um segundo momento, a Friedman (1968) e a Phelps (1968), que definiram a inflação como procedente do desajuste entre a taxa de desemprego corrente e a *non-accelerating inflation rate of unemployment* (NAIRU), a taxa de desemprego de equilíbrio ou natural.

Enquanto o modelo de curva de Phillips proposto por Friedman (1968) e Phelps (1968) advoga uma NAIRU fixa ao longo do tempo, as teorias que pressupõem rigidez salarial motivadas por barganhas salariais possibilitaram uma nova abordagem teórica, pela qual a NAIRU poderia sofrer deslocamentos na presença de choques sobre a demanda e a oferta. Essa tese, denominada histerese do desemprego, foi particularmente utilizada para descrever o desemprego crescente e persistente na Europa pós-choque do petróleo, durante as décadas de 1970 e 1980, em contraposição a um equilíbrio de baixa taxa de desemprego alcançado pelos Estados Unidos nessa mesma época. A explicação para essa divergência focaliza-se no tamanho da flexibilidade salarial entre os países em que uma maior flexibilidade tende a ser acompanhada de taxas de desemprego menos persistentes.

Os trabalhos que se dedicaram a compreender a estrutura de flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro oferecem ambiguidades. Carneiro (1995; 1997) e Amadeo (1993; 1994) apresentaram evidências de uma relativa estrutura de rigidez salarial no Brasil. Carneiro e Henley (1994) verificaram que, no longo prazo, o processo de determinação de salários nominais exibe um considerável grau de poder interno (*insider power*), na medida em que os salários são determinados pelo poder de mercado dos empregadores em vez de seguirem as flutuações da atividade econômica brasileira.

Um elevado grau de flexibilidade salarial e de contratação da mão de obra pode ser observado em Barros *et al.* (1997) e Corseuil *et al.* (2002), os quais apontam um mercado de trabalho caracterizado por uma flexibilidade de contratação da mão de obra superior à de países industrializados, não homogênea entre setores e empresas de tamanhos distintos. Somando-se a isso, Barros e Mendonça (1997) mostraram que o Brasil sofreu uma significativa flexibilidade salarial e, ao longo dos anos 1990, introduziu novos componentes de flexibilização das relações de trabalho, por meio de modalidades alternativas de contratos e terceirização, como evidenciaram Chahad (2002) e Cacciamali e Brito (2002).

Uma das características marcantes observadas nesse período foi o aumento das taxas de desemprego, cuja evolução desfavorável na década de 1990 foi ainda

agravada pela elevação simultânea da duração média dessas taxas devido às fortes alterações ocorridas na composição, passando a atingir os mais diversos segmentos da força de trabalho, e pela sua manutenção em patamares elevados. O problema do desemprego ganhou grande relevância recentemente e tem ocupado lugar de destaque no debate econômico nacional. Logo, busca-se, dessa forma, entender os reflexos dessas adversidades sobre a persistência do desemprego e como a flexibilidade ou não dos salários no Brasil torna-se importante para explicar esse fenômeno.

A contribuição deste artigo é estimar a curva de salário dinâmica, com base em Blanchflower e Oswald (1994) e Blanchard e Katz (1997), o que permite mostrar a relação entre o grau de flexibilidade dos salários e os impactos de choques de produtividade sobre o salário real e o desemprego de longo prazo. Neste sentido, obtêm-se elasticidades de longo prazo do desemprego sobre os salários elucidando o quão importante é a flexibilidade desses salários na redução da persistência do desemprego no longo prazo. Além disso, na tentativa de tornar mais clara a relação entre salários e desemprego, considerar-se-á essa relação segundo atributos individuais, como sexo, cor, idade e escolaridade. Por fim, o artigo procura ressaltar a importância de choques da produtividade para as mudanças na taxa de equilíbrio de longo prazo para o desemprego. Este enfoque específico (isto é, a relação entre choques na produtividade sobre o salário real e o desemprego de longo prazo) é uma contribuição em relação a outros trabalhos que trataram recentemente desse tema para o Brasil, como Silva, Monsueto e Porsse (2015) e Baltagi, Rokicki e Souza (2017).

O modelo empírico a seguir objetiva subsidiar a avaliação da hipótese sobre as características preponderantes na estrutura salarial nas regiões metropolitanas do Brasil. As técnicas econométricas para reduzir o problema da endogeneidade entre o salário e a taxa de desemprego serão incorporadas em conformidade ao modelo empírico proposto. Além disso, serão apresentadas sistematicamente as hipóteses subjacentes ao modelo da curva de salário dinâmica. O objetivo é mostrar a estreita relação que pode existir entre o grau de flexibilidade dos salários e os possíveis impactos sobre o salário real e o desemprego de longo prazo a partir de um choque de produtividade sobre a economia. Para este fim, o artigo está dividido em cinco seções, considerando esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma revisão da literatura sobre a curva de salário dinâmica. Na terceira e na quarta seções, são descritos a metodologia e os resultados obtidos e, na última, descrevem-se algumas considerações gerais sobre o trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Relações negativas entre níveis de desemprego e salários em termos locais podem ser observadas por meio de uma curva de salário (Blanchflower e Oswald, 1994). Segundo os autores, a curva sintetiza o fato de um indivíduo empregado em uma

área de alto desemprego ganhar menos que um indivíduo idêntico que trabalha em uma região com baixa escassez de emprego. A especificação para a curva de salário é feita de acordo com a equação (1).

$$w_{irt} = \alpha X_{irt} + \beta u_{rt} + d_r + f_t + e_{irt} \quad (1)$$

Em que w_{irt} é o logaritmo da taxa de salário por pessoa i observada no mercado de trabalho local r no período t ; u_{rt} é o logaritmo da taxa de desemprego no mercado de trabalho r no período t ; X_{irt} é um conjunto de variáveis que mensuram as características do indivíduo i (como sexo, idade, educação, experiência, entre outras); d_r e f_t são, respectivamente, interceptos não restritos para diferentes mercados e períodos de tempo; e e_{irt} , o termo de erro.

Pioneiros nessa linha de pesquisa, Blanchflower e Oswald (1994) estabelecem a existência de uma curva salarial em diferentes países, com uma elasticidade estimada dos salários em relação ao desemprego local em torno de $-0,1$. Todavia, para outros autores, como Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño (2005), a elasticidade dos salários em relação ao desemprego varia de país para país, ou seu valor é inferior ao padrão.

Card (1995) indica que a curva de salário deve ser tratada como uma nova possibilidade teórica, de contribuições relevantes para a economia, referenciando-se em modernos teoremas de competição imperfeita. Quando se confronta a curva de salário com a demanda por trabalho, obtém-se um quase-equilíbrio, caracterizado pela existência de desemprego involuntário e um nível de salários acima daquele obtido no equilíbrio de mercado. No entanto, a hipótese original da curva de Phillips sugere que o desemprego determina a taxa de mudança dos salários, ao passo que a especificação de Blanchflower e Oswald (1994) implica que o desemprego determina o nível de salários.

Em outras palavras, na curva de Phillips, o salário real é constante e os salários nominais tendem a se ajustar mediante diferenças entre a taxa de desemprego corrente e a taxa de desemprego natural. Por sua vez, a curva de salário prevê um salário real diferente entre as regiões e fortemente dependente da taxa de desemprego local. Nesse sentido, a curva de salário expressa uma relação negativa entre o nível de salários e a taxa de desemprego, ao passo que a curva de Phillips captura a relação negativa entre o crescimento dos salários (inflação salarial) e a taxa de desemprego. A relação agregada (anual) entre séries temporais do salário nominal e desemprego nos Estados Unidos é bem representada por uma curva de Phillips (Blanchard e Katz, 1997).

$$(w_t - w_{t-1}) = a_w + (p_{t-1} - p_{t-2}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que p e w são *logs* do nível de preços e salários, u é a taxa de desemprego, a_w é uma constante e ε_t é o termo de erro. Considera-se $(p_{t-1} - p_{t-2})$ uma *proxy* para a inflação corrente esperada. Sob a interpretação (2), torna-se:

$$(w_t - p_t^e) = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

A redução da taxa de desemprego conduz a um aumento esperado no salário real. Nesse sentido, os modelos de rigidez salarial apontam para um mercado de trabalho mais rígido, com um salário real mais alto que o salário reserva dos trabalhadores. Em outros termos, modelos de salário eficiência ou modelos de barganha sugerem uma pressuposição simplificadora sobre a forma funcional e os indicadores de rigidez do mercado de trabalho, como expressa a equação (4).

$$(w_t - p_t^e) = \mu b_t + (1 - \mu)y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que b representa o *log* do salário reserva e y o *log* da produtividade e parâmetro $\mu \in (0,1)$. O salário esperado depende tanto do salário reserva (o salário equivalente a estar desempregado) quanto do nível de produtividade.⁴

Como pode ser observado, o salário reserva e o nível de produtividade estão na equação (4), mas não em (3). Além disso, a curva de Phillips sistematiza uma relação entre a variação do salário real e o desemprego, ao passo que a equação (4) implica uma relação entre o nível do salário real (dado o salário real e a produtividade) e o desemprego.

Para Blanchard e Katz (1997), o salário reserva depende do valor do auxílio-desemprego. Em geral, institucionalmente, o auxílio-desemprego está associado aos salários prévios quando empregado,⁵ sugerindo que o salário reserva se moverá com defasagens, ou seja, ele depende da renda do não trabalho. Além disso, os autores indicam que seria razoável, ao menos com progresso tecnológico com variável do tipo Harrod-Neutra,⁶ que o crescimento da produtividade conduza a crescimentos proporcionais na renda do trabalho e não trabalho. Dessa forma, o salário reserva pode ser influenciado tanto pela produtividade quanto pelos

4. Em modelos de evasão, como Shapiro e Stiglitz (1984), a produtividade não afeta diretamente o salário tal que $\mu = 1$. Em modelos de barganha, como Mortensen e Pissarides (1994), propõe-se $\mu < 1$ desde que os salários dependam da produtividade.

5. No caso do Brasil, o cálculo possui como base a média salarial dos últimos três salários antes do mês de dispensa do trabalhador.

6. A variável tecnológica Harrod-Neutra, ou de tecnologia aumentadora de trabalho, considera que o progresso tecnológico ocorre quando uma unidade de trabalho se torna mais produtiva quando o nível de tecnologia é mais elevado.

salários defasados.⁷ Assim, a condição empiricamente razoável para que o progresso tecnológico não conduza a uma tendência persistente na taxa de desemprego é que o salário reserva seja homogêneo de grau 1 em termos do salário real e da produtividade de longo prazo. Em vez de trabalhar com uma relação generalizada de defasagens distributivas, assume-se uma simples relação entre o salário reserva e o nível de produtividade, dada por:

$$b_t = a + \lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)y_t \quad (5)$$

Em que $\lambda \in (0,1)$. Substituindo esta expressão na relação do salário real na equação (4), tem-se que:

$$(w_t - p_t^e) = \mu a + \mu \lambda (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \mu \lambda) y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

A comparação entre as equações (3) e (6) sugere que uma relação teórica de equivalência com a curva de Phillips ocorre, se e somente se, $\mu \lambda = 1$. Para tanto, é necessário que duas condições sejam simultaneamente satisfeitas: *i*) não há efeito direto da produtividade sobre o salário real, dado o salário reserva ($\mu = 1$); e *ii*) não existe efeito direto da produtividade sobre o salário reserva ($\lambda = 1$).⁸

Autores como Roberts (1997), Blanchard e Katz (1997; 1999) e Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño (2005) procuram reconciliar a curva de Phillips e a curva de salário, derivando uma curva de Phillips aumentada com o vetor de correção de erros para a produtividade do tipo Sargan (Sargan, 1964). Reescrevendo (6) com o termo de correção de erro do tipo Sargan, obtém-se:

$$(w_t - w_{t-1}) = \mu a + (p_t^e - p_{t-1}) - (1 - \mu \lambda)(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) + \dots \\ \dots (1 - \mu \lambda) \Delta y_t - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que y é o logaritmo do nível de produtividade e p , o nível de preços da economia. Se λ é positivo, esta equação implica um ajuste do salário real para um nível determinado pela produtividade e pela taxa de desemprego vigente, mesmo que haja defasagens. Cabe destacar que a equação salarial (7) é consistente com a representação da curva de Phillips padrão, equação (3), se e somente se, $\mu \cdot \lambda = 1$.

7. Para justificar a especificação dinâmica, Blanchard e Katz (1999) fornecem um raciocínio teórico para os salários defasados aparecerem na equação de regressão. Como o salário reserva não é diretamente observável, eles argumentam que ele é basicamente determinado por dois fatores: *i*) o subsídio de desemprego relacionado com lucros passados; e *ii*) a produtividade do trabalhador, entendida como a quantidade que o trabalhador poderia ganhar pela produção doméstica ou no mercado negro. Um exemplo de literatura sobre salários de aspiração é Akerlof e Yellen (1990).

8. Essas condições extremas são reproduzidas no modelo de salário eficiência de Shapiro e Stiglitz (1984). O salário reserva depende apenas do auxílio-desemprego, o qual é proporcional aos salários prévios.

Blanchard e Katz (1999) sugerem que o termo de correção, $(1 - \mu\lambda)$, é próximo a 0 para os Estados Unidos, enquanto em muitos países europeus este termo, em média, é próximo a 0,25, indicando que pelo menos um (se não ambos) dos componentes presentes em $\mu\lambda$ é menor que 1. Tal resultado decorre da participação ativa dos sindicatos europeus na negociação dos salários reais ($\mu < 1$) e da expressiva economia informal na Europa ($\lambda < 1$) (Abowd *et al.*, 2001).⁹

Nesse sentido, a derivação da curva de Phillips pela curva de salários se torna possível quando a produtividade do trabalho não influencia o processo de fixação de salários e a avaliação subjetiva do salário reserva. Cabe destacar que contribuições recentes, como de Gordon e Stock (1998), Whelan (1999), Staiger, Stock e Watson (2002),¹⁰ questionam tal suposição restritiva, com especificações nas quais a produtividade é explicitamente incluída desde o início.

As evidências empíricas mostram que a curva salarial apresenta diferentes elasticidades para diferentes grupos da população. Nesse sentido, na tentativa de mensurar o papel de atributos individuais, a equação (7) pode ser estimada separadamente para diferentes subgrupos populacionais considerando-se idade, sexo, raça e escolaridade. Espera-se obter diferentes elasticidades na curva de salário, corroborando, assim, estudos como os de Blanchflower e Oswald (1994) e Card (1995), que encontraram estimativas de diferentes elasticidades para subgrupos socioeconômicos distintos. Card (1995), por exemplo, verificou que a elasticidade do rendimento em relação ao desemprego é maior para os jovens, os não qualificados e os trabalhadores temporários e não sindicalizados. Berg e Contreras (2004) mostram que mulheres, trabalhadores não universitários e aqueles do setor público têm uma curva salarial com maior inclinação.

Entre os subgrupos, pode ser mais bem observável a hipótese de salário eficiência (Shapiro e Stiglitz, 1984; Akerlof e Yellen, 1990), a qual considera que os empregadores deliberadamente tomam a decisão de pagar salários acima daqueles determinados no equilíbrio de mercado. Tal decisão objetiva estimular a produtividade mais alta via aumento da taxa de esforço empreendida pelo trabalhador na produção, ou seja, a produtividade individual é função crescente do salário real.

9. Com respeito a μ , a maior influência das uniões sindicais no ajuste dos salários e regulamentos faz com que a rigidez contratual no mercado de trabalho na Europa exerça um papel mais importante no ajuste dos salários. As evidências de que há um efeito direto mais forte da produtividade da firma sobre os salários na França do que nos Estados Unidos foram obtidas por Abowd *et al.* (2001). Por meio de dados longitudinais de correspondências entre empregador e empregado (*matched employer-employee*), os autores observaram efeitos positivos da produtividade, intensidade de capital e lucratividade sobre os diferenciais salariais condicionais às características do trabalhador mais na França que nos Estados Unidos.

10. Bårdsen e Nymoen (2003) também derivam um modelo de correção de erros, que engloba a curva de salários e as especificações da curva de Phillips, para testar a hipótese de desemprego de equilíbrio para o caso norueguês. Os resultados obtidos, contudo, não são conclusivos, a curva de Phillips é rejeitada e a curva salarial não é suportada. Isto leva-os a afirmar que um quadro mais geral (incluindo uma equação modelando o desemprego) deve ser considerado.

Já o desemprego atua como um mecanismo que previne trabalhadores de “gazetear” quando os custos de monitoramento são muito altos para o empregador.

Em regiões com altas taxas de desemprego, os salários podem ser menores, porque os incentivos para gazetear são reduzidos pela menor probabilidade de obter um emprego, quando o indivíduo que gazeteia é detectado e despedido. Entretanto, em lugares onde o desemprego é mais baixo, os incentivos para gazetear são mais altos, dada a probabilidade mais alta de se obter um novo emprego. Atribuindo um índice regional, r , a equação (7) pode ser reescrita como:

$$\Delta w_{r,t} = a_r + \Delta p_t^e - \phi(w_{r,t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) - \beta u_{r,t} + \varepsilon_{r,t} \quad (8)$$

Em que ϕ é uma estimativa para $(1 - \mu\lambda)$.

A equação (8) pode ser estimada com dados em painel substituindo todos os termos que não variam no tempo, mas são comuns em todos os mercados, por efeitos fixos do tempo. O modelo econométrico consiste em estimar a mudança no logaritmo nominal dos salários em cada índice r sobre o \log do salário nominal defasado e a taxa de desemprego no mercado; além de *dummies* de tempo e regiões. Assume-se que a expectativa de inflação e as variáveis de produtividade relevantes para fixação salarial sejam independentes das regiões e podem ser capturadas pelas *dummies* de tempo. Substituindo $\Delta w_{r,t} = w_{r,t} - w_{r,t-1}$, a equação (8) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$w_{r,t} = a_r + \phi w_{r,t-1} - \beta u_{r,t} + d_t + \varepsilon_{r,t} \quad (9)$$

Em que o coeficiente autorregressivo captura a dinâmica do modelo. A equação (9) expressa, assim, uma combinação entre a curva de Phillips e a curva de salário, uma vez que os dois casos extremos podem ser alcançados, ou o valor pode não ser alterado, conforme as condições a seguir.

- Se o coeficiente ϕ for igual a 1, isto é, $\mu\lambda = 0$, as pressuposições da curva de salário sobrepujariam as hipóteses da expressão agregada da curva de Phillips, que deve ser reajustada com o vetor de correção de erro para a produtividade.
- Se o coeficiente ϕ é igual a 0, isto é, $\mu\lambda = 1$, retornar-se-ia para a tradicional, a curva de Phillips, e a curva de salário não acrescentaria nenhuma informação relevante.
- O caso intermediário $0 < \phi < 1$, e conseqüentemente $0 < \mu\lambda < 1$, representa a curva de salário dinâmica, em que o impacto de mudanças regionais passadas do desemprego tem efeitos superiores a um período.

De acordo com Blanchard e Katz (1997; 1999), o valor $0 < \phi < 1$ é consistente com as formulações teóricas de competição imperfeita no mercado de trabalho, em que a produtividade da economia tem influência sobre a determinação dos salários. Mais especificamente, a estimativa de $\mu\lambda$ fornece elementos sobre a natureza do salário reserva e sobre a dependência dos salários correntes com relação aos defasados. Além disso, fornece um guia empírico para modeladores de política econômica ao avaliar o efeito de choques sobre a inflação de preços e sobre o *trade-off* inflação-desemprego. Se o desemprego está relacionado a variações salariais (curva de Phillips), choques sobre a oferta afetariam temporariamente a inflação de preços. Por sua vez, quando associados a níveis salariais, os choques continuariam a afetar as barganhas salariais e a inflação de preços nos períodos posteriores.

Com a estimativa do parâmetro ϕ , a hipótese de uma curva de Phillips pode ser testada de maneira direta. Se o valor não for significativamente diferente de 1, a hipótese nula não pode ser rejeitada, ao passo que, se o valor é próximo a 0, então se aceita a hipótese alternativa de uma curva de salário. Blanchflower e Oswald (1994) verificam que, para Estados Unidos e Reino Unido, a estimativa de ϕ não é significante. Isso sugere que os salários se ajustam rapidamente à taxa de desemprego, questionando a validade da curva de Phillips. Contudo, essa conclusão contraria as evidências de estudos com dados macroeconômicos agregados, para o caso dos Estados Unidos, sempre favoráveis à curva de Phillips (King e Watson, 1994; Roberts, 1995). Por sua vez, Blanchard e Katz (1997) obtêm uma estimativa para os Estados Unidos em torno de 0,9. Como consequência dessas evidências, houve um crescimento expressivo na literatura com o objetivo de se aprofundar nas análises sobre a persistência salarial (Montuenga-Gómez e Ramos-Parreño, 2005).

Não obstante, se μ e λ são iguais ou menores que 1, também há implicações para a determinação da taxa natural de desemprego. Segundo Blanchard e Katz (1999), tomando-se a seguinte identidade:

$$w_t - p_t = y_t - x_t \quad (10)$$

Em que x representa qualquer fator que diminua os salários que as firmas podem pagar (consistente com o lucro zero para mercados de competição perfeita ou um equilíbrio *mark-up* para mercados não competitivos) condicionado ao nível da tecnologia.

Combinando as equações (7) e (10) e desconsiderando erros de expectativas, isto é, substituindo p_t^e por p_t , obtêm-se a taxa de desemprego de equilíbrio (u_t^*).

$$u_t^* = \frac{1}{\beta} (\mu\alpha - \mu\lambda\Delta y_t + \Delta x_t + (1 - \mu\lambda)x_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (11)$$

Se for assumido que tanto x quanto y são constantes no tempo, e ε é igual a 0, obtém-se a equação reduzida para a taxa de desemprego de equilíbrio:

$$u^* = \frac{1}{\beta}(\mu\alpha + (1 - \mu\lambda)x) \quad (12)$$

Assim, para que x tenha um efeito permanente sobre a taxa natural de desemprego, $\mu\lambda$ deve ser menor que 1. Se $\mu\lambda$ é igual a 1, o tamanho de x não tem efeito sobre a taxa natural. Se $\mu\lambda$ é menor que 1, para um nível mais alto de x , mais alta é a taxa natural de desemprego. Se $\mu\lambda$ é de fato igual a 1 nos Estados Unidos, mas é menor que 1 na Europa, isto implica que fatores tais como o nível do preço da energia, a taxa de juros ou os impostos sobre a folha de pagamento não têm efeito sobre a taxa natural de desemprego nos Estados Unidos, mas terá efeito sobre a taxa natural na Europa.

A possibilidade de deslocamentos da taxa de desemprego natural na presença de choques de demanda e/ou oferta foi abordada em Blanchard e Summers (1986). Esse processo, denominado histerese do desemprego, implica que o desemprego de equilíbrio não é independente da taxa de desemprego corrente, dependendo, ao contrário, do histórico dele, de forma que um longo período de alto desemprego provoca seu aumento. Ball e Mankiw (2002) também mostram que variações na NAIRU podem estar correlacionadas com flutuações na produtividade. Particularmente, na década de 1970, nos Estados Unidos, a NAIRU aumentou quando o crescimento da produtividade reduziu.

A histerese do desemprego é uma hipótese alternativa à primeira geração de trabalhos que relacionam taxa de desemprego e inflação: na versão tradicional da curva de Phillips, pressupõe-se que os mercados de trabalho estão em competição perfeita, com salários e preços flexíveis. Nesse âmbito, uma plena flexibilidade salarial implica uma taxa de desemprego de equilíbrio constante no longo prazo. E, após choque significativo, a economia convergirá novamente para a mesma taxa de desemprego de equilíbrio anterior. Os argumentos de histerese relaxam a hipótese de competição perfeita e a persistência do desemprego se torna função de persistências salariais. A validade da histerese depende, assim, da suposição de modelos de concorrência imperfeita no mercado de trabalho, como os modelos de salário eficiência e incluído-excluído (*insiders-outsiders*), que têm como resultado a rigidez dos salários nominais (Lindbeck e Snower, 1987; 1989; Blanchard e Summers, 1988; Ball, 1996).

Em modelos de barganha salarial (Diamond, 1982; Lindbeck e Snower, 1989; Pissarides, 1990), a existência de fricções (custos de contratação e dispensa) no mercado de trabalho é fonte de negociação dos agentes, conduzindo a uma partilha da renda gerada entre empregadores e empregados. Nas regiões com alta

taxa de desemprego, o poder de barganha dos trabalhadores *insiders* é restrito porque existem poucas oportunidades de obter um emprego, resultando, assim, em menores negociações salariais. Do ponto de vista alternativo, essa teoria se estende ao fato de que os sindicatos não cuidam somente dos salários dos seus membros, mas, também, reduzem o número de pessoas desempregadas a serem contratadas, que poderiam também conduzir a menores salários. Uma relação negativa entre salários e taxa de desemprego em uma região de alto de desemprego é estabelecida sob ambas as interpretações. O processo coletivo de barganha salarial deve ser considerado a principal causa do deslocamento da taxa de desemprego, dado que a presença de *insiders* evita qualquer tipo de ajustamento instantâneo do salário e introduz, portanto, um substancial grau de persistência salarial.

Por sua vez, Pissarides (1992) assume que há uma deterioração das habilidades dos trabalhadores com a duração do desemprego, de forma que, enquanto os trabalhadores são “contratáveis”, a firma prefere aqueles que estão desempregados por um tempo menor. Por meio de um modelo de busca por emprego, o autor mostra que longas durações no desemprego desencorajam a abertura de novos empregos pelas firmas, dada a menor qualidade da disponibilidade de desempregados. A ocorrência de um choque negativo no emprego em um dado período reduz a contratação, prolongando, assim, a duração do desemprego, levando à perda de algumas qualificações dos trabalhadores desempregados. Por consequência, estes se tornam menos atrativos para as firmas, contribuindo para reduzir a oferta de postos de trabalho no próximo período, o que amplia a duração do desemprego. Nesse sentido, as firmas contratam aqueles trabalhadores desempregados com menor duração no desemprego, dado que, quanto mais tempo o trabalhador permanece desempregado, maior será a perda de habilidades desenvolvidas por treinamentos no processo de trabalho ou mesmo em cursos técnicos e profissionalizantes.

Em termos de recentes artigos que se dispõem a avaliar a curva de salário, observaram-se avanços sobre o tema direcionados aos aspectos metodológicos do coeficiente estimado da elasticidade do salário defasado e do desemprego sobre os salários. Em Baltagi, Blien e Wolf (2009; 2012), por exemplo, os autores propõem uma metodologia de painel em dois estágios, incluindo um termo dinâmico dos salários $w_{(t-1)}$, para avaliar o efeito curva de salário na região oeste da Alemanha para o período 1980-2004, abrangendo 326 unidades. A partir da proposta de Bell, Nickell e Quintini (2002), os autores realizaram um procedimento em dois estágios. No primeiro, regrediram-se os salários sobre os atributos individuais mais uma variável *dummy* sobre cada região. A variável *dummy* no segundo estágio foi utilizada como uma variável de renda livre dos efeitos dos atributos individuais. Os autores registram o efeito autorregressivo em torno de 0,5; além disso, os efeitos da elasticidade do desemprego sobre os salários foram relativamente pequenos, mas significativos, em torno de -0,02 e -0,04.

Os autores também verificaram a sensibilidade dessa elasticidade para diferentes grupos populacionais (jovens *versus* idosos, homens *versus* mulheres, menos instruídos *versus* altamente qualificados, alemães nativos *versus* estrangeiros), sendo o efeito do coeficiente do desemprego sobre o salário mais forte quanto mais fraco o poder de barganha do grupo em particular.

Para o Brasil, Silva, Monsueto e Porsse (2015) avaliaram a curva de salário com o enfoque na flexibilidade salarial do mercado de trabalho brasileiro usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) no período 2002-2009. O trabalho dos autores avaliou os resultados obtidos por Garcia (2002), o qual encontrou um grau de flexibilidade salarial menor para trabalhadores mais qualificados, ao utilizar a taxa de desemprego geral para quatro grupos, divididos em diferentes níveis de escolaridade (ensinos básico, fundamental, médio e superior). Barros e Mendonça (1997), por sua vez, encontraram uma tendência de menor flexibilidade para os trabalhadores que recebem maiores salários.

Silva, Monsueto e Porsse (2015) indicam que o procedimento em dois estágios para a estimativa da curva de salário possui potencialmente o problema de vies de seleção amostral no primeiro estágio. Segundo os autores, esse vies está associado ao fato de que seria vantajoso trabalhar se o salário potencial recebido fosse maior que o salário reserva. Uma vez que o salário reserva não é captado pelo questionário da PNAD, a omissão desta variável pode tornar as estimativas da equação de salários viesadas. Os autores utilizaram a correção de Heckman (1979), pela qual foi estimada uma equação de participação para obter a probabilidade de o indivíduo trabalhar com base nas variáveis de escolaridade em anos de estudo, escolaridade ao quadrado, experiência, experiência ao quadrado, chefe de família e presença de filhos. Os autores observaram que o coeficiente do logaritmo da taxa de desemprego variou em torno de -0,03 a -0,04.

Este coeficiente da curva de salário para o Brasil indica um grau de flexibilidade menor em relação aos estudos para as décadas de 1980 e 1990, conforme mostra Garcia (2002). Além disso, no segmento que reúne as ocupações com os mais altos níveis educacionais e salariais, os coeficientes de flexibilidade são maiores em comparação aos outros segmentos. Tal resultado foi de encontro ao obtido por Barros e Mendonça (1997), de que trabalhadores com maiores salários são mais flexíveis. Contudo, essa relação não parece ser unidirecional ou linear, uma vez que o segmento médio-baixo, com baixo nível educacional e salarial, apresentou níveis de flexibilidade superiores em relação aos níveis encontrados para o Brasil como um todo.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo empírico

De acordo com as hipóteses estabelecidas no modelo empírico, o modelo econométrico deve estimar consistentemente os coeficientes relativos à equação (9). No entanto, indivíduos no mesmo mercado de trabalho podem partilhar alguns componentes da variância que não estão inteiramente atribuídos em cada uma de suas características medidas (X_{irt}) ou na taxa de desemprego local. Nesse caso, o componente de erro e_{irt} , como especificado na equação (1), seria positivamente correlacionado entre os indivíduos do mesmo mercado local, e as estimativas convencionais viesariam o efeito do desemprego significativamente para baixo, tornando o modelo inconsistente (Moulton, 1990). Para evitar estes problemas, Blanchflower e Oswald (1994) e Baltagi, Blien e Wolf (2000) sugerem uma simples agregação tomando as médias a partir dos atributos de todos os indivíduos no mercado r no período t como variáveis a serem utilizadas nas estimativas – esse procedimento é denotado por células médias.

De acordo com Cameron e Trivedi (2005), o uso de células médias pode ocasionar problemas de erros de medidas nas variáveis, o que acarreta viés de atenuação nas estimativas. Esse mesmo problema foi apontado em Card (1995), ao criticar a metodologia de células médias adotada por Blanchflower e Oswald (1994) e mostrar diferenças substanciais nas estimativas entre células médias e microdados. Além disso, Card (1995) sugere a necessidade de controlar o efeito da posição do mercado de trabalho dos indivíduos utilizados na amostra, uma vez que a ausência desse controle ocasiona correlações arbitrárias entre o efeito específico do mercado de trabalho com os componentes permanentes dos salários e os componentes específicos do desemprego. A partir desse controle, a estimativa usa somente os desvios dos salários e o desemprego dos valores médios para estimar a curva de salários.

Além do erro de medida nas variáveis, um outro problema que ocorre frequentemente na estimação de modelos dinâmicos com dados em painel é a perda da consistência dos estimadores convencionais quando $N \rightarrow \infty$. O estimador de efeitos fixos torna-se inconsistente, com T fixo, porque a transformação dentro origina uma correlação de ordem $1/T$ entre a variável dependente defasada e o termo de perturbação. Adicionalmente, a heterogeneidade específica de cada região torna a variável dependente defasada no painel, tanto nas especificações de efeitos fixos como de efeitos aleatórios, correlacionada com o termo de erro composto. O procedimento padrão utilizado para estimar um painel dinâmico, especificamente de curtos períodos e amplo número de seções cruzadas, como aqui é proposto, baseia-se em Arellano e Bond (1991). O algoritmo consiste em transformar o modelo em primeiras diferenças (removendo os efeitos individuais) e, em seguida,

induzir um processo de média móvel de primeira-ordem ($MA(1)$) nos termos de erros idiossincráticos. Os coeficientes são estimados pelo método generalizado dos momentos (*generalized method of moments* – GMM) e o problema da endogeneidade é tratado com técnicas de variáveis instrumentais que incluem recursivamente todos os valores passados das variáveis endógenas do modelo. Dado o resultado de equilíbrio obtido na equação (9), em que o grau de flexibilidade salarial determina a taxa de desemprego de equilíbrio, pode-se concluir que as estimativas devem ser implementadas considerando a variável taxa de desemprego como variável endógena. Portanto, a equação a ser estimada é dada por:

$$\Delta w_{r,t} = \phi \Delta w_{r,t-1} + \beta \Delta u_{r,t} + \Delta d_{0t} + \Delta \varepsilon_{r,t} \quad (13)$$

Em que Δ é o símbolo de primeira diferença (por exemplo, $\Delta w_{r,t} = w_{r,t} - w_{r,t-1}$), o coeficiente do salário defasado fornece $\phi = 1 - \lambda$; e espera-se que o coeficiente da variável desemprego seja negativo ($\beta < 0$). As condições de ortogonalidade desejadas no GMM são dadas por:

$$E[\Delta w_{r,t-s} \Delta \varepsilon_{r,t-s}] = E[\Delta u_{r,t-s} \Delta \varepsilon_{r,t-s}] = 0 \text{ em que } s < (t-1) \quad (14)$$

E $s \geq 2$. No caso em que $\varepsilon_{r,t-s}$ é um $MA(1)$, pressupõe-se ausência de autocorrelação entre variáveis dependentes e independentes com a primeira diferença do distúrbio idiossincrático.

O método utiliza procedimentos para determinar de forma consistente e eficiente os parâmetros das variáveis dependentes do modelo. Para tanto, de acordo com Arellano e Bover (1995), o valor passado das variáveis endógenas, em nível e em diferenças, pode também ser utilizado como instrumento. Nesse caso, pressupõe-se adicionalmente a não autocorrelação serial de segunda ordem no termo de erro. Via de regra, supõe-se que as variáveis dependentes são correlacionadas com o termo de erro, $E[X_{i,t}, \varepsilon_{i,t}] \neq 0$, em que X são as variáveis independentes da equação (14). Contudo, $E[X_{i,s}, \varepsilon_{i,t}] = 0$, desde que $s \neq t$.

A estimação é realizada em dois passos. No primeiro, assume-se que ε_{it} seja independente e homocedástico tanto entre as unidades r quanto entre os períodos t ; no segundo, as hipóteses de homocedasticidade e independência são relaxadas de modo que os resíduos obtidos são usados para construir uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância.

A consistência do estimador GMM depende dos valores defasados de as variáveis explicativas comportarem-se como instrumentos válidos na regressão a ser estimada. Para tanto, Arellano e Bond (1991) sugerem que a especificação do modelo seja examinada por meio de um teste de autocorrelação de segunda ordem

nos resíduos, com distribuição normal padronizada (Z), e um teste de validade das restrições de sobreidentificação (validade da exclusão dos instrumentos) fornecida pelo teste de Sargan. As hipóteses nulas de ambos os testes são de que os instrumentos utilizados são válidos.¹¹ Além disso, o desvio-padrão do segundo passo do GMM é viesado (Arellano e Bond, 1991). Utiliza-se, assim, a correção de Windmeijer (2005) para o cálculo dos desvios-padrão dos coeficientes estimados.

A estatística do teste de sobreidentificação de Sargan, que capta os desvios das restrições de momento em excesso, tem distribuição assintótica. Essa restrição é testada utilizando critérios da função GMM, com formulação baseada sobre o recálculo dos resíduos após a estimação da equação (14).

$$q = \left(\sum_{i=1}^n \hat{u}_i' Z_i \right) W \left(\sum_{i=1}^n Z_i' \hat{u}_i \right) \quad (15)$$

Em que q tem uma distribuição assintoticamente X^2 com graus de liberdade (Df) igual ao número de instrumentos subtraído do número de parâmetros estimados.

Uma limitação potencial da metodologia utilizada neste trabalho pode ser decorrente de um possível viés de seleção amostral em função da escolha metodológica utilizada no primeiro estágio. Conforme ressaltado na revisão de literatura, Silva, Monsueto e Porsse (2015) fizeram uso da correção de Heckman. A partir dos coeficientes obtidos pela equação de participação do modelo *probit*, os autores calcularam uma variável *lambda* chamada “razão inversa de Mills”, a qual descreve a probabilidade de o indivíduo estar ocupado. Em seguida, essa variável foi adicionada no primeiro passo da equação de salários do modelo painel em dois passos, corrigindo possíveis efeitos do viés de seleção.

Este trabalho seguiu uma proposta diferente a partir de Bell, Nickell e Quintini (2002) e Baltagi, Blien e Wolf (2009), pela qual a regressão no primeiro estágio não considera a “razão inversa de Mills”. A relação entre a taxa de salário e a taxa de desemprego, potencialmente endógena em razão da possível simultaneidade entre a taxa de desemprego e salário, é aqui tratada nas estimativas pelo uso da metodologia Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995), em razão da endogeneidade presente em estimativas dinâmicas com dados em painel. Em outras palavras, ao não utilizar a “razão inversa de Mills”, aceita-se a existência de potenciais focos de endogeneidade nos dados utilizados, além do viés de seleção amostral, a própria simultaneidade entre o salário e o desemprego. Se o viés de seleção amostral estiver presente na variável de salários e não estiver correlacionado com a taxa de desemprego, ele não se faz presente. Caso, em contrapartida, o viés

11. Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) mostram que o estimador GMM derivado de distribuições em grandes amostras em N , mas com T finito, não possui os vieses causados pela presença da raiz unitária.

de seleção amostral estiver correlacionado com a variável de desemprego, haverá um viés de simultaneidade que será tratado por meio da metodologia de Arellano e Bond (1991) e Arellano e Bover (1995).

3.2 Fonte de dados e variáveis selecionadas

A fonte de dados empregada neste trabalho é a PNAD/IBGE. As regiões metropolitanas e os municípios autorrepresentativos da PNAD são aqueles que têm probabilidade igual a 1 de estarem na amostra, no entanto, a representatividade estatística garantida pelo IBGE está restrita apenas para as regiões metropolitanas. Os municípios considerados não autorrepresentativos são aqueles que incorrem na probabilidade de estarem na PNAD e não têm representatividade estatística garantida. Por esse motivo, optou-se pela exclusão dos municípios autorrepresentativos e não autorrepresentativos, dada a não confiabilidade estatística dessas unidades de análise.

Neste contexto, o banco de dados foi construído sobre taxas médias de desemprego de seis regiões metropolitanas do Brasil: São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Salvador, Recife e Porto Alegre, o que permite manter vínculos comparativos com os resultados encontrados por trabalhos que mensuram a flexibilidade salarial no Brasil.

O cômputo da variável salário real teve como ano-base 2014 e foi realizado sobre a amostra dos trabalhadores com carteira assinada. Seguindo a proposta de Card (1995) e Bell, Nickell e Quintini (2002), a construção do pseudopainel seguiu dois passos. No primeiro, por meio de regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO), controlou-se o efeito de doze agrupamentos de atividade em níveis *cross sections* e, em sequência, os atributos individuais foram divididos em dez subgrupos: *i*) sexo: homens e mulheres; *ii*) raça: brancos e não brancos (negros e pardos); *iii*) idade: 18 a 34 anos, 35 a 49 anos e indivíduos entre 50 e 64 anos de idade; e *iv*) escolaridade: zero a quatro anos de estudo (baixa escolarização), cinco a oito anos de estudo (média escolarização) e nove anos ou mais de estudo (alta escolarização). Formou-se, por fim, um pseudopainel de 216 *cross sections* entre 2001 e 2015.

Para o cômputo do desemprego, foram considerados todos os indivíduos da amostra que estavam desocupados na data da pesquisa e que procuraram emprego na semana, no mês ou no ano de referência. Para a taxa média de salário-hora, foram desconsiderados funcionários públicos estatutários, militares e empregadores, dado que o mecanismo de dinâmica salarial destes não está sujeito às forças do mercado de trabalho, como prevê o arcabouço teórico utilizado neste trabalho.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A tabela 1 descreve as estatísticas de média e de desvio-padrão das variáveis salário-hora e taxa de desemprego. Por meio da decomposição da variância,

observa-se que o desvio-padrão durante os anos (*between*) superou o desvio-padrão dentro das seções cruzadas (*within*), mostrando, assim, que as flutuações do salário-hora e da taxa de desemprego, ocorridas ao longo do período, foram mais relevantes que as diferenças regionais. As estatísticas descritivas delimitam características marcantes no mercado de trabalho brasileiro.

TABELA 1

Estatísticas descritivas, média e desvio-padrão da taxa de salário e desemprego: dados anuais (2001-2015)

Variáveis		Média	Desvio-padrão	Variáveis		Média	Desvio-padrão
Banco completo				Branco			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,654	0,454	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,749	0,504
	Entre		0,375		Entre		0,425
	Dentro		0,257		Dentro		0,268
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,108	0,736	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,035	0,751
	Entre		0,570		Entre		0,605
	Dentro		0,467		Dentro		0,481
Homens				Alta escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,774	0,448	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	2,067	0,369
	Entre		0,373		Entre		0,340
	Dentro		0,244		Dentro		0,137
Desemprego (<i>u</i>)	Global	1,910	0,688	Desemprego (<i>u</i>)	Global	1,974	0,721
	Entre		0,469		Entre		0,638
	Dentro		0,503		Dentro		0,372
Mulheres				Média escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,534	0,428	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,504	0,320
	Entre		0,338		Entre		0,283
	Dentro		0,269		Dentro		0,182
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,308	0,730	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,163	0,753
	Entre		0,639		Entre		0,679
	Dentro		0,425		Dentro		0,456
Não brancos				Baixa escolarização			
Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,560	0,377	Salário-hora (<i>w</i>)	Global	1,391	0,345
	Entre		0,299		Entre		0,302
	Dentro		0,231		Dentro		0,235
Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,183	0,714	Desemprego (<i>u</i>)	Global	2,191	0,716
	Entre		0,610		Entre		0,627
	Dentro		0,449		Dentro		0,488

Fonte: PNAD.
Elaboração dos autores.

Em relação ao banco com todas as variáveis (banco completo), em média, indivíduos brancos, homens e com alta escolarização (mais de nove anos de estudo) possuem taxas de salários mais altas e convivem, em média, com menores taxas de desemprego. Por sua vez, indivíduos mulheres, não brancos e com baixa escolarização (zero a quatro anos de estudo) estão em situação oposta.

As estimativas para as equações de dinâmicas salariais das regiões metropolitanas brasileiras entre 2001 e 2015 são apresentadas nas tabelas 2 e 3. Foram estimados dezesseis modelos na tentativa de captar alterações no desemprego de equilíbrio de acordo com grupos socioeconômicos distintos. Os testes de Sargan e de autocorrelação de segunda ordem revelam boas adequações aos modelos considerados. Os sinais dos coeficientes estão de acordo com a teoria apresentada, quando estatisticamente significativos, na maior parte dos resultados. Na tabela 2, os modelos (1) e (2) apresentam, respectivamente, a estimativa do painel dinâmico do GMM do primeiro e segundo passos com o banco de dados completo. Inicialmente, a estimativa foi realizada a partir da segunda defasagem nos instrumentos em primeira diferença, e na primeira defasagem nos instrumentos em nível. No entanto, o teste de Sargan rejeitou a hipótese de validade dos instrumentos utilizados. Tal resultado pode indicar que os resíduos sigam um processo $MA(1)$, o que sugere que há necessidade de aumentar, em uma defasagem, os instrumentos utilizados. Após esse procedimento, os testes de autocorrelação de segunda ordem e de Sargan não rejeitam a validade dos instrumentos, conforme os resultados apresentados no modelo (2).

Como pode ser observado nos modelos (1) e (2), os coeficientes estimados em ambos os passos possuem resultados análogos, o que sugere robustez na estimativa realizada, além de significativos. Observa-se que um choque de 1% na taxa de desemprego ($u_{r,t}$) esteve associado a uma queda de aproximadamente 0,06% na taxa de salário real. Outros trabalhos realizados para o Brasil encontraram valores próximos.

Silva, Monsueto e Porsse (2015), ao estimar uma curva de salário dinâmica para os estados brasileiros, no período de 2002 a 2009, a partir do método de Arellano e Bond (1991), encontrou o valor de -0,047 para a elasticidade salário-desemprego; enquanto Baltagi, Rokicki e Souza (2017), ao estimarem uma curva de salário para o Brasil, a partir da proposta de Blanchflower e Oswald (1994), também no período de 2002 a 2009, estimaram o parâmetro em -0,08.¹² Em termos da estimativa do parâmetro autorregressivo ($w_{r,t-1}$), os resultados indicam um valor entre 0,17 e 0,19. Tal resultado é consistente com a hipótese de uma curva de salário dinâmica, em que o efeito de mudanças na taxa do desemprego possui efeitos superiores a um período.

12. A melhor constatação de que o problema de endogeneidade foi contornado é verificar que os dados obtidos neste trabalho se assemelham aos resultados obtidos para a elasticidade salário-desemprego por Silva, Monsueto e Porsse (2015) e Baltagi, Rokicki e Souza (2017), que estimaram a curva de salário para o Brasil.

TABELA 2
Regiões metropolitanas do Brasil: equações de dinâmicas salariais, dados anuais (2001-2015)

Modelos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salário-hora ($w_{t,t-1}$)	0,174*** (0,052)	0,189** (0,080)	0,063 (0,055)	0,001 (0,062)	0,037 (0,031)	0,091 (0,065)
Taxa de desemprego ($u_{t,t}$)	-0,060*** (0,020)	-0,054* (0,031)	-0,023 (0,023)	-0,017 (0,020)	-0,002 (0,017)	-0,044** (0,021)
Constante	-0,195** (0,079)	-0,067 (0,060)	-0,275*** (0,072)	-0,094 (0,085)	-18,500*** (6,916)	-0,133* (0,071)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{t,t-1}$) e ($u_{t,t}$)						
χ^2	20,99	11,11	1,96	0,06	1,42	6,47
p-valor	0,00	0,00	0,37	0,97	0,49	0,04
Teste de Sargan						
χ^2	-	135,65	98,36	98,65	0,85	91,49
p-valor	-	0,11	0,89	0,88	0,39	0,96
Teste de autocorrelação						
Z	-	-1,51	-1,97	-2,11	0,85	-1,52
p-valor	-	0,12	0,04	0,03	0,39	0,12
Modelos	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Salário-hora ($w_{t,t-1}$)	-0,029 (0,035)	0,323*** (0,072)	-0,082 (0,073)	-0,077** (0,037)	-0,104*** (0,038)	0,216*** (0,043)
Taxa de desemprego ($u_{t,t}$)	-0,008 (0,015)	-0,035* (0,021)	-0,005 (0,023)	0,006 (0,022)	0,000 (0,022)	-0,094*** (0,019)
Constante	-20,114** (10,051)	0,094** (0,046)	-0,066 (0,059)	-31,721 (25,236)	7,440 (10,150)	35,833*** (5,191)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{t,t-1}$) e ($u_{t,t}$)						
χ^2	1,06	21,01	1,35	4,45	7,70	44,18
p-valor	0,58	0,00	0,50	0,10	0,02	0,00
Teste de Sargan						
χ^2	64,68	66,38	54,20	57,35	59,79	61,78
p-valor	1	1	1	1	1	1
Teste de autocorrelação						
Z	-0,55	0,65	-2,13	-0,22	-0,98	0,90
p-valor	0,57	0,51	0,03	0,82	0,32	0,36

Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Coeficientes significantes a 1% (*), 5% (**) e 10% (***) e erros-padrão entre parênteses.

2. Todos os modelos incluem variáveis *dummies* de tempo.

3. Variáveis incluídas: (1) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 1, instrumentos a partir da terceira defasagem; (2) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 2, instrumentos a partir da terceira defasagem; (3) apenas homens, instrumentos a partir da terceira defasagem; (4) apenas mulheres, instrumentos a partir da terceira defasagem; (5) apenas não brancos; (6) apenas brancos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (7) indivíduos com idade entre 18 e 34 anos; (8) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos; (9) indivíduos com idade entre 50 e 64 anos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (10) indivíduos com zero a quatro anos de estudo; (11) indivíduos com cinco a oito anos de estudo; e (12) indivíduos com nove anos ou mais de estudo.

Bell, Nickell e Quintini (2002), para o período de 1976 a 1997, estimaram o valor do coeficiente autorregressivo em 0,54 e -0,05 para a variável desemprego para o Reino Unido, e, para a mesma região, Barth *et al.* (2002) estimaram para o período de 1991 a 1997 o valor 0 para o coeficiente autorregressivo, enquanto a elasticidade salário-desemprego foi de -0,1. Para os Estados Unidos, entre 1983 e 2000, Barth *et al.* (2002) obtiveram o valor de 0,72 para o salário defasado e de -0,12 na variável desemprego. Baltagi, Blien e Wolf (2012), ao estimarem uma curva de salário dinâmica para a Alemanha, no período de 1980 a 2004, encontraram o coeficiente autorregressivo em torno de 0,55, enquanto o coeficiente do desemprego foi de aproximadamente -0,01. Albæk *et al.* (2000), para a Escandinávia, no período 1980-1991, obtêm o parâmetro de 0,52 para o salário defasado e de -0,001 para a variável desemprego.

As estimativas dos parâmetros da curva de salário dinâmica, em geral, indicam um coeficiente autoregressivo dos Estados Unidos próximo de 1, isto é, λ mais próximo de 0. Por sua vez, os países europeus têm λ mais próximo de 1. As estimativas do parâmetro β em valor absoluto tendem ser maiores nos Estados Unidos, o que também suporta a conclusão de que os países europeus têm menos flexibilidade salarial.

No entanto, diferentemente do que foi discutido nas evidências comparativas apresentadas por Blanchard e Katz (1999), aparentemente um coeficiente também importante para se avaliar o grau de flexibilização salarial é a estimativa do parâmetro β , e não apenas o parâmetro ϕ . Conforme indicam as evidências empíricas observadas, a combinação de um baixo valor β , associado a um valor na estimativa no parâmetro ϕ significativamente diferente de 0, porém longe de ser igual a 1, parece também caracterizar a situação de rigidez salarial europeia na Alemanha e na Escandinávia, por exemplo. Os resultados observados sugerem que os salários são pouco flexíveis no curto prazo, uma vez que o parâmetro β é economicamente insignificante; no entanto, o ajuste tende a acontecer no longo prazo. No caso do Reino Unido, o ajuste de curto prazo é mais acentuado, enquanto o ajuste de longo prazo é mais lento, ou inexistente.

Com base nesse *benchmark*, é possível afirmar que os resultados encontrados para o Brasil são consistentes com uma flexibilidade salarial de curto prazo restrita. Um choque médio nos salários, dado um aumento de 1% no desemprego, é próximo ao observado no Reino Unido. Além disso, foi estimado um coeficiente autorregressivo em torno de 0,2, logo, o parâmetro $\mu\lambda$ situa-se em torno de 0,8. Isso sugere que, após um choque inicial, o ajuste de longo prazo é relativamente lento, o que pode influenciar a taxa de desemprego de equilíbrio da economia brasileira. Aparentemente, a dinâmica do mercado de trabalho brasileiro se assemelha às evidências empíricas observadas para o Reino Unido.

Tal combinação, conforme discutido nas equações (11) e (12), pode estar associada ao fenômeno do deslocamento da taxa natural de desemprego da economia, denominado por Blanchard e Summers (1986) como histerese do desemprego. Gomes e Silva (2006) detectam a histerese no desemprego, indicando, assim, alto grau de persistência do desemprego no Brasil metropolitano (São Paulo, Belo Horizonte, Salvador, Porto Alegre e Recife), com exceção apenas do Rio de Janeiro.

Por sua vez, Portugal e Madalozzo (1998) e Lima (2003) verificaram que a taxa de desemprego natural sofreu deslocamentos ao longo do tempo. Os resultados mostraram que, após 1996, a taxa de desemprego corrente da economia brasileira foi aproximadamente igual à taxa de desemprego de equilíbrio, o que, *per se*, poderia ser um indício da presença da histerese nas flutuações da taxa de desemprego. Oliveira, Portugal e Abrita (2016), ao estimar uma NAIRU para a economia brasileira no período 2000-2013, observam mudanças estruturais na taxa de desemprego, condizentes com choques de produtividade.

Considerando a análise por sexo, os modelos (3) e (4) restringem a amostra para homens e mulheres, respectivamente. Em ambos os casos, inicia-se a estimativa a partir da terceira defasagem. Embora o teste de Sargan não rejeite a validade dos instrumentos usados, o teste de autocorrelação de segunda ordem rejeita os instrumentos, o que inviabiliza a análise nestas duas amostragens. Já os modelos (5) e (6) realizam a estimativa para os grupos de indivíduos não brancos e brancos. Para ambos os grupos, os testes não rejeitam a validade dos instrumentos utilizados. O parâmetro da variável taxa de desemprego foi estatisticamente significativo.

Os modelos relacionados à faixa etária (modelos 7 a 9) indicam que apenas aquele com indivíduos com idade entre 35 a 49 anos (modelo 8) apresentou resultados compatíveis com a curva de salário dinâmica observados nos modelos (1) e (2), ou seja, no qual o coeficiente estimado para a variável autorregressiva foi positivo, e o coeficiente da taxa de desemprego foi negativo. Ambas são significativas ao nível de 10%.

Quando a restrição é realizada tomando os grupos em termos de anos de escolaridade, apenas indivíduos com nove anos ou mais de estudo (modelo 12) são os que possuem as estimativas compatíveis com a curva de salário observadas nos modelos (1) e (2). Indivíduos com escolaridade entre zero e quatro anos, (modelo 8) e cinco a oito anos (modelo 9) possuem sinais negativos no coeficiente autoregressivo, e significativos ao nível de 10% de significância. Embora esse resultado se distancie teoricamente das hipóteses da curva de salário, é possível inferir que tal estimativa indique um ajuste cíclico dos salários desses indivíduos ao longo do tempo em torno de um salário médio de longo prazo. Em momentos nos quais o salário aumentou acima (abaixo) da produtividade da economia, no período posterior houve a redução (aumento) da taxa de salário. Tal resultado pode

indicar que esses indivíduos não possuem flexibilidade salarial e o ajuste de salário ocorre por meio dos reajustes do salário mínimo, por exemplo.¹³

TABELA 3
Regiões metropolitanas do Brasil: equações dinâmicas salariais para indivíduos com escolaridade igual a nove anos ou mais, dados anuais (2001-2015)

Modelos	(13)	(14)	(15)	(16)
Salário-hora ($w_{i,t-1}$)	0,325*** (0,067)	0,431*** (0,099)	0,408*** (0,097)	0,208** (0,082)
Taxa de desemprego ($u_{i,t}$)	-0,080** (0,032)	-0,042 (0,039)	-0,063* (0,038)	-0,058* (0,033)
Constante	33,574*** (6,947)	28,434*** (9,379)	28,867** (12,299)	44,096*** (14,391)
Teste de Wald de significância conjunta para ($w_{i,t-1}$) e ($u_{i,t}$)				
χ^2	38,47	31,73	20,30	12,11
p-valor	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Coeficientes significantes a 1% (*), 5% (**) e 10% (***) e erros-padrão entre parênteses.

2. Todos os modelos incluem variáveis *dummies* de tempo.

3. Variáveis incluídas: (13) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (14) indivíduos do sexo masculino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (15) indivíduos do sexo feminino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; e (16) indivíduos do sexo feminino não brancos com nove anos ou mais de estudo.

Em suma, as estimativas apontam para maiores elasticidades salário-desemprego para os brancos, com idade entre 35 e 49 anos, e, especialmente, para os mais escolarizados. Nesse sentido, na presença de flutuações econômicas, a taxa de desemprego nesses grupos possui maior impacto sobre seus salários. Os resultados da curva de salário dinâmica desses grupos socioeconômicos parecem estar captando uma mudança estrutural em termos do grau de escolaridade dos trabalhadores. Em 2001, a porcentagem de indivíduos com nove anos ou mais de estudo foi de 58,35%, enquanto a quantidade de homens no mercado de trabalho foi de 46,9%, e de indivíduos com idade entre 35 e 49 anos foi de 33,6%. Em 2015, houve um aumento de indivíduos no mercado com escolaridade igual e superior a nove anos, cerca de 78,03%, enquanto as porcentagens de indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e de homens permaneceram semelhantes às porcentagens observadas em 2001, 33,6% e 46,9%, respectivamente.

Com base nesses resultados, novas estimativas foram realizadas com subgrupos socioeconômicos restritos a indivíduos com escolaridade igual ou superior a nove

13. Tal resultado é compatível com um modelo do tipo teia de aranha (*cobweb cycle*), devido ao ajuste do salário mínimo realizado com base no ano anterior em termos de inflação e crescimento econômico.

anos de estudo.¹⁴ Os exercícios apresentados servem para corroborar a robustez das análises já realizadas, e são variantes dos indivíduos com escolaridade igual ou superior a nove anos de estudo. O modelo (13), além da escolaridade, restringe-se aos indivíduos com idade entre 35 e 49 anos. Os resultados são próximos aos observados nos modelos (8) e (12), como esperado. O modelo (14) restringe a amostra do modelo (13) para do sexo masculino. Por sua vez, o modelo (15) faz a estimativa para o sexo feminino; e, finalmente, o modelo (16) restringe a amostra do modelo (15) apenas para mulheres não brancas. Conforme pode ser observado, as estimativas dos subgrupos analisados na tabela 3 possuem sinais e níveis de significância consistentes com as análises já discutidas.

Por fim, a partir dos dados obtidos nas estimativas dos grupos analisados, consistentes com a hipótese do salário dinâmico, é realizada uma análise impulso-resposta a partir do choque de um desvio-padrão (tabela 1) da taxa de desemprego de curto prazo sobre os salários reais médios. Nessa análise, considera-se que, no tempo $t = 1$, eixos horizontais e os logaritmos do salário e do desemprego estejam em seus valores médios iniciais. No período $t = 2$, a partir da equação (9), ocorre um choque de produtividade, de curto prazo, caracterizado pelo aumento da taxa de desemprego em um desvio-padrão. Já a partir da equação (11), o choque de redução salarial, captado pela variável x_{t-1} , faz com que o desemprego convirja para um novo patamar no longo prazo.

A análise impulso-resposta foi realizada sobre um período relativamente longo de vinte anos. Tal escolha deve-se às diferenças observadas em termos de convergência para a trajetória de longo prazo de cada estimativa. Como pode ser observado, os modelos (1), (6), (8) e (16) possuem convergência para uma trajetória de equilíbrio relativamente rápida, enquanto os modelos (13), (14) e (15) possuem trajetórias em direção ao estado estacionário relativamente mais lentas, em termos da variável salário real e desemprego de longo prazo.

As diferenças observadas têm relação com o salário médio observado em cada caso. Para os modelos (1), (6) e (8), que possuem na amostra indivíduos com diferentes níveis de escolaridade, a convergência de longo prazo ocorre no sexto ano. Em média, após o choque de um desvio-padrão sobre a taxa de desemprego, o modelo (1) indica que a redução no salário real de equilíbrio foi de 4%; enquanto os modelos (6) e (8) registraram uma queda de 2,6% e 3,7%, respectivamente. Em termo do aumento do desemprego, o modelo (1) indica que há um crescimento estimado no desemprego de longo prazo de 45,7%; no modelo (6), esse crescimento foi de 40,8%, enquanto no modelo (8) o acréscimo do desemprego foi estimado em 54%.

14. Devido à redução na amostragem, e consequente perda do grau de liberdade, não foi possível realizar os testes de Sargan e de autocorrelação de segunda ordem, relativos ao segundo passo do GMM.

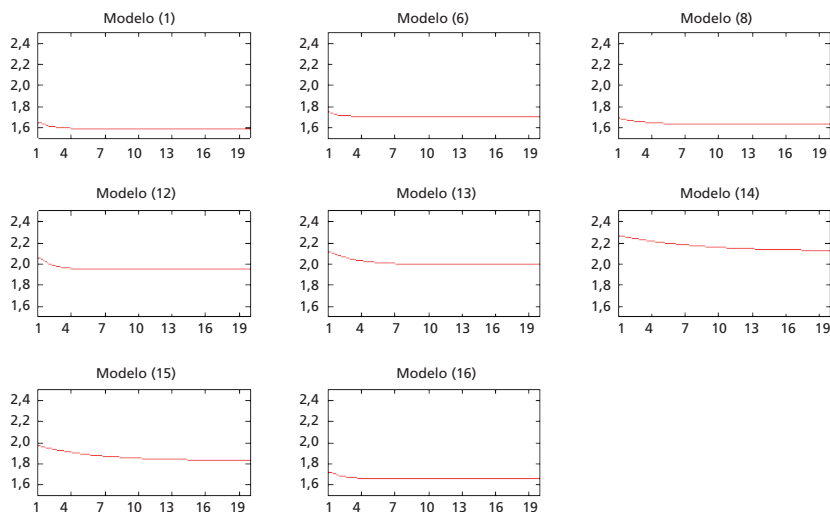
No modelo (12), a redução do salário real após o choque inicial sobre o desemprego foi, também até o sexto período, de 5,64%; enquanto o desemprego de longo prazo possui um crescimento estimado em sua taxa de 50%. No modelo (13), essa redução foi de 5,15%, e o crescimento da taxa de desemprego também foi de cerca de 50,25%; enquanto no modelo (14) a redução até o sexto período do salário real foi de 3,52%, e o desemprego cresceu 54,2%. No entanto, nos modelos (14) e (15), nota-se que as trajetórias não apresentam a mesma convergência ao equilíbrio observado nos outros. A redução em direção ao equilíbrio de longo prazo é relativamente mais lenta. No décimo quinto período, a redução salarial aumenta para 6,16%, enquanto o desemprego aumenta para 59,2%. No modelo (15), até o sexto período, a redução do salário real foi estimada em 4,56%, e o desemprego de longo prazo aumenta em 45%. No décimo quinto período, a redução é estimada em 7,1%, e o aumento da taxa de desemprego é estimado em 61%. No modelo (16), a redução estimada do salário real e o desemprego convergem no sexto período, e a redução do salário real foi estimada em 3,48%, enquanto a estimativa é que a taxa de desemprego cresce em 41%.

Neste sentido, os resultados observados na figura 1 sugerem que, ao menos no médio prazo, as mudanças percentuais tanto dos salários reais quanto do desemprego são relativamente próximas. A possibilidade de uma flexibilidade mais alta para os indivíduos com alta escolaridade seria observada em prazos mais longos, superiores a dez anos. Porém, para tal resultado ser observado, seria necessário que não houvesse choques adicionais ao longo de uma década, o que pode ser considerado improvável. O mesmo diagnóstico pode ser visualizado em termos do crescimento da taxa de desemprego de longo prazo. Na hipótese de ausência de choques adicionais sobre a produtividade, estima-se que a taxa de desemprego aumente entre 40% e 50% a partir de um choque de um desvio-padrão, enquanto a redução salarial foi estimada entre 2,5% a 5,5%, indicando uma relação salário-desemprego inelástica.

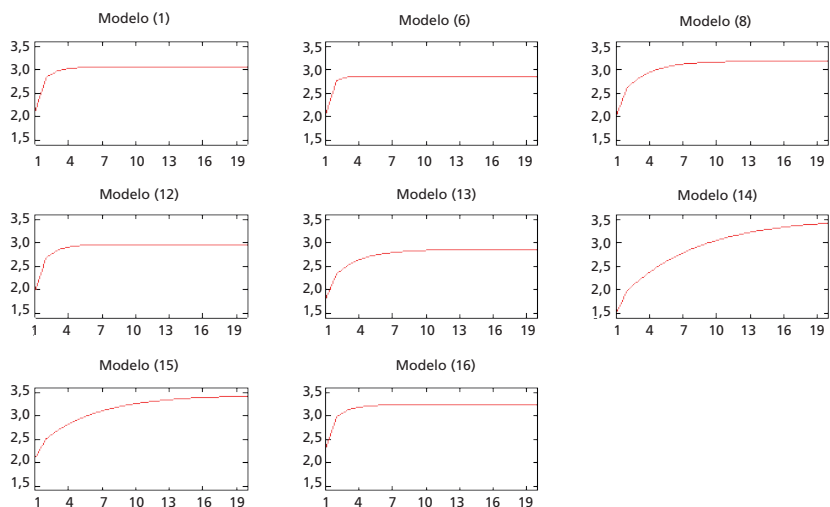
Em suma, a dinâmica observada entre salário real e desemprego evidencia que a dinâmica inflacionária brasileira deve ser formalizada por modelos microeconômicos que mantêm uma estrutura de concorrência imperfeita no mercado de trabalho, logo, que pressupõem rigidez nos salários. Percebe-se, assim, que o Brasil apresenta um comportamento mais semelhante ao Reino Unido que aos Estados Unidos. Especificamente, isso sugere que o desemprego também está associado aos níveis salariais, e não apenas às variações salariais, como prevê a tradicional curva de Phillips. Dessa forma, o entendimento do fenômeno de histerese no Brasil indica que um dos possíveis determinantes da persistência do desemprego ocorre principalmente no âmbito do mercado de trabalho formal, devido à inflexibilidade salarial observada, e que as características individuais, considerando também diferentes atributos produtivos, não são preponderantes para determinar quais grupos permanecem na histerese nos períodos posteriores a flutuações macroeconômicas adversas.

FIGURA 1
Análise impulso-resposta sobre a trajetória dos salários reais e do desemprego de longo prazo a partir do choque de um desvio-padrão sobre o desemprego de curto prazo

Resposta sobre os salários reais:



Resposta sobre o desemprego de longo prazo:



Fonte: PNAD.

Elaboração dos autores.

Obs.: (1) todos os indivíduos do modelo entre 2001 e 2015, estágio 1, instrumentos a partir da terceira defasagem; (6) apenas brancos, instrumentos a partir da terceira defasagem; (8) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos; (13) indivíduos com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (14) indivíduos do sexo masculino com idade entre 35 e 49 anos e com 9 anos ou mais de estudo; (15) indivíduos do sexo feminino com idade entre 35 e 49 anos e com nove anos ou mais de estudo; (16) indivíduos do sexo feminino não brancos e com nove anos ou mais de estudo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou contribuir para o entendimento da flexibilidade salarial e do desemprego de longo prazo no Brasil por meio da estimativa de uma curva de salário dinâmica, entre 2001 e 2015, para seis regiões metropolitanas brasileiras – São Paulo, Rio de Janeiro, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre. A análise se concentra no setor formal brasileiro e os resultados mostram que o salário real do trabalhador brasileiro apresenta baixa flexibilidade na presença de choques de produtividade, caracterizados por choques sobre o desemprego de curto prazo. Na análise da relação entre salários e desemprego, segundo atributos individuais, indivíduos mais escolarizados apresentam taxas salariais mais flexíveis e, por isso, menos persistência do desemprego no longo prazo, apenas para períodos superiores a quinze anos. Evidencia-se, assim, que a permanência no desemprego de longo prazo tende a não ser associada às características individuais dos trabalhadores.

Os fundamentos microeconômicos que sustentam a histerese baseiam-se explicitamente na inflexibilidade salarial associada à estigmatização dos empregadores por indivíduos desempregados por longos períodos – ou, ainda, por questões de barganhas salariais resultantes do processo de conluio entre trabalhadores. Nesse sentido, aumentar a flexibilização do mercado do trabalho pode reduzir a tendência do aumento do desemprego após choques recessivos, dado que o efeito de histerese não é propagado quando há possibilidade de livre negociação entre trabalhadores e empresários em torno de condições de trabalho. No entanto, em termos de bem-estar do trabalhador, este resultado pode ser enganoso. Ao se pensar na redução da taxa de desemprego, não se pode esquecer os incentivos sociais que estão associados às leis trabalhistas. Não parece que uma significativa flexibilização do mercado de trabalho seja a saída para a melhoria da qualidade de vida dos trabalhadores com menor taxa de salário. Ao contrário, a reversão deste quadro deveria estar associada à provisão de políticas que resultem em choques positivos sobre a produtividade e, ainda, sobre o investimento em capital humano, o que, por conseguinte, tenderá a gerar uma maior qualificação e capacitação dos trabalhadores, além de afetar positivamente o crescimento das médias salariais.

REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. M. *et al.* The relative importance of employer and employee effects on compensation: a comparison of France and the United States. **Journal of the Japanese and international Economies**, v. 15, n. 4, p. 419-436, 2001.
- ALBÆK, K. R. *et al.* Dimensions of the unemployment relationship in the Nordic countries: wage flexibility without wage curves. **Research in Labor Economics**, v. 19, p. 345-381, 2000.

AKERLOF, G.; YELLEN, J. The fair wage-effort hypothesis and unemployment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 2, p. 255-284, 1990.

AMADEO, E. J. Do relative wages together with relative prices? **Revista Brasileira de Economia**, v. 47, n. 1, p. 33-52, 1993.

_____. Bargaining power, markup power, and wage differentials in Brazil. **Cambridge Journal of Economics**, v. 18, p. 313-322, 1994.

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

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

BALL, L. **Disinflation and the NAIRU**. [s.l.]: NBER, 1996. (Working Paper, n. 5520).

BALL, L.; MANKIW, N. G. The NAIRU in theory and practice. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 16, n. 4, p. 115-136, 2002.

BALTAGI, B.; BLIEN, U.; WOLF, K. The East German wage curve 1993-1998. **Economics Letters**, v. 69, p. 9-14, 2000.

_____. New evidence on the dynamic wage curve for Western Germany: 1980-2004. **Labour Economics**, v. 16, p. 47-51, 2009.

_____. A dynamic spatial panel data approach to the German wage curve. **Economic Modelling**, v. 29, n. 1, p. 12-21, 2012.

BALTAGI, B.; ROKICKI, B.; SOUZA, K. The Brazilian wage curve: new evidence from the National Household Survey. **Empirical Economics**, v. 53, n. 1, p. 267-286, 2017.

BÅRDSEN, G.; NYMOEN, R. Testing steady-state implications for the NAIRU. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1070-1075, 2003.

BARROS, R. P. *et al.* Uma avaliação empírica do grau de flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 15, 1997.

BARROS R. P.; MENDONÇA R. S. **Flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro: uma avaliação empírica**. Rio de Janeiro: Ipea, 1997. (Texto para Discussão, n. 0452).

BARTH, E. *et al.* **Explaining variations in wage curves: theory and evidence**. Oslo: University of Oslo Press, 2002.

BELL, B.; NICKELL, S.; QUINTINI, G. Wage equations, wage curves and all that. **Labour Economics**, v. 9, p. 341-360, 2002.

BERG, J.; CONTRERAS, D. Political-economic regime and the wage curve: evidence from Chile, 1957-96. **International Review of Applied Economics**, n. 18, p. 151-165, 2004.

BLANCHARD, O.; KATZ, L. What do we know and we do not know about the natural rate of unemployment. **Journal of Economic Perspectives**, v. 1, n. 1, p. 51-73, 1997.

_____. Wage dynamics: reconciling theory and evidence. **American Economic Review**, v. 89, p. 69-74, 1999.

BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. H. **Hysteresis and the European unemployment problem**. [s.l.]: NBER, 1986. (Working Paper, n. 1950).

_____. Beyond the natural rate hypothesis. **American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 182-87, May 1988.

BLANCHFLOWER, D.; OSWALD, A. **The wage curve**. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.

CACCIAMALI, M. C.; BRITO, A. A flexibilização restrita e descentralizada das relações de trabalho no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos do Trabalho**, v. 2, n. 2, p. 91-120, 2002.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2005.

CARD, D. The wage curve: a review. **Journal of Economic Literature**, v. 33, p. 785-799, 1995.

CARNEIRO, F. G. Insider power in Brazilian wage determination. **Studies in Economics**, n. 95/96, 1995.

_____. Efficiency wage, insiders – outsiders e determinação de salários: teoria e evidência. **Revista de Economia Política**, v. 17, n. 2, abr./jun. 1997.

CARNEIRO, F. G.; HENLEY, A. Wage determination under chronic inflation: the case of Brazil. **Studies in Economics**, n. 94/97, 1994.

CHAHAD, J. P. C. Emprego flexível e mercado de trabalho no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2002, Nova Friburgo. **Anais...** Nova Friburgo: ANPEC, 2002.

CORSEUIL, C. H. *et al.* Criação, destruição e realocação do emprego no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. (Texto para Discussão, n. 855).

DIAMOND, P. Wage determination and efficiency equilibrium. **Review of Economic Studies**, v. 49, p. 217-227, 1982.

FRIEDMAN, M. The role of monetary policy. **American Economic Review**, v. 58, Mar. 1968.

GOMES, F. A. R.; SILVA C. G. Hysteresis vs. NAIRU and convergence vs. divergence: the behavior of regional unemployment rates in Brazil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 34., 2006, Salvador, Bahia. **Anais...** Salvador ANPEC, 2006.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWWEY, W. K.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, p. 1371-1395, 1988.

GARCIA, L. **A curva de salário para o Brasil**: uma análise microeconômica a partir dos dados da PNAD de 1981 a 1999. 2002. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, 2002.

GORDON, R. J.; STOCK, J. H. Foundations of the goldilocks economy: supply shocks and the time-varying NAIRU. **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 2, p. 297-346, 1998.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, 1979.

KING, R. G., WATSON, M. W. The post-war US Phillips curve: a revisionist econometric history. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 41, 1994.

LIMA, E. C. R. The NAIRU, unemployment and the rate of inflation in Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, Apr. 2003.

LINDBECK, A.; SNOWER, D. Efficiency wages versus insiders and outsiders. **European Economic Review**, v. 3, n. 1/2, p. 407-416, 1987.

_____. **The insider-outsider theory of employment and unemployment**. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.

MONTUENGA-GÓMEZ, V. M.; RAMOS-PARREÑO, J. M. Reconciling the wage curve and the Philips curve. **Journal of Economic Surveys**, v. 19, n. 5, p. 735-765, Dec. 2005.

MORTENSEN, D. T.; PISSARIDES, C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. **Review of Economic Studies**, n. 61, p. 397-415, 1994.

MOULTON, B. R. An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. **Review of Economic and Statistics**, v. 72, p. 334-338, 1990.

OLIVEIRA, L.; PORTUGAL, M.; ABRITA, M. Taxa de desemprego não aceleradora da inflação: uma estimação da NAIRU para a economia brasileira no período de 2000 até 2013. **Nova Economia**, v. 26, n. 2, 2016.

PHELPS, E. Money-wage dynamics and the labor-market equilibrium. **Journal of Political Economy**, v. 76, p. 678-711, 1968.

PHILLIPS, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wages rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Econometrica**, v. 25, n. 100, 1958.

PISSARIDES, C. A. Equilibrium unemployment theory. [s.l.]: MIT Press, 1990.

_____. Loss of skill during unemployment and the persistence of employment shocks. **Quarterly Journal of Economics**, London, v. 107, n. 4, p. 1371-1391, Nov. 1992.

PORTUGAL, M. S.; MADALOZZO, R. C. Um modelo de NAIRU para o Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 26., 1998, Vitória, Espírito Santo. **Anais...** Vitória ANPEC, 1998.

ROBERTS, J. New Keynesian economics and the Phillips curve. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 27, n. 4, p. 975-984, 1995.

_____. The wage curve and the Phillips curve. **Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series**, 1997.

SARGAN, J. D. Wages and prices in the United Kingdom: a study of econometric methodology. **Econometric Analysis for National Economic Planning**, p. 25-63, 1964.

SHAPIRO, C; STIGLITZ, J. Equilibrium unemployment as a discipline device. **American Economic Review**, v. 74, p. 433-444, 1984.

SILVA, A.; MONSUETO, S.; PORSSSE, A. Flexibilidade do mercado de trabalho: uma análise comparativa entre segmentos socioeconômicos no Brasil (2002-2009). **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 1, abr. 2015.

STAIGER, D.; STOCK, J. H.; WATSON, M. H. Prices, wages, and the U.S. NAIRU in the 1990s. *In*: KRUEGER, A. B.; SOLOW, R. (Ed.). **The roaring nineties: can full employment be sustained?** New York: The Russell Sage Foundation and The Century Foundation Press, 2001. p. 3-60.

WHELAN, K. Real wage dynamics and the Phillips curve. **Federal Reserve Board Finance and Economic Discussion Series Paper**, n. 2000-2002, 1999.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, p. 25-51, 2005.

DECOMPOSIÇÃO QUANTÍLICA INCONDICIONAL DOS DIFERENCIAIS DE DESEMPENHO ENTRE ALUNOS DE ESCOLAS PRIVADAS E PÚBLICAS PROFISSIONALIZANTES¹

Ronaldo Albuquerque Arraes²

Francisca Zilania Mariano³

Este artigo contribui para a literatura ao trazer novas evidências sobre os diferenciais de desempenho entre os alunos de nível médio de escolas privadas regulares e escolas públicas, estas representadas pelas profissionalizantes, que detêm os estudantes com melhores resultados escolares. A aplicação empírica diferencia-se pela utilização de regressão quantílica incondicional com a aplicação da decomposição de Oaxaca-Blinder. Constatou-se haver uma superioridade dos alunos das escolas privadas em todas as áreas do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem), principalmente em redação, cujos diferenciais de *performance* oscilaram entre 12% e 16% ao longo da distribuição. A decomposição detalhada dos efeitos indicou que a escolaridade e a renda dos pais se destacam para explicar tais diferenciais.

Palavras-chave: desempenho escolar; escolas públicas profissionalizantes; escolas privadas; decomposição quantílica incondicional.

UNCONDITIONAL QUANTILE DECOMPOSITION OF PERFORMANCE DIFFERENTIALS BETWEEN STUDENTS FROM PRIVATE AND VOCATIONAL PUBLIC SCHOOLS

The article contributes to the literature by bringing new evidence on the performance differentials between high school students of vocational public schools and regular private schools. The empirical application is distinguished by applying unconditional quantile regression with the Oaxaca-Blinder decomposition. Private schools' students were found to possess superior performance in all areas of the Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) examination, especially in writing, whose performance differentials ranged from 12% to 16% throughout the distribution. The decomposition of the effects indicated that schooling and parents' earnings are very relevant to explain such differentials.

Keywords: school performance; vocational public schools; private schools; unconditional quantile decomposition.

JEL: C31; I21; I25.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppev50n1art6>

1. Os autores agradecem à Secretaria de Educação do Estado (Seduc) e à Secretaria de Trabalho do Ceará, por disponibilizarem os dados utilizados na verificação empírica deste trabalho, e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio.

2. Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC).
E-mail: <ronald@ufc.br>.

3. Professora no Departamento de Economia da UFC (campus Sobral). E-mail: <zilania@ufc.br>.

1 INTRODUÇÃO

Embora seja um consenso que possuir uma boa educação básica é uma das eficazes vertentes de se alcançar o desenvolvimento de maneira sustentável, esta ainda se apresenta de baixa qualidade e com alguns entraves, principalmente nos países em desenvolvimento, como o Brasil. Muito se tem discutido sobre formas de melhorá-la nas diferentes fases que a compõem, quais sejam: ensino fundamental I e II e ensino médio. Esta última etapa é considerada uma das mais problemáticas, apresentando altos índices de evasão, repetência e baixo desempenho em testes padronizados, principalmente comparada ao ensino privado. Além disso, essa fase é marcada pela transição para o ensino superior e/ou para o mercado de trabalho, o que requer bastante atenção por parte dos gestores e políticos, para que se possa desenvolver um ensino médio de qualidade e atrativo aos jovens, que os capacite para a escolha que desejarem tomar. Muitos jovens, porém, não se sentem preparados para entrar em alguma universidade ou para adquirir um emprego de qualidade, o que os leva, muitas vezes, à condição de não estudar nem trabalhar, elevando os índices de jovens ociosos em situação de vulnerabilidade social e contribuindo para o ciclo da pobreza e da desigualdade socioeconômica.

De acordo com informações do Ministério da Educação (MEC) de 2016, o Brasil registrou melhoras no Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (Ideb) para o ensino fundamental, ao contrário do índice do nível médio, que permaneceu estagnado, considerando todas as redes de ensino em 2015. Apesar dessa evolução, apenas o ensino fundamental I conseguiu atingir e superar a meta: a média ficou em 5,5, batendo a meta de 5,2.⁴

Estudos que tratam do diferencial de desempenho entre escolas públicas e privadas evidenciam uma superioridade do ensino particular, mesmo após controlar um conjunto de características pessoais e socioeconômicas e a escolaridade dos pais de alunos (França e Gonçalves, 2010; Moraes e Beluzzo, 2014; Costa e Arraes, 2014).

São comuns na literatura trabalhos que comparam os diferenciais de notas de testes padronizados entre alunos provenientes das escolas públicas e aqueles advindos das escolas privadas. Buscando mensurar as diferenças de desempenho entre esses tipos de escola na fase inicial do ensino fundamental, França e Gonçalves (2010) estimam o efeito do ensino privado sobre os resultados de estudantes da quarta série, a partir da aplicação do método dos mínimos quadrados (MMQ), ponderado por escores de propensão (*propensity scores*), aos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) de 2003. De acordo com os resultados encontrados pelos autores, há uma grande diferença de notas entre os dois setores de ensino, sendo que o desempenho acadêmico de alunos da rede privada é superior em 0,9 desvio-padrão, aproximadamente, mesmo após controlar um conjunto de características socioeconômicas, escolares e regionais.

4. O Ideb varia de 0 a 10.

Costa e Araes (2014) questionam os resultados de estudos que consideram as suposições de identificação da metodologia de pareamento no escore de propensão e as regressões lineares na investigação da diferença de resultados entre as escolas públicas e privadas. Para tanto, utilizam o método de identificação parcial de Manski (1989), o qual permite estimar limites com suposições menos restritivas e verificar se as estimações pontuais das metodologias usuais não ultrapassam os limites do intervalo. A partir de informações do Saeb de 2005 para estudantes do quinto e nono anos do ensino fundamental, os autores comprovaram que essas metodologias usuais sobrestimam o efeito das escolas privadas, apesar de esse efeito permanecer positivo e significativo.

Moraes e Belluzzo (2014) utilizaram a decomposição por quantis de Melly (2005) para a distribuição condicional de notas, a partir da base de dados do Saeb de 2005 para os alunos do nono ano do ensino fundamental. Os autores encontraram que o diferencial é favorável às escolas privadas, em todos os quantis da distribuição, chegando a 1,5 erro-padrão em torno do centro da distribuição, no qual o desempenho das escolas privadas é aproximadamente 1,5 erro-padrão melhor que o das escolas públicas. Ademais, a análise do contrafactual indica que o desempenho das escolas particulares é relativamente menor na cauda inferior da distribuição.

No Brasil, entre os tipos de políticas públicas que buscam melhorar a qualidade do ensino público e reduzir a quantidade de crianças e adolescentes ociosos, encontra-se o ensino integral, o qual aumenta a carga horária dos alunos nas escolas e fornece outras atividades que sejam atrativas à permanência deles. Além desse tipo de ensino, existe o ensino profissionalizante, que busca preparar os jovens para a inserção no mercado de trabalho por meio de cursos técnicos voltados para diversas áreas.

As escolas de educação de ensino profissional (EEEPs) levam em consideração esses dois tipos de ensino, integral e profissionalizante, e proporcionam ao jovem, durante o ensino médio, a possibilidade de cursar as disciplinas básicas dessa etapa e de participar de cursos técnicos e profissionalizantes voltados para saúde, agricultura, computação, finanças etc. Essa ação permite ao aluno concluir o ensino médio e se profissionalizar para o mercado de trabalho, além de capacitá-lo para ingressar em universidades.

É, pois, centrado nessas políticas de ensino que este trabalho se desenvolve, com ênfase no ensino profissionalizante. Cabe destacar, entretanto, que se optou por conduzir as análises desta pesquisa tendo o estado do Ceará como objeto de estudo, decorrente de sua representatividade e pertinência na geração das amostras para verificações empíricas. Ao considerar esses dois tipos de políticas, esse estado ganhou destaque em âmbito nacional, ao combinar o ensino integral com o profissionalizante e aumentar a participação de jovens no Exame Nacional de Ensino Médio (Enem). Segundo informações disponibilizadas pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) de 2009 a 2014, o Ceará apresentou a terceira maior participação de estudantes de escolas públicas estaduais

no Enem em 2014. A taxa de participação desses estudantes passou de 4,13% em 2009 para 7,91% em 2014, perfazendo a maior variação (92%) entre os estados brasileiros. Além disso, conforme IPECE (2013), em 2011, a média das notas de escolas profissionalizantes cearenses no Enem (480,8) foi superior à média nacional (476,6), enquanto a média das escolas estaduais não profissionalizantes do estado foi de 442,5. Ademais, levando em consideração apenas a média dessas escolas para representar o Ceará, o estado ocuparia a oitava posição na classificação geral.

Depreende-se dos trabalhos citados que os alunos são influenciados por diversos fatores não controlados, tornando-os bastante heterogêneos, razão da forte explicação de fatores não observáveis. Ao contrário, este estudo busca reduzir a influência desses fatores ao se construírem grupos de alunos mais homogêneos para a aferição do diferencial de rendimento escolar líquido, notadamente entre os estudantes provenientes de escolas públicas profissionalizantes e privadas no Ceará, a partir de seus resultados no Enem de 2014. Vale ressaltar que os autores não encontraram trabalhos na literatura que analisem o diferencial de notas entre os alunos do ensino médio das escolas públicas e os das escolas privadas, impedindo que seja feita uma comparação. Cabe também destacar que, embora a análise aqui conduzida lide com apenas um estado da Federação, observa-se, por meio do gráfico A.1 do apêndice, que o desempenho dos alunos das escolas particulares do Ceará no Enem de 2014 possui uma distribuição semelhante ao dos estudantes de outros estados de diferentes regiões – por exemplo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Pará, Santa Catarina e Goiás.⁵ Assim, há indícios de que os resultados aqui encontrados podem ser generalizados para os demais estados.

A pertinência para tal escolha prende-se ao fato de as escolas de ensino profissional apresentarem um desempenho superior às demais escolas públicas, uma vez que os estudantes ingressantes passam por um processo seletivo mais rigoroso (consequentemente, acredita-se que os melhores alunos provenientes do ensino fundamental são selecionados), além de possuírem estruturas mais adequadas e especializadas para proporcionar um ensino de melhor qualidade.⁶ Nesse sentido, pretende-se responder aos seguintes questionamentos: esse novo modelo de escola pública provê uma estrutura de ensino equiparável à da escola privada? Como é possível comparar os alunos dos dois tipos de escola ao longo da distribuição de rendimento escolar? Quais fatores observáveis mais influenciam os desempenhos dos estudantes das duas escolas? Como os fatores não observáveis se comparam quanto ao diferencial de rendimentos entre os alunos?

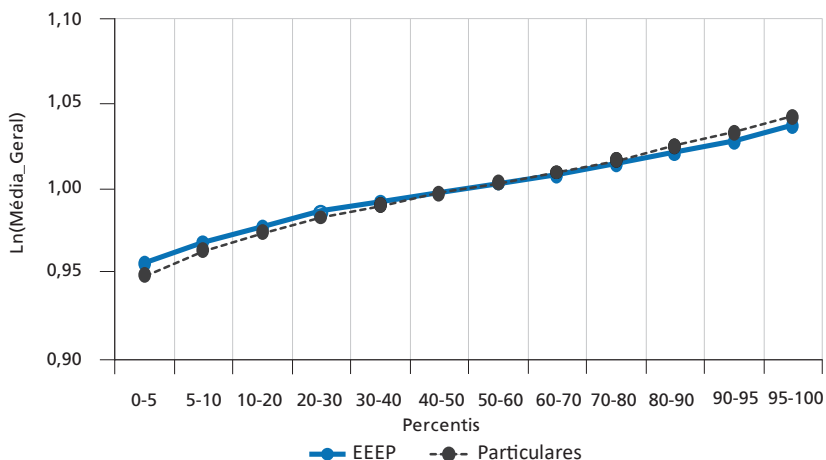
5. Optou-se por comparar o Ceará com um estado de cada região para não expor um gráfico com excesso de informações e ilegível.

6. A fim de comprovar essa afirmação, optou-se por encontrar o diferencial no desempenho no Enem dos alunos das escolas profissionalizantes e dos estudantes das escolas estaduais regulares (não profissionalizantes), para a posterior comparação apenas das escolas particulares com as de ensino profissional.

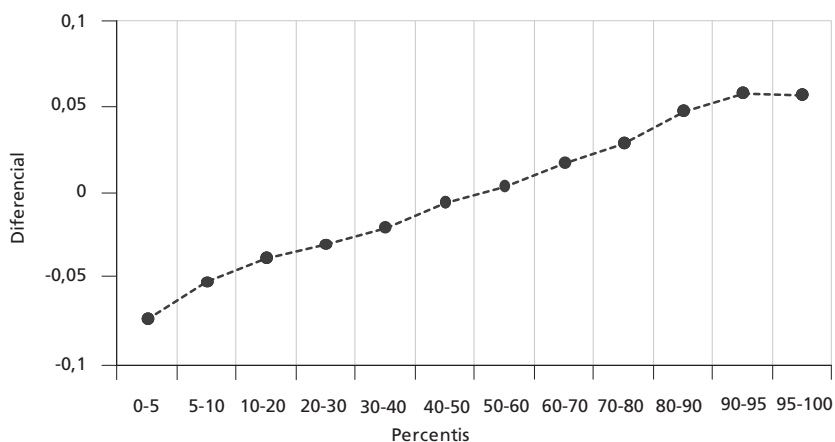
O gráfico 1 destaca o comportamento das notas na média geral no Enem e os diferenciais segundo decis da distribuição. Pelo gráfico 1A, é possível ter uma ideia da evolução das notas ao longo da curva. Uma visualização mais clara dos diferenciais de notas entre as escolas profissionalizantes e as particulares está no gráfico 1B, em que se verificam uma diferença negativa e uma diferença positiva nos decis inferiores e superiores, respectivamente. Dessa forma, a aplicação de um modelo quantílico se mostra mais adequada para analisar o diferencial no desempenho entre essas escolas.

GRÁFICO 1
Diferencial de notas na média geral no Enem (2014)

1A – Evolução das notas ao longo da curva



1B – Diferenciais de notas entre as escolas profissionalizantes e as particulares



Tendo em vista que a aplicação da distribuição quantílica se torna apropriada, este trabalho buscou inovar ao utilizar o método de regressão quantílica incondicional (RQI) proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2007), o qual é considerado uma generalização do método de Oaxaca-Blinder, com o emprego de regressões baseadas na função de influência recentrada (FIR) combinadas com um procedimento de reponderação inspirado em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). A RQI foi escolhida em detrimento do método tradicional de regressão quantílica (RQ) condicional, proposto por Koenker e Bassett Junior (1978), porque este não permite interpretar as estimativas como o impacto marginal da variável explicativa sobre a variável dependente (Firpo, Fortin e Lemieux, 2007; 2009).

Este artigo está organizado da seguinte forma: o método de decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2007) baseia a seção 2. Na seção 3 constam os resultados do modelo e, na seção 4, as conclusões.

2 MÉTODO DE DECOMPOSIÇÃO

Quando se pretende realizar uma decomposição do tipo Oaxaca-Blinder em diferentes quantis ao longo da distribuição, não se pode simplesmente executar uma RQ nos quantis de interesse e usar os coeficientes estimados em tal método, pois, diferentemente dos obtidos via MQ, que possuem interpretação condicional e incondicional, os coeficientes estimados por RQs têm apenas a interpretação condicional.

Sabe-se que o MMQ estima os coeficientes (β) de uma média condicional, $E[Y|X] = X\beta$ da qual interpreta-se β como $\partial E[Y|X]/\partial X$. Aplicando a lei das expectativas iteradas, $E_x[E[Y|X]] = E[Y] = E[X]\beta$, β também pode ser explicado como o efeito das alterações na média de X na média incondicional de Y , embora essa lei não seja válida para quantis; ou seja, aplicando-se a esperança condicional em quantil τ específico, $Q_\tau(X)$ não se encontra o quantil incondicional, $E_x[Q_\tau(X)] \neq Q_\tau$. Consequentemente, os coeficientes da regressão linear quantílica $Q_\tau(X) = X\beta$ têm somente interpretação condicional, de modo que não se pode interpretá-los como o efeito das alterações na média de X no quantil τ th marginal (incondicional).

Dessa forma, a RQ fornece uma abordagem dos impactos diferenciados de covariáveis ao longo da distribuição de um resultado – assim, ela é utilizada para a avaliação do efeito de uma variável em um quantil do resultado condicional a valores específicos de outras variáveis. Entretanto, Borah e Basu (2013) afirmam que, na maioria dos casos, a RQ pode gerar resultados que muitas vezes não são generalizáveis ou interpretáveis.

Na média, é suficiente estimar somente o valor médio condicional nos quantis de interesse, embora todo o contrafactual da distribuição acumulada incondicional, $F_{Y|X}^A(Y)$, deva ser estimado, e um contrafactual quantil incondicional de interesse

pode ser recuperado por inversão, $Q_{\tau,B}^A = F_{Y_B^A}^{-1}(\tau)$, em que os subscritos A e B representam os dois grupos em comparação.

Vários procedimentos para a obtenção de distribuição contrafactual $F_{Y_B^A}(Y)$ têm sido sugeridos na literatura. Juhn, Murphy e Pierce (1993), Machado e Mata (2005) e Melly (2005) visam substituir cada resultado em B com um contrafactual Y_B^A . Juhn, Murphy e Pierce (1993) utilizam uma abordagem de imputação residual, enquanto Machado e Mata (2005) se baseiam em simulações e em uma RQ condicional. DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) propuseram uma abordagem semiparamétrica reponderada, que usa um fator de reponderação estimado de “impor” as características dos indivíduos do grupo B sobre os do grupo A.

Existem também métodos que, primeiro, estimam a distribuição condicional $F_{Y_A|X_A}(Y|X)$ e, em seguida, integram-na sobre a distribuição dos indivíduos do grupo B, $F_{X_B}(X)$, para obter a distribuição contrafactual $F_{Y_B^A}(Y)$. Esses métodos incluem os paramétricos de Donald, Green e Paarsch (2000) e de Fortin e Lemieux (1998), bem como uma abordagem menos restritiva de Chernozhukov, Fernández-Val e Melly (2013).

Se o objetivo for apenas realizar uma decomposição agregada do quantil, ou seja, estimar os efeitos explicáveis e não explicáveis da variável de resultado, sem o interesse de se fazer uma decomposição mais detalhada, qualquer um desses métodos poderia ser utilizado, caso contrário seriam limitados e inapropriados. Apesar de alguns permitirem, os procedimentos variam em grau de complexidade, ou a decomposição deve ser feita sequencialmente. Assim, os resultados dependerão da ordem em que as características forem introduzidas. Firpo, Fortin e Lemieux (2007) propuseram uma técnica simples, que permite fazer uma decomposição detalhada no quantil de interesse, cujos resultados independem da sequência. O método baseia-se na função de influência (FI) ou na RQI de Firpo, Fortin e Lemieux (2009).

O método de RQI tem sido aplicado em diversos trabalhos na literatura, tais como: Fortin (2008), Edoka (2012), Le e Booth (2013), Borah e Basu (2013), Rubil (2013), Fisher e Marchand (2014), Hirsch e Winters (2014), Kassenboehmer e Sinning (2014), Morin (2015) e Nguyen (2015). Segundo Firpo, Fortin e Lemieux (2007), existem duas formas de obter o efeito de uma covariável no quantil incondicional. A primeira é usando as estimativas dos coeficientes da RQ para recuperar o impacto incondicional, que, apesar de intuitivamente simples, muitas vezes torna-se intratável. Especificamente, mostra-se que o efeito parcial de uma covariável em um quantil incondicional de Y pode ser escrito como uma média ponderada (por meio da distribuição de X) do efeito parcial sobre um quantil condicional específico de Y , que corresponde ao quantil incondicional de interesse. Portanto, se for possível mapear todos os quantis incondicionais de Y para os quantis condicionais correspondentes sob diferentes argumentos condicionados, então tal

abordagem ponderada pode ser facilmente implementada. No entanto, é evidente que isso é uma tarefa árdua, requer técnicas não paramétricas, tornando-a intratável.

Uma alternativa para a abordagem mencionada foi proposta por Machado e Mata (2005), que assumiram uma mudança na distribuição incondicional ao longo do tempo e a decomposaram em componentes que são atribuíveis a mudanças na distribuição marginal de diferentes X . Esse método, porém, captura o efeito total de uma alteração na distribuição marginal de X sobre todos os quantis incondicionais de Y , mas não apenas em um quantil específico.

A segunda abordagem foi proposta por Firpo, Fortin e Lemieux (2007), a qual soluciona o problema de intratabilidade e supera a limitação do modelo condicional. Eles sugerem um modelo de RQI baseado nos conceitos de FI e na função de influência recentrada (FIR), tal como utilizado na robusta literatura estatística (Hampel *et al.*, 1986). Uma FI é uma ferramenta analítica que pode ser usada para avaliar o efeito (influência) de uma remoção/adição de uma observação sobre o valor de uma estatística, sem ter que recalculá-la. É definida por:

$$FI(y, v(F)) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \left\{ \frac{v[(1 - \varepsilon) \cdot F + \varepsilon \cdot \delta_y] - v(F)}{\varepsilon} \right\}, 0 \leq \varepsilon \leq 1 \quad (1)$$

Em que F representa a função de distribuição acumulada de Y e δ_y é uma distribuição agregada no valor y .

Uma FIR é obtida adicionando a estatística $v(F)$ à FI:

$$FIR(y, v) = v(F) + FI(y, v) \quad (2)$$

Uma característica dessa abordagem é que a expectativa é igual a $v(F)$, ou seja, se a estatística de interesse for a média, então, a FI será o residual avaliado em y e a FIR será o próprio valor de y :

$$FI(y, \mu) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \left\{ \frac{(1 - \varepsilon) \cdot \mu + \varepsilon \cdot y - \mu}{\varepsilon} \right\} = y - \mu, \text{ e } FIR(y, \mu) = \mu + y - \mu = y \quad (3)$$

Por conseguinte, a regressão da FIR para a média, em X , produz os mesmos coeficientes da regressão por MMQ.

Quando a estatística de interesse é um quantil τ específico da distribuição, tem-se:

$$FI(y, q_\tau) = \frac{\tau - I\{Y \leq q_\tau\}}{f_y(q_\tau)} \quad (4)$$

Em que se refere ao quantil τ th da distribuição incondicional de Y ; $F_Y(q_\tau)$ é a função densidade de probabilidade de Y avaliada nesse quantil (q_τ); e $I\{Y \leq q_\tau\}$ é uma variável indicadora que delimita a ocorrência de Y até o limite do quantil. Por definição:

$$FIR(y, q_\tau) = q_\tau + FI(y, q_\tau) \quad (5)$$

Quando a esperança condicional de $FIR(y, q_\tau)$ é modelada como uma função das variáveis explicativas, X , $E[FIR(y, q_\tau)|X=x] = m_\tau(x)$, uma regressão FIR pode ser vista como uma RQI (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009). Por definição da FIR , $E_x E[FIR(y, q_\tau)|X] = q_\tau$, então pode-se interpretar $E_x(dm_\tau(x)/dX)$ como efeito marginal de uma variação na distribuição das covariadas no τ quantil incondicional de Y , mantendo tudo o mais constante.

Firpo, Fortin e Lemieux (2007) afirmam que os procedimentos para a estimação da RQI são simples e semelhantes à regressão MMQ e se dão da seguinte forma: primeiro, para um quantil τ específico, estima-se a FIR do quantil τ de Y seguindo as equações (4) e (5). A variável é q_τ estimada com a amostra do quantil τ incondicional, assim como a densidade $f_Y(q_\tau)$ no ponto q_τ é estimada com o método de Kernel. Segundo, aplica-se o MMQ em $FIR(y, q_\tau)$ sobre as covariadas observadas X . Os autores também destacam as medidas para calcular o efeito quantílico incondicional, que mede o impacto de uma covariável sobre Y num quantil específico, em que, na regressão FIR, pressupõe-se que os efeitos parciais quantílicos incondicionais são os coeficientes estimados.⁷

Dessa forma, enquanto a RQ condicional prevê estimativas do retorno de características individuais, *ceteris paribus*, em que esse retorno é variável entre os indivíduos de acordo com o quantil incondicional ao qual pertence, a RQI estima, *ceteris paribus*, o efeito de pequenas mudanças em uma característica dos indivíduos em cada quantil da distribuição, permitindo, assim, avaliar o efeito sobre diversas estatísticas da distribuição (Fournier e Koske, 2012).

Uma característica do método de RQI é que os resultados podem ser diretamente aplicados ao modelo de decomposição de Oaxaca-Blinder,⁸ o qual será utilizado por este trabalho para verificar os fatores que contribuem para os diferenciais de notas no Enem entre os alunos das escolas públicas profissionalizantes e os das escolas privadas do Ceará ao longo de toda a distribuição, definidos genericamente como A e B. Aplica-se, portanto, um método de decomposição proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2007). Generalizando a decomposição de Oaxaca-Blinder, pode-se representar a diferença nas distribuições de notas entre os dois tipos de escolas por

7. Podem ser implementados pelo *software* STATA a partir do comando *rifreg*. Disponível em: <<http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/datahead.html>>.

8. A regressão FIR quantílica pode ser usada na decomposição de Oaxaca-Blinder por meio do comando *oaxaca8* no *software* STATA.

meio de alguma estatística dessas distribuições. Assim, o diferencial total entre as distribuições é escrito como:

$$\Delta^v = v(F_{yA}) - v(F_{yB}) \quad (6)$$

Em que $v(F_{yr})$ representa uma estatística da distribuição de notas para a escola $r = A, B$. A decomposição dividirá Δ^v em um componente associado a diferenças de características observáveis dos indivíduos e um componente associado a diferenças na estrutura de notas entre os dois tipos de escolas. Para tanto, faz-se necessária a construção de um contrafactual (F_{yC}) para que se possa simular uma distribuição de notas compondo a estrutura de notas das escolas A e a distribuição de características (observáveis e não observáveis) dos alunos das escolas B. Construindo esse contrafactual e algumas manipulações algébricas, pode-se obter:

$$\Delta^v = [v(F_{yB}) - v(F_{yC})] + [v(F_{yC}) - v(F_{yA})] \quad (7)$$

$$\Delta^v = \Delta_S^v + \Delta_X^v \quad (8)$$

O primeiro termo constitui a *parte não explicada* da decomposição – efeito coeficiente (retorno) ou discriminação quando se refere a mercado de trabalho, definido como uma medida da diferença entre os coeficientes estimados das covariadas para o grupo B em relação ao A. O último termo desse diferencial total é o efeito quantidade, considerado a *parte explicada* da decomposição – efeito dotação ou característico, o qual refere-se à distinção nas dotações dos dois grupos, em que a diferença de notas entre os alunos das escolas públicas profissionalizantes e os das privadas pode ser parcialmente atribuída ao fato de estes possuírem características mais favoráveis para atingir notas mais elevadas.

Aplicando o valor esperado das funções de influência recentrada e assumindo uma especificação linear, obtêm-se as equações (9) e (10) para as distribuições observadas e para a distribuição contrafactual, respectivamente, em que, $r = A, B$.

$$v(F_{yB}) = E[FIR(y_r; v_r) | X, R = r] = X_r \beta_r \quad (9)$$

$$v(F_{yC}) = E[FIR(y_A; v_C) | X, R = B] = X_C \beta_C \quad (10)$$

Ao aplicar a decomposição de Oaxaca-Blinder sob a suposição de linearidade, a expectativa da estatística contrafactual em que se aplicam a distribuição de características da escola B e a estrutura de notas da escola A é estimada de forma que $\bar{X}_C \beta_C = \bar{X}_B \beta_A$. Entretanto, quando a linearidade não se mantém, essa igualdade passa a não ser válida.

A partir de Barsky *et al.* (2002), Firpo, Fortin e Lemieux (2007) propõem uma abordagem que combina o método de regressões FIR com reponderações inspiradas na técnica de DiNardo, Fortin e Lemieux (1996). Esse método estabelece o uso de um fator de reponderação, o qual pode ser definido por:

$$\varphi(X) = \frac{Pr[R = B|X] \cdot Pr[R = A]}{Pr[R = A|X] \cdot Pr[R = B]} \quad (11)$$

Em que $Pr[R = r|X]$ é a probabilidade de um estudante pertencer à escola r dadas as suas características X ; e $Pr[R = r]$ denota a proporção de alunos na escola r . Vale ressaltar que esse fator de ponderação pode ser estimado por meio de um modelo de probabilidade para $Pr[R = B|X]$ e pelas probabilidades preditas para calcular o valor $\widehat{\varphi}(X)$ para cada observação.

$$\widehat{\beta}_r = (\sum_{i \in r} \widehat{w}_r \cdot X_i \cdot X_i')^{-1} \cdot \sum_{i \in r} \widehat{w}_r \cdot FIR(\widehat{y}_{ri}; v_r) \cdot X_i, \text{ para } rA, B \quad (12)$$

Em que \widehat{w}_r é um fator de ponderação baseado na própria composição da amostra total. Para o contrafactual, estima-se:

$$\widehat{\beta}_c = (\sum_{i \in A} \widehat{\varphi}(X_i) \cdot X_i \cdot X_i')^{-1} \cdot \sum_{i \in A} \widehat{\varphi}(X_i) \cdot FIR(\widehat{y}_{Ai}; v_c) \cdot X_i \quad (13)$$

$$\overline{X}_c = \sum_{i \in A} \widehat{\varphi}(X_i) \cdot X_i \quad (14)$$

A decomposição é dada por:

$$\widehat{\Delta}^v = [\overline{X}_B \widehat{\beta}_B - \overline{X}_c \widehat{\beta}_c] + [\overline{X}_c \widehat{\beta}_c - \overline{X}_A \widehat{\beta}_A] \quad (15)$$

$$\widehat{\Delta}^v = \widehat{\Delta}_S^v + \widehat{\Delta}_X^v \quad (16)$$

A estimativa do efeito composição, $\widehat{\Delta}_S^v$ pode ser dividida em dois componentes, em que um termo-padrão $(\overline{X}_c - \overline{X}_A) \widehat{\beta}_A$ é somado a um erro de especificação $\overline{X}_c (\widehat{\beta}_c - \widehat{\beta}_A)$, de forma que:

$$\widehat{\Delta}_X^v = (\overline{X}_c - \overline{X}_A) \widehat{\beta}_A + \overline{X}_c (\widehat{\beta}_c - \widehat{\beta}_A) \quad (17)$$

O erro de especificação tende a ser nulo se a especificação linear do modelo for correta, uma vez que $plim(\widehat{\beta}_c) = plim(\widehat{\beta}_A)$. Na decomposição detalhada,

em que é possível estimar a contribuição de cada variável explicativa, o efeito composição pode ser escrito como:

$$\widehat{\Delta}_X^v = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Ck} - \bar{X}_{Ak}) \widehat{\beta}_A \quad (18)$$

O efeito estrutural das notas passa a ser definido por:

$$\widehat{\Delta}_S^v = \bar{X}_B (\widehat{\beta}_B - \widehat{\beta}_C) + (\bar{X}_B - \bar{X}_C) \widehat{\beta}_C \quad (19)$$

Esse efeito se reduz ao primeiro termo, uma vez que, em grandes amostras e com a estimação correta do fator de ponderação, o erro de reponderação tende a ser nulo. Vale ressaltar que o método de RQI fornece uma estimativa de equilíbrio parcial da variável de interesse, assumindo que mudanças marginais em X não exercem impacto sobre a distribuição conjunta de X e y . Além disso, o método também assume a forte independência entre a heterogeneidade não observada e as características observadas. Segundo Fournier e Koske (2012), embora essas suposições não se sustentem na prática, uma comparação entre estimativas de diferentes quantis permanece válida, desde que o viés potencial seja o mesmo em toda a população da amostra.

2.1 Base de dados

As informações referentes ao desempenho nas cinco áreas de conhecimento e média geral (MG) do Enem de 2014⁹ e às condições socioeconômicas dos alunos das EEEPs da rede estadual de educação e das escolas privadas do Ceará foram retiradas do Inep. A identificação das escolas profissionalizantes e de suas dotações de infraestrutura foi obtida da Secretaria de Estado de Educação (Seduc) e do censo escolar de 2014, respectivamente.

A amostra utilizada neste trabalho é constituída apenas pelos estudantes com as seguintes características: estão cursando o ensino médio das EEEPs e privado do estado;¹⁰ concluíram-no em 2014;¹¹ estiveram presentes nos dias de provas do Enem do referente ano; e suas escolas possuem informações disponibilizadas pelo censo de 2014. Dessa forma, obteve-se um total de 20.947 alunos, sendo 8.955 da rede estadual de ensino profissional e 11.992 das escolas privadas.

2.2 Variáveis do modelo

As variáveis, descritas no quadro 1, foram escolhidas com o intuito de captar os diferenciais nas notas das cinco áreas e na MG do Enem, compostas por vetores com as características pessoais dos alunos, pelo *status* educacional dos pais e pelas condições de infraestrutura das escolas.

9. Último ano com informações disponíveis sobre o desempenho individual no Enem.

10. Foram excluídos os alunos das escolas estaduais de ensino regular, municipais e federais.

11. Foram excluídos os alunos que já haviam concluído o ensino médio ou que não o concluíram em 2014.

QUADRO1 Descrições das variáveis

Variáveis	Descrição
Dependentes: notas logaritimizadas do aluno em cada uma das áreas: ciências da natureza (CN), ciências humanas (CH), linguagens e códigos (LC), matemática (MT), redação (R), MG	
Explicativas	
Alunos	
<i>Priv</i>	1 se o aluno pertence à escola privada; 0 se o aluno pertence à EEEP
<i>Idade</i>	Anos de idade
<i>Sexo</i>	1 se masculino; 0 caso contrário
<i>Raça</i>	1 se branca; 0 caso contrário
<i>Estado civil</i>	1 se solteiro; 0 caso contrário
<i>Anos_Fund</i>	1 se concluiu o ensino fundamental em oito anos; 0 caso contrário
<i>Anos_Méd</i>	1 se concluiu o ensino médio em três anos; 0 caso contrário
Escolaridade do pai	
<i>E_Pai1</i>	1 se o pai não estudou; 0 caso contrário
<i>E_Pai2</i>	1 se o pai possui de escolaridade o ensino fundamental incompleto ou completo; 0 caso contrário
<i>E_Pai3</i>	1 se o pai possui de escolaridade o ensino médio incompleto ou completo; 0 caso contrário
<i>E_Pai4</i>	1 se o pai possui de escolaridade o ensino superior incompleto ou completo; 0 caso contrário
Escolaridade da mãe	
<i>E_mae1</i>	1 se a mãe não estudou; 0 caso contrário
<i>E_mae2</i>	1 se a mãe possui de escolaridade o ensino fundamental incompleto ou completo; 0 caso contrário
<i>E_mae3</i>	1 se a mãe possui de escolaridade o ensino médio incompleto ou completo; 0 caso contrário
<i>E_mae4</i>	1 se a mãe possui de escolaridade o ensino superior incompleto ou completo; 0 caso contrário
Condições socioeconômicas	
<i>Renda00</i>	1 se a família não possui renda; 0 caso contrário
<i>Renda01</i>	1 se a família possui até 1 salário mínimo (SM); 0 caso contrário
<i>Renda02</i>	1 se a família possui de 1 até 2 SMs; 0 caso contrário
<i>Renda03</i>	1 se a família possui de 2 até 5 SMs; 0 caso contrário
<i>Renda04</i>	1 se a família possui de 5 até 10 SMs; 0 caso contrário
<i>Renda05</i>	1 se a família possui de 10 até 15 SMs; 0 caso contrário
<i>CSE¹</i>	Índice de condição socioeconômica
Escolas	
<i>Infra²</i>	Índice de infraestrutura da escola

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Índice criado a partir da análise de componentes principais que engloba a existência das seguintes características dos alunos obtidas pelo Enem de 2013: se possui televisão, DVD, rádio, microcomputador, automóvel, máquina de lavar, geladeira, freezer, telefone fixo, celular, acesso à internet, televisão por assinatura, aspirador de pó, empregada, banheiro.

² Índice gerado pela análise de componentes principais que engloba a existência das seguintes características das escolas obtidas no censo escolar de 2013: abastecimento de água por rede pública, esgoto sanitário por rede pública, coleta periódica de lixo, sala de diretoria, sala de professores, laboratório de informática e de ciências, quadra de esportes, cozinha, biblioteca, parque infantil, sanitário adequado a aluno portador de necessidades especiais (PNE), dependências e vias adequadas a PNEs, televisão, videocassete, DVD, parabólica, copiadora, retroprojeto, impressora, computadores, acesso à internet e alimentação escolar para os alunos.

A variável que reflete a renda familiar está disponível em intervalos de SMs. Optou-se por fazer um corte de 2 SMs, tendo em vista que são pais de alunos de escolas públicas, pressupondo-se, assim, que eles não possuem a renda familiar muito elevada. Para facilitar a interpretação da medida de *CSE* e *Infra*, as variáveis foram normalizadas, de forma a assumir valores entre 0 e 1 – quanto maior o índice, mais favorável na disposição de equipamentos.

3 RESULTADOS

3.1 Análise descritiva

Estatísticas descritivas das notas nas cinco áreas e na MG do Enem; e das variáveis de controle relacionadas aos alunos de EEEPs, escolas regulares (públicas não profissionalizantes) e escolas privadas do Ceará em 2014 estão explicitadas na tabela 1. Observa-se que as médias das notas dos estudantes das escolas de ensino privado são superiores às dos de EEEPs, e estas são maiores que as dos alunos das escolas regulares, em todas as provas. Além disso, as demais características dos alunos das EEEPs se aproximam mais das características daqueles das escolas particulares.

Embora seja apenas a média, esses resultados corroboram a hipótese deste trabalho, em que os alunos das EEEPs apresentam um desempenho superior aos das escolas regulares.¹² Fazendo a comparação das EEEPs com as escolas privadas, verifica-se que, em CN, o diferencial de médias é de 52,24 pontos a favor das escolas privadas, embora estas apresentem uma variação relativa à média de 21,7% (0,1572/0,1291) superior às EEEPs. As áreas CH e LC apresentam uma diferença semelhante, de 37,39 e 32,67 pontos, com uma dispersão relativa à média de 4% e 3% superior às EEEPs, respectivamente.

Evidenciando diferenciais mais elevados e menos homogêneos, estão as provas de MT e R, com uma diferença de 71,92 e 83,97 pontos, respectivamente, e uma variação relativa semelhante nos dois tipos de escolas, de 23,5%, em MT, superior às EEEPs. Na MG, os alunos das escolas particulares apresentaram um desempenho superior em 55,6 pontos, 11% a mais que os das EEEPs, apesar de estas deterem um menor coeficiente de variação.

12. O estudo, ao utilizar esse grupo para representar as escolas públicas, tornará os grupos mais homogêneos.

TABELA 1
Estatísticas descritivas das variáveis da amostra (2014)

Variáveis	Escolas regulares			EEEPs			Escolas privadas		
	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação
<i>NOTA_CN</i>	455,52	57,316	0,1258	493,58	63,749	0,1291	545,82	85,8326	0,1572
<i>NOTA_CH</i>	509,365	67,124	0,1318	556,17	63,8829	0,1148	593,56	70,9712	0,1195
<i>NOTA_LC</i>	479,3558	64,26	0,1341	519,56	58,945	0,1134	552,23	64,4928	0,1167
<i>NOTA_MT</i>	434,7047	76,527	0,1760	486,98	95,5583	0,1962	558,9	135,454	0,2423
<i>NOTA_R</i>	436,2812	144,381	0,3309	549,3	139,2176	0,2534	633,27	158,1479	0,2497
<i>NOTA_MG</i>	463,0465	62,199	0,1343	521,12	64,5028	0,1237	57,76	85,6248	0,1484
Alunos									
<i>Idade</i>	18,86	4,43	0,2349	17,467	0,8507	20,532	17,643	2,6064	6,7691
<i>Sexo</i>	0,445	0,4865	1,0933	0,424	0,4942	1,1655	0,4654	0,4988	1,0716
<i>Raça</i>	0,1677	0,3736	2,2278	0,1934	0,3949	2,0422	0,4237	0,4941	1,1661
<i>Estado civil</i>	0,9545	0,2083	0,2182	0,9946	0,073	0,0734	0,9908	0,0953	0,0962
<i>Anos_Fund</i>	0,3663	0,4818	1,3153	0,3794	0,4852	1,2788	0,459	0,4983	1,0855
<i>Anos_Méd</i>	0,3271	0,4691	1,4341	0,357	0,4791	1,3421	0,527	0,4992	0,9473
Escolaridade do pai									
<i>E_Pai1</i>	0,1206	0,3257	2,7007	0,0692	0,2538	3,6667	0,0149	0,1212	8,124
<i>E_Pai2</i>	0,663	0,4726	0,7128	0,5786	0,4937	0,8533	0,2317	0,4219	1,8208
<i>E_Pai3</i>	0,1844	0,3878	2,1030	0,2944	0,4558	1,5479	0,394	0,4886	1,2399
<i>E_Pai4</i>	0,0277	0,1641	5,9242	0,0501	0,2182	4,3527	0,2655	0,4416	1,6629
Escolaridade da mãe									
<i>E_mae1</i>	0,0685	0,2527	3,6891	0,0279	0,1647	5,9011	0,0068	0,0824	12,0522
<i>E_mae2</i>	0,6507	0,4767	0,7326	0,4943	0,4999	1,0113	0,1571	0,3639	2,3156
<i>E_mae3</i>	0,2204	0,4145	1,8807	0,3563	0,4789	1,344	0,3922	0,4882	1,2447
<i>E_mae4</i>	0,0466	0,2108	4,5236	0,0904	0,2868	3,1712	0,2952	0,4561	1,5449
Condições socioeconômicas									
<i>Renda00</i>	0,0306	0,1723	5,6307	0,0155	0,1236	7,9643	0,0049	0,0699	14,2223
<i>Renda01</i>	0,6899	0,4625	0,6704	0,6391	0,4802	0,7513	0,1323	0,3388	2,5606
<i>Renda02</i>	0,2279	0,4195	1,8407	0,2797	0,4488	1,6047	0,2635	0,4405	1,6718
<i>Renda03</i>	0,0469	0,2115	4,5096	0,0599	0,2374	3,9595	0,299	0,4578	1,5311
<i>Renda04</i>	0,0039	0,0624	16,000	0,0052	0,0722	13,767	0,1752	0,3802	2,1692
<i>Renda05</i>	0,0003	0,0178	59,333	0,0002	0,0149	66,922	0,0617	0,2407	3,8967
<i>CSE</i>	0,3777	0,1513	0,4006	0,4806	0,1461	0,304	0,6740	0,1847	0,274
<i>Infra</i>	0,2247	0,0637	0,2835	0,3547	0,0903	0,2546	0,4144	0,149	0,3597

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. A proporção de alunos com o pai com pós-graduação (*E_Pai5*) foi de 0,007 para as EEEPs e de 0,093 para as escolas privadas, perfazendo 100% quando somada às demais.

2. A proporção de alunos com a mãe com pós-graduação (*E_mae5*) foi de 0,030 para as EEEPs e de 0,148 para as escolas privadas, perfazendo 100% quando somada às demais.

3. A proporção de alunos com a renda familiar maior que 15 SMs (*Renda06*) foi de 0,0001 para as EEEPs e de 0,0631 para as escolas privadas, perfazendo 100% quando somada às demais.

Os gráficos A.2 a A.7 no apêndice A mostram a distribuição das proficiências dos alunos nas cinco áreas e na MG para as escolas particulares, as EEEPs e as escolas regulares. Pode-se observar que o gráfico para os alunos do ensino privado encontra-se mais concentrado para a direita, indicando que a frequência de estudantes com notas maiores é superior aos pertencentes às EEEPs, e estes têm melhor distribuição que os das escolas regulares.

Quanto às demais variáveis presentes na tabela 1, nota-se que, apesar de apresentar uma idade média semelhante, 17 anos, o grupo das escolas privadas é menos homogêneo que o das EEEPs, pois apresenta uma variação absoluta de aproximadamente dois anos, enquanto no outro grupo o desvio-padrão é de meses.

Além disso, a proporção de homens e alunos solteiros é semelhante nas EEEPs e nas escolas privadas – 42% e 46% são do sexo masculino, respectivamente, e em ambos os grupos 99% são solteiros. Em relação à raça, a diferença entre os percentuais aumenta: 19,3% são considerados brancos nas EEEPs e 42,3% nas escolas particulares.

As variáveis *Anos_Fund* e *Anos_Médio* apresentam a proporção de alunos que terminaram o ensino fundamental em oito anos e o médio em três, os quais, para as EEEPs, foram de 38% e 36% e, para as particulares, de 46% e 53%, respectivamente. Isso mostra indícios de que os alunos que fizeram o terceiro ano nas EEEPs evidenciam problemas de repetência, mais que nas escolas particulares.

Ao analisar as escolaridades do pai e da mãe, observa-se que os alunos das escolas privadas apresentam pais com níveis mais elevados de estudo. Para as EEEPs, a maior proporção reside em pai e mãe com ensino fundamental incompleto ou completo – 57,86% e 49,43%, respectivamente. Já para as escolas particulares, pais com ensino médio incompleto ou completo são maioria – aproximadamente 39%. Ademais, a proporção de pais com ensino superior nas escolas de ensino privado é maior que no grupo das EEEPs – aproximadamente 20 pontos percentuais a mais.

Por meio das variáveis de condições socioeconômicas, nota-se que a renda familiar dos alunos das EEEPs se concentra em até 2 SMs, ao passo que nas escolas privadas a concentração se dá a partir de 3 SMs. Além disso, os alunos dessas escolas apresentam um índice CSE médio mais elevado que o observado para as EEEPs – 0,6740 e 0,4806, respectivamente. Apesar de as EEEPs apresentarem uma boa infraestrutura (Ceará, 2014), as escolas particulares detêm uma melhor oferta de equipamentos aos alunos, conforme atestam os respectivos índices, com valores de 0,3547 e 0,4144.

3.2 Regressão FIR nos quantis incondicionais

Para decompor os diferenciais de notas entre os alunos das escolas regulares e de EEEPs, e entre os alunos destas e das escolas privadas por meio da metodologia de Firpo, Fortin e Lemieux (2007), faz-se necessário estimar as regressões RIF, as quais têm o objetivo de aferir os efeitos das covariáveis sobre os quantis incondicionais do *log* das notas das provas do Enem, cujos resultados para os quantis 0,1; 0,5; e 0,9 encontram-se nas tabelas do apêndice B. Além disso, essas tabelas apresentam as estimativas por MQO. Pode-se observar que os efeitos não são constantes ao longo da distribuição, justificando, assim, a análise por regressões quantílicas,¹³ além de se diferirem entre os tipos de escolas (regulares, EEEPs e particulares).

A análise desses resultados se concentra na comparação entre as EEEPs e as escolas particulares. Os coeficientes estimados para a variável *Idade* foram negativos e significativos em todos os quantis analisados e nas áreas de conhecimento para ambos os tipos de ensino. Isso indica que, quanto maior a idade do aluno, menor será seu desempenho no Enem, independentemente da parte da distribuição na qual se encontre. Tal efeito decresce no sentido da parte superior da distribuição.

Os resultados mostram que o efeito do gênero difere entre os tipos de escolas, ao longo da distribuição e entre as áreas de conhecimento. Em MG, CH, CN e MT, considerando a mediana e o quantil 0,9, pode-se observar que o efeito é positivo e significativo em ambas as escolas, embora com um efeito maior nas EEEPs. Enquanto isso, no quantil 0,1, o efeito difere entre as áreas e entre as escolas. Na MG, este foi insignificante para as EEEPs e negativo e significativo para as escolas particulares. Em CH, o efeito foi positivo e significativo para as EEEPs e insignificante para as escolas privadas. Já em CN e MT, ambos os efeitos foram positivos e significativos. Apresentando resultados negativos e significativos em todos os quantis analisados e nos dois tipos de escolas, encontra-se a área de R, enquanto em LC esse tipo de efeito se sobressai apenas para as escolas particulares, na mediana e no quantil 0,9.

Referente à raça, verificou-se que, no primeiro quantil, o efeito é predominantemente insignificante, exceto em R, em que foi positivo e significativo para todos os tipos de escolas. Na mediana, podem-se observar, em MG, LC, MT e R, efeitos insignificantes para as EEEPs e positivos e significativos para as escolas privadas, enquanto em CH e CN os efeitos foram positivos e significantes nas EEEPs – nas escolas particulares, foram insignificantes e positivos e significativos, respectivamente. No quantil 0,9, esse efeito mostrou-se positivo e significativo em todas as áreas para as escolas de ensino privado e nas áreas de CH e LC para as EEEPs.

13. O teste de Koenker e Bassett Junior (1982) mostrou que os coeficientes são estatisticamente diferentes, apresentando uma estatística F igual a 25,58.

Além desses resultados, observa-se que alunos solteiros não apresentam efeitos significativos sobre as notas do Enem no primeiro quantil da distribuição, na mediana, exceto em LC para as EEEPs e em MT para as escolas particulares – no quantil 0,9, nas áreas de CH e LC para o ensino privado e em todas as áreas nas EEEPs (exceto em CH). Diferentemente da variável que indica se o aluno concluiu o ensino fundamental em oito anos, cujo efeito foi positivo e significativo em todos os quantis analisados, em áreas de conhecimento e nas escolas, exceto no primeiro quantil de MT para as EEEPs, cujo efeito foi insignificante. Já para a variável *Anos_Méd*, o efeito foi insignificante para as EEEPs, em todas as áreas e quantis, exceto no quantil 0,1 em R.

Quanto a *dummies* de escolaridade dos pais dos alunos de EEEPs, observa-se que todos os efeitos foram insignificantes, nas partes inferiores e superiores da distribuição de notas, em todas as áreas e na mediana, exceto na variável que indica se o pai tem ensino médio incompleto ou completo para as áreas de conhecimento MG e CN e nas variáveis *E_Pai2* e *E_Pai4* em CN, cujos efeitos foram positivos. Nas escolas privadas, porém, notam-se, predominantemente, efeitos negativos e significativos, exceto para as variáveis *E_Pai1*, nos quantis 0,9 da MG e 0,1 em CH, CN e MT; e *E_Pai3*, na mediana em LC e no quantil 0,1 de LC – para *E_Pai4* o efeito mostrou-se, na maioria dos casos, insignificante.

Resultado semelhante pôde ser observado para a escolaridade das mães dos alunos das EEEPs, com exceção da MG para *E_mae2* e *E_mae3*, no quantil 0,1; e na mediana para *E_mae3* na MG e *E_mae2* em CN. Já no ensino privado, os efeitos variaram entre insignificantes e negativos significativos, tanto por quantil quanto por área de conhecimento.

Quanto ao efeito das faixas de renda sobre as variações nas notas do Enem, verifica-se que, a partir da MG, para as EEEPs, todos os efeitos foram positivos e significativos, exceto na mediana para a renda de 10 a 15 SMs e no quantil 0,9 para as famílias que não possuem renda e para aquelas que possuem de 5 a 15 SMs. Nas escolas particulares, todavia, o efeito foi predominantemente negativo e significativo, com exceção de algumas faixas de renda no primeiro quantil e na mediana.

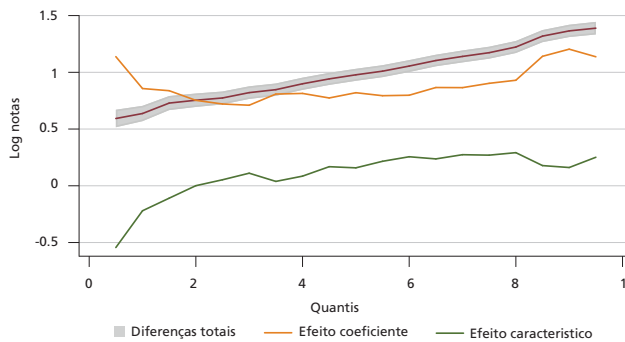
Além disso, efeitos insignificantes puderam ser observados ao longo da distribuição para o índice de condição socioeconômica e de infraestrutura das escolas, considerando a MG para os alunos das EEEPs, enquanto nas escolas privadas esse efeito foi positivo e significativo em todos os quantis analisados.

3.3 Decomposição da regressão FIR: efeitos composição e estrutural

A decomposição tradicional de Oaxaca-Blinder e quantílica identificará quais fatores e efeitos composição (característicos) ou estrutural (coeficientes) determinam

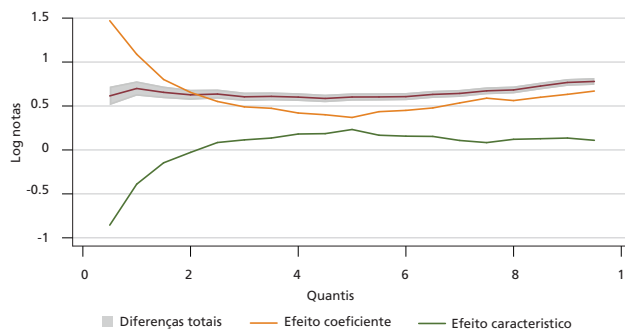
os diferenciais de notas por tipo de escola (regular e EEEP; privada e EEEP) na média e nos quantis da distribuição utilizando as estimativas de MQO e FIR, respectivamente. Para tanto, esse procedimento foi estimado para os dezoito quantis estabelecidos, 0,05 a 0,95, cujos diferenciais de notas regulares e EEPs se encontram nos gráficos A.8 a A.13 no apêndice, e os diferenciais entre as escolas privadas e as EEPs, além dos efeitos característicos e coeficientes nos quantis, têm suas trajetórias ilustradas pelos gráficos 2 a 7, embora somente alguns quantis tenham sido selecionados e expostos na tabela 2, juntamente com os resultados da decomposição na média. Em todas as notas, as estimativas dos diferenciais mostraram-se significativas a 1% – assim, é possível verificar vantagens dos alunos das escolares particulares em relação aos das EEPs, assim como destas sobre os estudantes das escolas regulares (gráficos A.8 a A.13 do apêndice A).

GRÁFICO 2
MG: decomposição dos efeitos



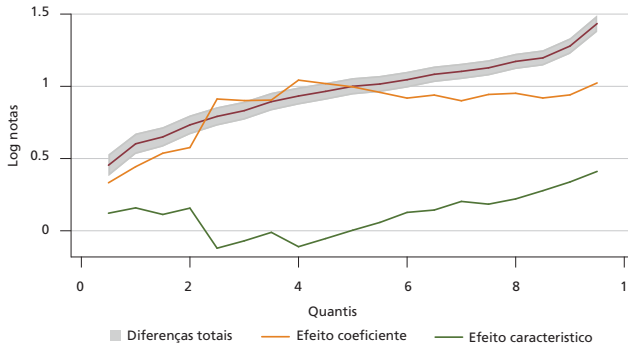
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
CH: decomposição dos efeitos



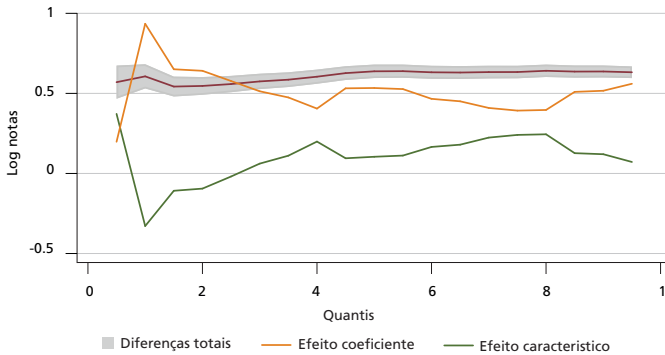
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4
CN: decomposição dos efeitos



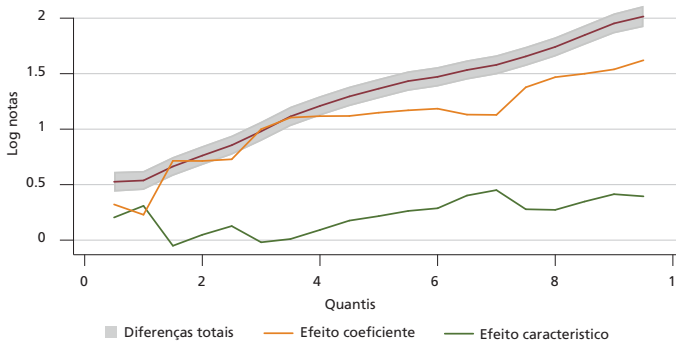
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5
LC: decomposição dos efeitos



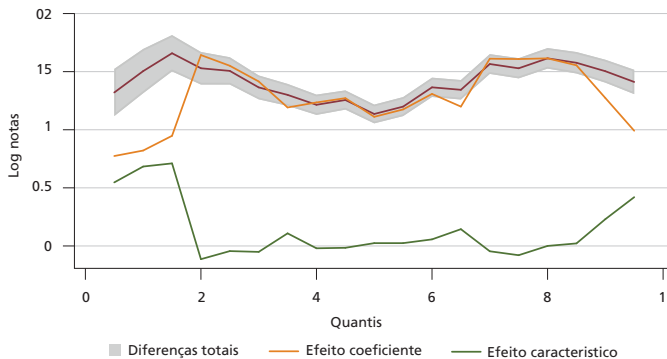
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
MT: decomposição dos efeitos



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 7
R: decomposição dos efeitos



Elaboração dos autores.

TABELA 2
Decomposição agregada na distribuição das notas nas áreas do Enem

Quantil	MQO	%	0,1	%	0,25	%	0,5	%	0,75	%	0,9	%
MG												
Diferencial	0,0980*	-	0,0637*	100	0,0774*	100	0,0978*	100	0,1173*	100	0,1365*	100
Características	0,0833*	-	-0,022*	-35	0,0053	7	0,0158	16	0,0270**	23	0,0161**	12
Coefficientes	0,0146*	-	0,0857*	135	0,0720*	93	0,0820*	84	0,0903*	77	0,1204*	88
CH												
Diferencial	0,0644*	-	0,0698*	100	0,0635*	100	0,0602*	100	0,0672*	100	0,0767*	100
Características	0,0574*	-	-0,039**	-56	0,0084	-	0,0232*	39	0,0083**	12	0,0135*	18
Coefficientes	0,0070*	-	0,1088*	156	0,0551*	87	0,0369*	61	0,0588*	88	0,0632*	82
CN												
Diferencial	0,0965*	-	0,0602*	100	0,0791*	100	0,1000*	100	0,1127*	100	0,1278*	100
Características	0,0790*	-	0,0158*	26	-0,0120*	-15	0,0004	-	0,0184	-	0,0337***	26
Coefficientes	0,0174*	-	0,0443*	74	0,0912*	115	0,0996*	100	0,0943*	84	0,0940*	74
MT												
Diferencial	0,1273*	-	0,0537*	100	0,0855*	100	0,1365*	100	0,1655*	100	0,1952*	100
Características	0,1245*	-	0,0308**	57	0,0126	-	0,0216	-	0,0278*	17	0,0414*	21
Coefficientes	0,0028*	-	0,0228*	43	0,0728*	85	0,1148*	84	0,1377*	83	0,1538*	79
LC												
Diferencial	0,0605*	-	0,0606*	100	0,0558*	100	0,0637*	100	0,0633*	100	0,0636*	100
Características	0,0496*	-	-0,0328*	-54	-0,0018	-	0,0104	-	0,0240**	38	0,0120*	19
Coefficientes	0,0108*	-	0,0934*	154	0,0577*	103	0,0533*	84	0,0392*	62	0,0516*	81
R												
Diferencial	0,1429*	-	0,1504*	100	0,1506*	100	0,1135*	100	0,1528*	100	0,1503*	100
Características	0,1090*	-	0,0683*	45	-0,0044	-	0,0024	-	-0,0079	-	0,0230*	15
Coefficientes	0,0338*	-	0,0821*	55	0,1550*	103	0,1111*	98	0,1608*	105	0,1273*	85

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

2. Os dois efeitos, característico e estrutural, podem ser decompostos de forma detalhada, como mostram a tabela 3 e os gráficos 8 e 9 para a MG.

A partir da tabela 2, em MT, CN e na MG, o aumento da diferença de notas na parte superior da distribuição indica o efeito *glassceiling*. Observa-se que o diferencial total entre as notas dos alunos das EEEPs e das escolas privadas na MG é monotonamente crescente nos quantis. No quantil 0,1, a diferença é de 0,0637, atingindo 0,0978 na mediana e 0,1365 no quantil 0,9, ou seja, 6,57%, 10,27% e 14,62% a mais para os alunos das escolas privadas. Dessa forma, pode-se dizer que, em média, a diferença está aumentando à medida que se move a quantis mais elevados da distribuição, isto é, o diferencial de notas a favor dos alunos das escolas particulares é maior para aqueles que apresentam desempenhos superiores.

Interpretação semelhante pode ser utilizada para as áreas de CN e MT, cujo diferencial total também é positivo e crescente. Nota-se, porém, que em MT o hiato cresce com o quantil da distribuição. Nessa área, o quantil 0,10 apresenta uma diferença de 5,51% e atinge 21,55% no quantil 0,9, enquanto em CN essas diferenças são de 6,2% e 13,63%, respectivamente.

CH e LC, apesar de apresentarem diferenciais positivos, praticamente permanecem constantes ao longo da distribuição, com leves oscilações. No décimo, quinquagésimo e nonagésimo quantis, as diferenças são de 0,0698, 0,0602 e 0,0767, respectivamente, para CH; e de 0,0606, 0,0637 e 0,0636, respectivamente, para LC. Apresentando diferenciais mais elevados ao longo de toda a distribuição, encontra-se a área de R, que oscila de 0,1504, equivalente a 16,22%, no quantil 0,1 para 0,1135 (12,01%) na mediana e 0,1503 (16,21%) no quantil 0,9.

Os resultados dos efeitos característicos para MG e CH apresentam sinais negativos e significantes nos primeiros quantis (0,05, 0,10 e 0,15) da distribuição, nos quantis 0,10 e 0,15 em LC e no percentil 0,25 em CN, indicando que estes agem no sentido de diminuir as diferenças entre as notas. Isso quer dizer que as diferenças de notas entre as escolas em características observáveis preveem vantagens aos estudantes das EEEPs nessas áreas e na parte inferior da distribuição, com destaque para o quantil 0,1 em CH e em LC, que age reduzindo o diferencial em 56% e 54%, respectivamente, como pode ser observado na tabela 2 e nos gráficos 2 a 7.

Dessa forma, os alunos das EEEPs apresentam características produtivas melhores que os das escolas particulares, e o efeito positivo para o efeito estrutural sugere que os retornos das características foram maiores para os estudantes das escolas particulares. Com isso, nesses quantis, o que explica os diferenciais de notas são os fatores não observáveis, pois os alunos das EEEPs apresentaram características observáveis melhor que os das escolas privadas. Portanto, o sinal positivo do efeito dos efeitos estruturais foi suficiente para anular as características – efeito composição.

Os efeitos composição nos quantis 0,2; 0,25; 0,35 e 0,5 na MG; 0,2; e 0,25 em CH; 0,2; 0,25; 0,3; 0,45; 0,5; e 0,55 em LC; 0,15 a 0,6 em MT; 0,15; 0,3 a 0,65 e 0,75 em CN; e 0,2 a 0,85 em R não foram estatisticamente significantes. Para os demais, os efeitos composição foram positivos e significantes, atuando de maneira a colaborar para o diferencial de notas, ou seja, os alunos das escolas privadas apresentam melhores características que contribuem para um bom desempenho, principalmente nos quantis mais elevados da distribuição, uma vez que, em todas as áreas de conhecimento e na MG, esses efeitos foram positivos e significativos nos percentis 0,9 e 0,95. Já nos menores quantis em MT e R, observam-se os maiores efeitos, 57% e 45%, respectivamente, com destaque para o primeiro, o qual superou o efeito estrutural em contribuir para o aumento do diferencial de notas.

Os efeitos não observáveis (coeficientes), contudo, são positivos e significativos em todos os quantis da distribuição e em todas as áreas do Enem, e são responsáveis por explicar a maior parte do diferencial das notas. Em MT, esse efeito é crescente ao longo da curva, diferentemente das demais áreas, cujos efeitos oscilam entre os percentis. Esses resultados indicam que os alunos das escolas privadas são mais capazes de converter insumos educacionais em maiores pontuações em testes padronizados e que existem outros fatores não observáveis pertencentes a esses alunos que contribuem para melhores desempenhos.

Na parte inferior da distribuição, no quantil 0,1, o hiato de notas foi reduzido devido a características referentes a idade, escolaridade da mãe e faixas de renda, para os que não possuem renda e os que a possuem até 2 SMs, com destaque para a variável que indica se o aluno possui renda mensal domiciliar de até 1 SM, cujo efeito foi responsável por tornar o efeito composição negativo. Resultado semelhante pode ser observado para os demais quantis, embora a característica de o aluno ter a mãe com ensino fundamental completo ou incompleto não afete mais no sentido de reduzir os diferenciais de notas e na parte superior da distribuição – o quantil 0,9. Efeito semelhante é constatado ao se considerar uma família destituída de renda.

Em contrapartida, a variável de gênero age de forma a contribuir para o aumento do diferencial, positiva e significativamente, exceto no quantil 0,1, cuja maior contribuição encontra-se no quantil 0,25 – aproximadamente, 13%. Em partes da distribuição, a raça também possui esse efeito, aumentando os diferenciais em 39,62% e 10%, nos quantis 0,25 e 0,75, assim como as escolaridades da mãe e do pai, cujo efeito sobre o hiato no quantil 0,5 foi de 4,43% e 26,58%, respectivamente. Ao longo de toda a distribuição, a variável que indica se o aluno terminou o ensino fundamental em oito anos apresentou um sinal positivo, contribuindo para o aumento das disparidades de notas entre os alunos das EEEPs e das escolas privadas, cujo efeito foi maior no quantil 0,25, aproximadamente 40%. Dessa maneira, ter uma boa trajetória no ensino fundamental afeta o desempenho no Enem, favorecendo

os estudantes das escolas particulares. Além disso, possuir renda a partir de 2 SMs, para alguns percentis, também age de forma a aumentar as diferenças de notas, cujo maior efeito pode ser observado no quantil 0,25, nas três faixas de renda. Com isso, entre as variáveis que contribuem para elevar o hiato de notas na média geral do Enem, pertencer a elevadas faixas de renda é o principal fator.

Como se pôde observar na tabela 2, a parte do diferencial atribuído a fatores não observáveis foi bastante elevada em todos os percentis, 135% no quantil 0,1; 93% no quantil 0,25; 84% na mediana; e 77% e 88% nos quantis 0,75 e 0,9, respectivamente. Isso pôde ser comprovado por meio da decomposição detalhada desse efeito, apresentada na tabela 3, que mostra a influência significativa de fatores não observáveis na maioria das variáveis em boa parte da distribuição, principalmente em percentis mais elevados.

Na parte inferior da distribuição, o efeito não observável seria menor e contribuiria para a redução do hiato entre as notas na MG, caso os alunos das EEEPs tivessem um aumento no desempenho para o sexo masculino, com mães que possuem ensino fundamental completo ou incompleto, e um maior retorno nos alunos das EEEPs em todas as faixas de renda, principalmente para os com renda familiar entre 2 e 5 SMs, agindo de forma a reduzir o efeito estrutural em aproximadamente 240%.

Considerando a mediana da distribuição, observa-se que o efeito estrutural de notas poderia ser reduzido e, assim, contribuir para a queda da desigualdade entre as escolas, se os alunos das EEEPs melhorassem o desempenho para o sexo masculino, para os com pais em todos os níveis de escolaridade, exceto aqueles que possuem ensino superior completo ou incompleto, com destaque para os que têm ensino médio completo ou incompleto – cuja redução sobre os efeitos não observáveis seria de 35,36%. Além disso, o efeito estrutural diminuiria com o aumento do efeito dos alunos com mães que possuem ensinos fundamental e médio completos ou incompletos em, aproximadamente, 7% e 21%, respectivamente; e com um maior retorno em notas na MG dos alunos em todas as faixas de renda, exceto na *Renda05*, cujo efeito mais expressivo foi para aqueles com a renda familiar entre 2 e 5 SMs, reduzindo o efeito não observado em aproximadamente 85%.

Resultado similar pode ser observado na parte superior da distribuição. O efeito estrutural das notas, porém, seria reduzido com o aumento no desempenho para os alunos das EEEPs do sexo masculino, solteiros e com pais que possuem ensinos fundamental e médio completos ou incompletos, com um maior retorno em notas na MG desses alunos em todas as faixas de renda – exceto para os que possuem a renda familiar entre 10 e 15 SMs, cujo efeito mais expressivo foi para aqueles com a renda familiar entre 2 e 5 SMs, reduzindo o efeito não observado em aproximadamente 41%.

TABELA 3
MG: decomposição dos efeitos característico e estrutural

Variáveis	Característico					Estrutural				
	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9
Total	-0,0222*	0,0053	0,0158	0,0270**	0,0161**	0,0857*	0,0720*	0,0820*	0,0903*	0,1204*
Idade	-0,0061*	-0,0053*	-0,0052*	-0,0037*	-0,0022*	0,2099*	0,2913*	0,3843*	0,3092	0,1951*
Sexo	0,0002	0,0007*	0,0012*	0,0012*	0,0011*	-0,0077*	-0,0093*	-0,0094*	-0,0075*	-0,007*
Raça	0,0012	0,0021**	0,0021**	0,0027*	0,0003	-0,0002	-0,0018	0,0014	0,0002*	0,0052**
Estado civil	-0,001	-0,0002	-0,0001	-0,0000	-0,0000	-0,0855	-0,0452	-0,0325	-0,0473**	-0,0641*
Anos_Fund	0,0014*	0,0018*	0,0003*	0,0027*	0,0011*	0,0043	0,0048*	0,0055*	0,0088*	0,0042**
Anos_Médio	0,0007	-0,0001	0,0001	0,0015	-0,0009	0,0026	0,0080*	0,0029	0,0012	0,0107*
E_Pai1	0,0012	0,0001	-0,0006	0,0005	-0,0002	-0,0006	-0,0007	-0,0011*	-0,0008**	-0,0003
E_Pai2	0,0026	-0,0032	-0,0078	-0,0022	-0,0038	-0,0084	-0,0135**	-0,0163*	-0,0150*	-0,0115***
E_Pai3	0,0006	0,0028	0,0042**	0,0016	0,0016	-0,0138	-0,0209**	-0,0290*	-0,0256*	-0,0202**
E_Pai4	0,0009	0,0040	0,0075	0,0034	0,0029	-0,0042	-0,0073	-0,0118**	-0,0088	-0,0045
E_mae1	-0,0002	0,0002	-0,0001	0,0002	0,0004	-0,0004	-0,0002	-0,0000	-0,0000	-0,0000
E_mae2	-0,0078***	-0,0001	-0,0019	0,0066	0,0071	-0,0097*	-0,0056*	-0,0061*	-0,0021	-0,0013
E_mae3	0,0009***	0,0001	0,0007***	0,0000	-0,0000	-0,0130**	-0,0065	-0,0172*	-0,0109**	-0,0098
E_mae4	0,0037	0,0005	0,0031	-0,0009	-0,0002	-0,0068	0,0002	-0,0057	0,0002	-0,0002
Renda00	-0,0066*	-0,0030*	-0,0111*	-0,0005*	-0,0001	-0,0035*	-0,0017*	-0,0010	-0,0008*	-0,0005*
Renda01	-0,3294*	-0,01503*	-0,0666*	-0,0382*	-0,0176*	-0,0965*	-0,0516*	-0,0320*	-0,0263*	-0,0175*
Renda02	-0,0110*	-0,0054*	-0,0027*	-0,0017*	-0,0011*	-0,1909*	-0,1041*	-0,0685*	-0,0609*	-0,0447*
Renda03	0,1634*	0,0810*	0,0435*	0,0318*	0,0205*	-0,2054*	-0,1092*	-0,0693*	-0,0655*	-0,0499*
Renda04	0,1166*	0,0523*	0,0296*	0,0127*	0,0086	-0,1217*	-0,0554*	-0,0334*	-0,0216*	-0,0154*
Renda05	0,0475*	0,0277*	0,0105	0,0123	-0,0003	-0,0479*	-0,0280*	-0,0110	-0,0144	-0,0015
CSE	-0,0037	-0,0022	-0,0010	-0,0008	-0,0008	0,0382**	0,0326**	0,0546*	0,0555*	0,0563*
Infra	0,0016	0,0014	-0,0006	0,0005	-0,0000	0,0419*	0,0567*	0,0802*	0,0445*	0,0137
Constante						0,6056*	0,1398***	-0,1019***	-0,0212	0,0842

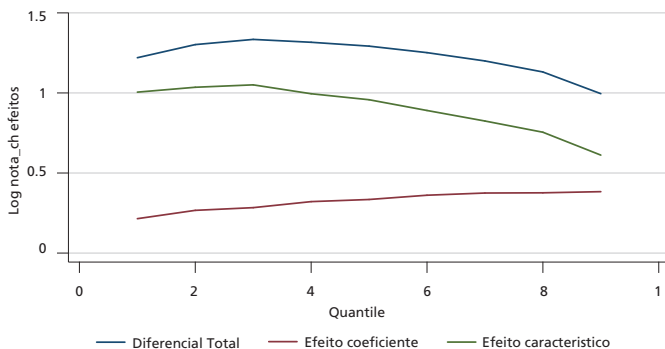
Elaboração dos autores.
Obs.: * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

Assim, é importante verificar a distribuição de notas por quantis para que se possa identificar o efeito heterogêneo das características dos alunos e das escolas e do retorno dessas características no hiato de notas entre as escolas particulares e as EEEPs do Ceará. As contribuições das covariáveis na redução do hiato podem servir como forma de identificar os fatores com os quais as políticas públicas poderiam contar quando se pretende equiparar o ensino público ao privado. No entanto, não foi possível analisar as características relacionadas à habilidade inata do estudante e ao esforço exercido pelos alunos de ambas as redes de ensino, uma vez que podem ser fatores relevantes para a determinação da nota e do diferencial, mas não são observáveis.

Para uma melhor visualização da contribuição desses efeitos, construíram-se os gráficos 8 e 9, em que se optou por agregar algumas variáveis em grupos: *Idade*, *Sexo*, *Raça*, *Estado civil*, *Anos_Fund* e *Anos_Médio* pertencem às características pessoais; *E_Pai1*, *E_Pai2*, *E_Pai3*, *E_Pai4* foram inseridos no grupo que representa a escolaridade do pai, assim como se considerou a escolaridade da mãe; e as variáveis *Renda* e *CSE* pertencem ao grupo da condição da família.

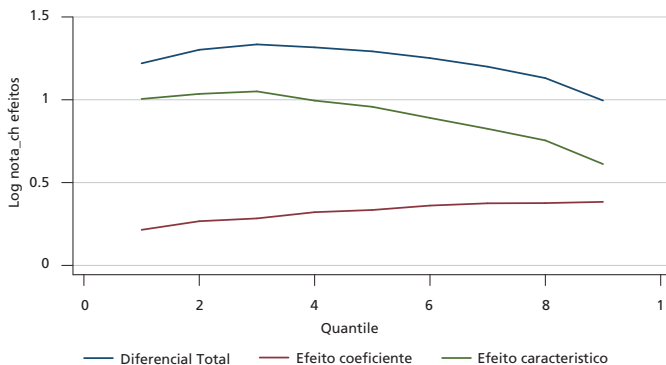
Observa-se que as condições socioeconômicas da família e a escolaridade dos pais são fatores determinantes para a redução dessa desigualdade. Dessa forma, optou-se por fazer simulações para entender como uma melhora de renda poderia compensar deficiências históricas no perfil educacional no desempenho dos alunos, isto é, serão simuladas distribuições com mudanças na escolaridade dos pais e na renda, fatores que, individualmente, aparecem com uma grande importância, de maneira que os alunos das EEEPs não possuam diferenças significativas nessas variáveis quando comparados aos das escolas particulares.

GRÁFICO 8
Decomposição detalhada do efeito característico



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 9
Decomposição detalhada do efeito estrutural



Elaboração dos autores.

Para tanto, aplicou-se o balanceamento por entropia,¹⁴ que, segundo Hainmueller (2012), permite ponderar um conjunto de dados tais que as distribuições das variáveis nas observações reponderadas satisfaçam a um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista um equilíbrio exato sobre o primeiro (média), o segundo (variância) e o terceiro (assimetria) momento das distribuições de variáveis independentes nos grupos de tratamento e controle. Assim, é possível especificar um nível de equilíbrio desejável para as covariadas usando um conjunto de condições associado aos momentos da distribuição.

No cenário 1, os alunos das EEEPs apresentariam a mesma distribuição dos das escolas particulares nas variáveis referentes à renda da família. No segundo cenário, além dessas variáveis, foram balanceadas aquelas referentes à educação da mãe. Por fim, no cenário 3, acrescentaram-se ao cenário anterior as variáveis referentes à educação do pai (tabela 4). Após a aplicação do balanceamento por entropia, estimou-se o diferencial total a partir das estimativas da FIR ponderada pelos pesos da entropia, o qual foi comparado aos achados da tabela 2, cujos resultados encontram-se na tabela 5.

A partir das tabelas 4 e 5, verifica-se que, antes do pareamento, os alunos das EEEPs apresentavam desvantagens quanto às variáveis de renda e educação dos pais. No cenário 1, após o balanceamento, esses alunos passaram a apresentar a renda da família equivalente à daqueles das escolas particulares, reduzindo a desigualdade na MG em, aproximadamente, 36% no primeiro quantil das distribuições de notas, 33% na mediana e 21,4% no quantil 0,9. No segundo cenário, as variáveis da escolaridade da mãe também não apresentaram diferenças significativas entre os dois grupos, após o pareamento. Assim, a desigualdade diminuiria para 39,7%,

14. Pareamento desenvolvido por Hainmueller (2012), cuja especificação do método encontra-se no apêndice C.

36,9% e 23,5%, respectivamente, nos quantis 0,1, 0,5 e 0,9. Enquanto no cenário 3, após balancear as variáveis de renda, escolaridade da mãe e escolaridade do pai, o diferencial total diminuiria para 40,3%, 37,7% e 24,6% nos quantis analisados.

TABELA 4
Média das variáveis antes e após o balanceamento por entropia

Variáveis	Cenários											
	1				2				3			
	Antes		Após		Antes		Após		Antes		Após	
	EEEPs	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares
<i>Renda00</i>	0,0155	0,0049	0,0049	0,0049	0,0155	0,0049	0,0049	0,0049	0,0155	0,0049	0,0049	0,0049
<i>Renda01</i>	0,6392	0,1323	0,1323	0,1323	0,6392	0,1323	0,1323	0,1323	0,6392	0,1323	0,1323	0,1323
<i>Renda02</i>	0,2797	0,2635	0,2635	0,2635	0,2797	0,2635	0,2635	0,2635	0,2797	0,2635	0,2635	0,2635
<i>E_mãe01</i>	-	-	-	-	0,0279	0,0068	0,0068	0,0068	0,0279	0,0068	0,0068	0,0068
<i>E_mãe02</i>	-	-	-	-	0,4944	0,1572	0,1572	0,1572	0,4944	0,1572	0,1572	0,1572
<i>E_Pai01</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,0692	0,0149	0,0149	0,0149
<i>E_Pai02</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,5787	0,2317	0,2317	0,2317

Elaboração dos autores.

TABELA 5
MG: diferencial total ponderado pela entropia

Quantis	Desigualdades					
	Cenário 1		Cenário 2		Cenário 3	
	Antes	Após	Antes	Após	Antes	Após
0,1	0,0637	0,0406	0,0637	0,0384	0,0637	0,038
0,5	0,0978	0,0655	0,0978	0,0617	0,0978	0,0609
0,9	0,1365	0,1072	0,1365	0,1044	0,1365	0,1028

Elaboração dos autores.

Dessa maneira, nota-se a importância da decomposição detalhada dos fatores sobre o diferencial total, principalmente a renda da família e a escolaridade dos pais, uma vez que esses fatores foram capazes de reduzir a desigualdade de notas dos alunos na MG, em todos os quantis. Além disso, cabe destacar que esse efeito é maior nos quantis iniciais da distribuição, ou seja, entre os alunos com menores desempenhos nos dois grupos.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho procura ampliar o debate existente na literatura da economia da educação sobre o ensino público, com ênfase no ensino profissionalizante desenvolvido

no Ceará. Para tanto, busca-se trazer novas evidências sobre os diferenciais de desempenho entre o ensino público e o privado, ao analisar as diferenças nas distribuições de notas no Enem, para as cinco áreas de conhecimento e na MG, entre os alunos das EEEPs e aqueles das escolas privadas.

Esta análise foi feita visando reduzir a influência de fatores não observados ao se construírem grupos de alunos mais homogêneos para a aferição do diferencial de rendimento escolar líquido. A pertinência para tal escolha prende-se ao fato de as EEEPs apresentarem um desempenho superior às demais escolas públicas. Dessa forma, busca-se verificar se esse novo modelo de escola pública provê uma estrutura de ensino equiparável à da escola privada, ao avaliar como os alunos dos dois tipos de escola se comparam ao longo da distribuição de rendimento escolar e quais fatores observáveis mais influenciam os desempenhos dos estudantes das duas escolas.

Além de propor uma nova construção para o grupo das escolas públicas, este trabalho buscou inovar ao utilizar o método de RQI proposto por Firpo, Fortin e Lemieux (2007), o qual emprega regressões com base na FIR combinadas com um procedimento de reponderação inspirado em DiNardo, Fortin e Lemieux (1996) e permite aplicar o método de decomposição de Oaxaca-Blinder.

Como não há informações identificadas dos alunos do ensino privado para uma análise longitudinal, utilizaram-se apenas aquelas referentes ao desempenho dos estudantes no Enem para 2014, as quais foram extraídas do Inep, enquanto a identificação das EEEPs e suas dotações de infraestrutura de todas as escolas foram obtidas da Seduc e do censo escolar de 2014, respectivamente.

Os resultados encontrados mostram que, em todas as áreas, as estimativas dos diferenciais foram significantes, apresentando vantagens aos alunos das escolas particulares em relação aos das EEEPs. Em MT, CN e na MG, o aumento da diferença de notas na parte superior da distribuição indica o efeito *glassceiling*, pois se nota que o diferencial total entre as notas dos alunos das EEEPs e das escolas privadas é crescente nos quantis. Dessa forma, o diferencial de notas, a favor dos estudantes das escolas particulares, é maior para aqueles que apresentam um desempenho superior. Em CH e LC, apesar de exibirem diferenciais positivos, estes praticamente permanecem constantes ao longo da distribuição, com leves oscilações, enquanto em R os diferenciais foram os mais elevados ao longo de toda a distribuição.

A decomposição quantílica de Firpo, Fortin e Lemieux (2007) permite identificar os fatores que contribuem para esse diferencial de notas, os quais podem ser observados pelos efeitos composição (característicos) e estrutural (coeficientes). Dos resultados, notou-se que os efeitos não observáveis (coeficientes) são positivos e significativos em todos os quantis da distribuição e em todas as áreas do Enem – e são responsáveis por explicar a maior parte do diferencial das notas, com destaque

para MT, cujo efeito é crescente ao longo da curva. Esses resultados indicam que os alunos das escolas particulares são mais capazes de converter insumos educacionais em maiores pontuações em testes padronizados e que existem outros fatores não observáveis pertencentes a esses alunos que contribuem para melhores desempenhos.

Além disso, verificou-se que o efeito característico age no sentido de diminuir as diferenças entre as notas apenas em alguns quantis da parte inferior da distribuição das notas, principalmente para o quantil 0,1 em CH e em LC, cujo efeito reduz o diferencial em 56% e 54%, respectivamente. Na maioria dos casos, porém, esse efeito foi positivo e significativo, atuando de forma a ajudar no diferencial de notas. Ou seja, os alunos das escolas privadas apresentam melhores características que contribuem para um bom desempenho, principalmente nos quantis mais elevados da distribuição, pois em todas as áreas de conhecimento e na MG esses efeitos foram positivos e significativos nos percentis 0,9 e 0,95.

A partir da decomposição detalhada dos fatores que afetam o diferencial entre os grupos, identificou-se que melhorias na renda da família e na escolaridade dos pais poderiam minimizar as deficiências no perfil educacional no desempenho dos alunos. Dessa maneira, construíram-se três cenários com mudanças nessas variáveis e utilizou-se o balanceamento por entropia para equiparar o grupo dos alunos das EEEPs aos das escolas particulares. Após esse procedimento, estimou-se o diferencial total a partir da FIR ponderada pelos pesos da entropia. Observou-se, dos resultados, que, ao melhorar as faixas de renda e a educação dos pais, a desigualdade entre esses grupos poderia reduzir 40,3%, 37,7% e 24,6%, respectivamente, no primeiro quantil, na mediana e no extremo da distribuição das notas na MG.

Embora este estudo tenha buscado inovar ao comparar grupos teoricamente mais homogêneos, alunos das EEEPs com os das escolas particulares, o diferencial de notas no desempenho do Enem ainda é significativo, ao longo de toda a distribuição. Com isso, políticas públicas educacionais, como o ensino profissionalizante, devem ser complementadas com políticas sociais que visem não só ao incremento no tipo de ensino que é ofertado, mas também ao desenvolvimento das famílias, por meio de melhorias na renda e na escolaridade dos pais.

REFERÊNCIAS

- BARSKY, R. *et al.* Accounting for the black-white wealth gap: a nonparametric approach. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 459, p. 663-673, Sept. 2002.
- BORAH, B. J.; BASU, A. Highlighting differences between conditional and unconditional quantile regression approaches through an application to assess medication adherence. **Health Economics**, v. 22, n. 9, p. 1052-1070, Apr. 2013.

CEARÁ. Secretaria da Educação do Estado do Ceará. **Relatório de gestão: o pensar e o fazer da educação profissional no Ceará 2008-2014**. Fortaleza: Secretaria da Educação, 2014.

CHERNOZHUKOV, V.; FERNÁNDEZ-VAL, I.; MELLY, B. Inference on counterfactual distributions. **Econometrica**, v. 81, n. 6, p. 2205-2268, Nov. 2013.

COSTA, L.; ARRAES, R. Identificação parcial do efeito das escolas privadas brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 2, p. 337-371, ago. 2014.

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

DONALD, S. G.; GREEN, D. A.; PAARSCH, H. J. Differences in wage distributions between Canada and the United States: an application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates source. **Review of Economic Studies**, v. 67, n. 4, p. 609-633, Oct. 2000.

EDOKA, I. P. **Decomposing differences in cotinine distribution between children and adolescents from different socioeconomic backgrounds**. York: HEDG, 2012. (Working Paper, n. 12/29).

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. **Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions**. Vancouver: University of British Columbia Press, 2007.

_____. Unconditional quantile regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, May 2009.

FISHER, J. D.; MARCHAND, J. T. Does the retirement consumption puzzle differ across the distribution? **The Journal of Economic Inequality**, v. 12, p. 279-296, 2014.

FORTIN, N. M. The gender wage gap among young adults in the United States: the importance of money versus people. **Journal of Human Resources**, v. 43, n. 4, p. 886-920, 2008.

FORTIN, N. M.; LEMIEUX, T. Rank regressions, wage distributions, and the gender gap. **Journal of Human Resources**, v. 33, n. 3, p. 610-643, 1998.

FOURNIER, J.-M.; KOSKE, I. Less income inequality and more growth: are they compatible? Part 7 **The drivers of labour earnings inequality: an analysis based on conditional and unconditional quantile regressions**. Paris: OECD, 2012. (Working Paper, n. 930).

FRANÇA, M. T. A.; GONÇALVES, F. de O. Provisão pública e privada de educação fundamental: diferenças de qualidade medidas por meio de propensity score. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 4, p. 373-390, out./dez. 2010.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v. 20, n. 1, p. 25-46, 2012.

HAMPEL, F. R. *et al.* **Robust statistics**: the approach based on influence functions. New York: Wiley, 1986.

HIRSCH, B. T.; WINTERS, J. V. An anatomy of racial and ethnic trends in male earnings in the U.S. **Review of Income and Wealth**, v. 60, n. 4, p. 930-947, 2014.

IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Análise da participação das escolas públicas estaduais cearenses no Exame Nacional do Ensino Médio (ENEM): 2009-2011**. Fortaleza: IPECE, 2013. (Informe, n. 54).

JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Wage inequality and the rise in returns to skill. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 3, p. 410-442, June 1993.

KASSENBOEHMER, S. C.; SINNING, M. G. Distributional changes in the gender wage gap. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 67, n. 2, p. 335-361, Apr. 2014.

KOENKER, R.; BASSETT JUNIOR, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

_____. Robust tests for heteroscedasticity based on regression quantiles. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 43-61, Jan. 1982.

LE, H. T.; BOOTH, A. L. Inequality in Vietnamese urban-rural living standards, 1993-2006. **Review of Income and Wealth**, v. 60, n. 4, p. 862-886, June 2013.

MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, n. 4, p. 445-465, Mar. 2005.

MANSKI, C. F. Anatomy of the selection problem. **The Journal of Human Resource**, v. 24, n. 3, p. 343-360, 1989.

MELLY, B. Decomposition of differences in distribution using quantile regression. **Labour Economics**, v. 12, n. 4, p. 577-590, Aug. 2005.

MORAES, A. G. E. de; BELLUZZO, W. O diferencial de desempenho escolar entre escolas públicas e privadas no Brasil. **Nova Economia**, v. 24, n. 2, p. 409-430, maio/ago. 2014.

MORIN, L.P. Do men and women respond differently to competition? Evidence from a major education reform. **Journal of Labor Economics**, v. 33, n. 2, p. 443-491, Apr. 2015.

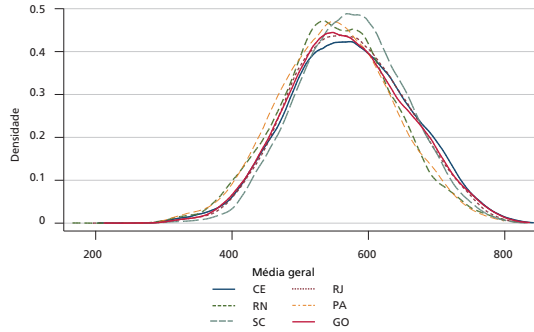
NGUYEN, H. T. **The evolution of the gender test score gap through seventh grade**: new insights from Australia using quantile regression and decomposition. Bentley: BCEC, 2015. (Working Paper, n. 1507).

RUBIL, I. **The great recession and the public-private wage gap**: distributional decomposition evidence from Croatia 2008-2011. Munich: MPRA, 2013. (Working Paper, n. 46798).

APÊNDICE A

GRÁFICO A.1

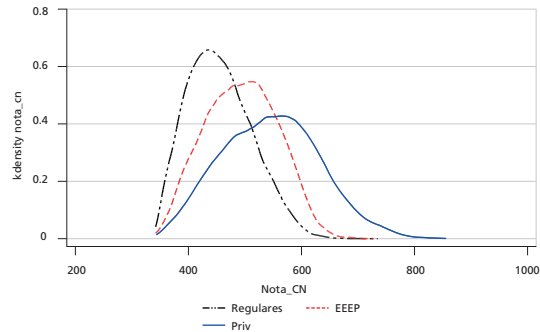
Ceará, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Pará, Santa Catarina e Goiás: desempenho no Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) dos alunos das escolas particulares



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.2

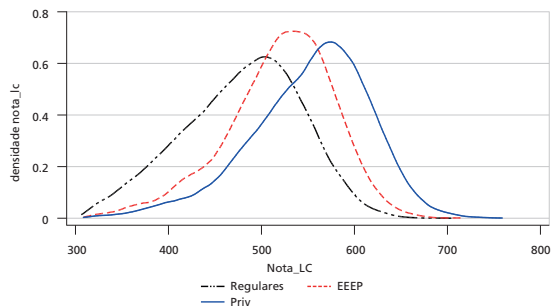
Distribuição das notas em ciências da natureza (CN)



Elaboração dos autores.

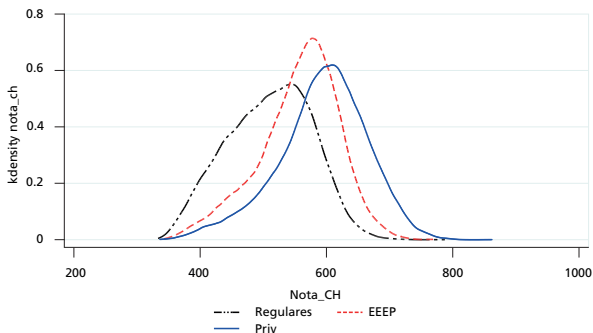
GRÁFICO A.3

Distribuição das notas em linguagens e códigos (LC)



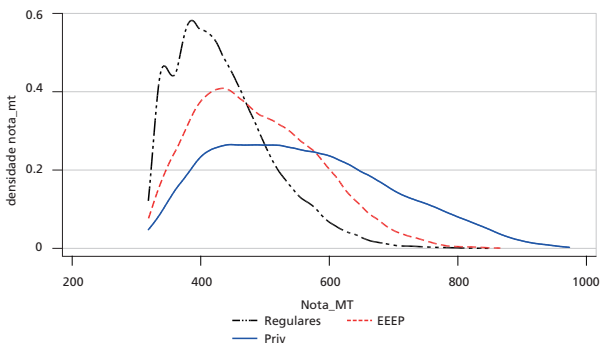
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.4
Distribuição das notas em ciências humanas (CH)



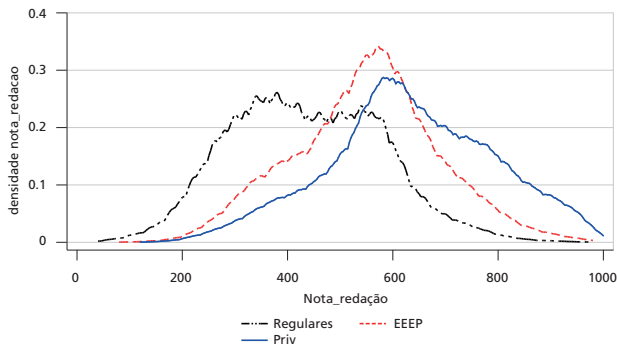
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.5
Distribuição das notas em matemática (MT)



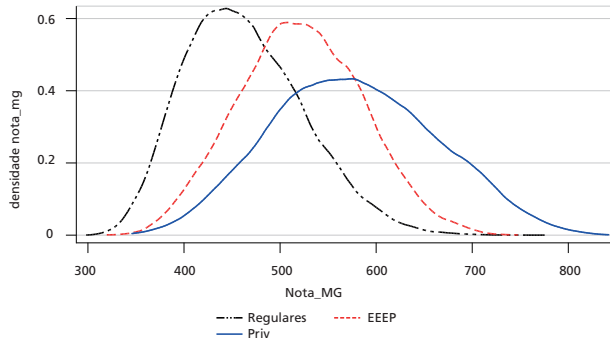
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.6
Distribuição das notas em redação (R)



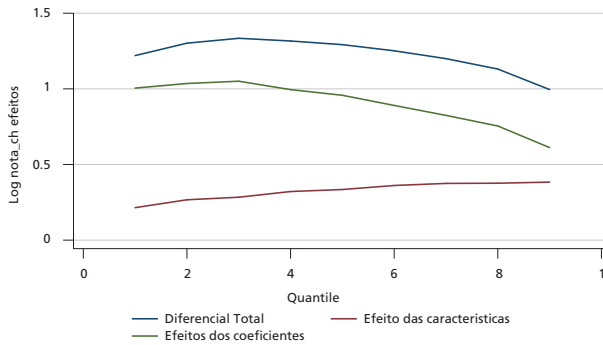
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.7
Distribuição das notas em média geral (MG)



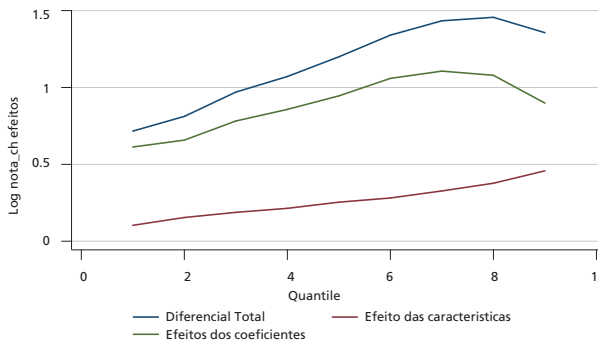
Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.8
MG: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)



Elaboração dos autores.

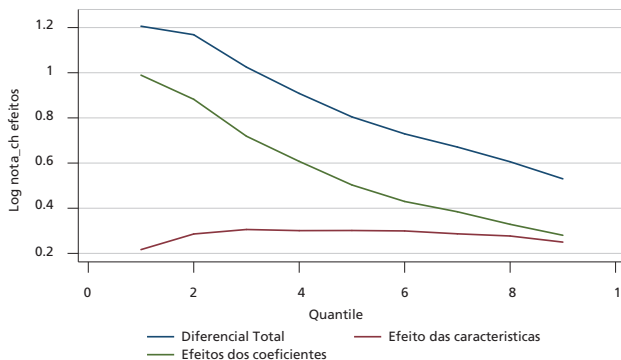
GRÁFICO A.9
MT: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.10

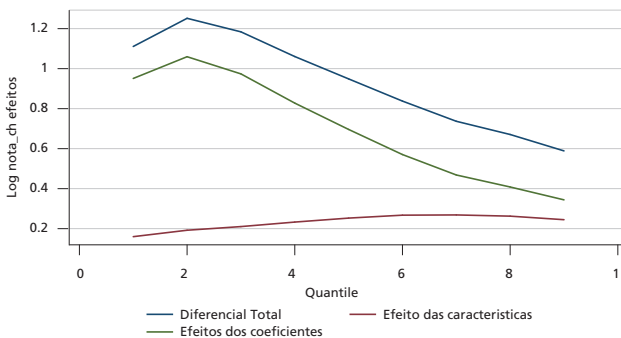
LC: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.11

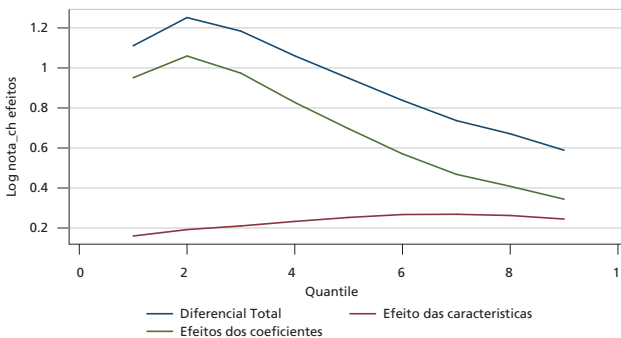
CH: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)



Elaboração dos autores.

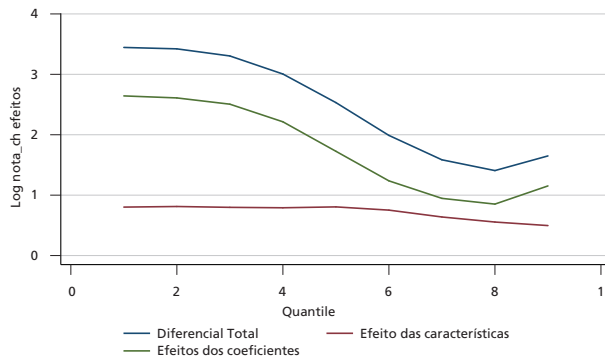
GRÁFICO A.12

CN: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO A.13

R: decomposição dos efeitos (escolas regulares e escolas profissionalizantes)

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

TABELA B.1

Média geral (MG): estimativas da regressão quantílica incondicional (RQI) por escola

Variáveis	MQO				0,1				0,5				0,9			
	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	
<i>Idade</i>	-0,024*	-0,0097*	-0,0037*	-0,0348*	-0,0229*	-0,0029*	-0,0296*	-0,0078*	-0,0042*	-0,0125*	-0,0015*	-0,0036*	-0,0125*	-0,0015*	-0,0036*	
<i>Sexo</i>	0,020*	0,0033	-0,0058*	0,0064	-0,0102**	-0,0209*	0,0291*	0,0088**	-0,0076*	0,0276*	0,0123*	0,0088*	0,0276*	0,0123*	0,0088*	
<i>Raça</i>	0,005***	0,0090*	0,0096*	0,0054	0,0049	0,0056**	0,0054	0,0088**	0,0110*	0,0016	0,0140*	0,0136*	0,0016	0,0140*	0,0136*	
<i>Estrado_civil</i>	0,0283	-0,0128	-0,0172*	0,0426	-0,0436	0,0269*	0,0271	-0,0057	0,0226*	0,0149*	-0,0396**	-0,0028	0,0149*	-0,0396**	-0,0028	
<i>Anos_Fund</i>	0,0192*	0,0303*	0,0156*	0,0187*	0,0282*	0,0089*	0,0253*	0,0374*	0,0170*	0,0149*	0,0242*	-0,0230*	0,0149*	0,0242*	-0,0230*	
<i>Anos_Médio</i>	-0,0007	0,0093*	-0,0007	0,0043	0,0093**	0,0089*	0,0011	0,0067***	-0,0013	-0,0055	0,0148*	0,0031	-0,0055	0,0148*	0,0031	
<i>E_Pai1</i>	0,0005	-0,0494*	-0,0365*	-0,0237	-0,0644**	-0,0209**	0,0115	-0,0665*	-0,0428*	0,0045	-0,0180	-0,0509**	0,0045	-0,0180	-0,0509**	
<i>E_Pai2</i>	0,0098	-0,0458*	-0,0291*	-0,0077	-0,0441*	-0,0077	0,0227	-0,0479*	-0,0344*	0,0111	-0,0386*	-0,0491**	0,0111	-0,0386*	-0,0491**	
<i>E_Pai3</i>	0,0233	-0,0325*	-0,0039	0,0060	-0,0291*	0,0081	0,0425**	-0,0311*	-0,0057	0,0170	-0,0343*	-0,0204	0,0170	-0,0343*	-0,0204	
<i>E_Pai4</i>	0,0208	-0,0100**	0,0055	0,0041	-0,0118**	0,0068	0,0351	-0,0096	-0,0004	0,0136	-0,0033	0,0049	0,0136	-0,0033	0,0049	
<i>E_mae1</i>	-0,0045	-0,0272***	-0,0462*	0,0117	-0,0581	-0,0187*	0,0093	0,0001	-0,0439*	-0,0197	-0,0243***	-0,0644*	-0,0197	-0,0243***	-0,0644*	
<i>E_mae2</i>	-0,0035	-0,0330*	-0,0395*	0,0232***	-0,0387*	-0,0151*	0,0057	-0,0336*	-0,0330*	-0,0212	-0,0298*	-0,0590*	-0,0212	-0,0298*	-0,0590*	
<i>E_mae3</i>	0,0086	-0,0190*	-0,013**	0,0274**	-0,0058	0,0040	0,0198***	-0,0241*	-0,0014	-0,0025	-0,0275*	-0,0328*	-0,0025	-0,0275*	-0,0328*	
<i>E_mae4</i>	0,0042	-0,0026	-0,0071	0,0183	-0,0047	0,0001	0,0153	-0,0042	0,0044	-0,0010	-0,0020	-0,0166	-0,0010	-0,0020	-0,0166	
<i>Renda00</i>	0,1937*	-0,0931*	0,0353	0,6233*	-0,0928**	0,0022	0,1094*	-0,0983*	0,0103	0,0168	-0,1034*	0,0016	0,0168	-0,1034*	0,0016	
<i>Renda01</i>	0,2117*	-0,0992*	0,0448	0,6499*	-0,0796*	0,0130	0,1314*	-0,1107*	0,0179	0,0348*	-0,0978*	0,0133	0,0348*	-0,0978*	0,0133	
<i>Renda02</i>	0,2456*	-0,0780*	0,0685	0,6789*	-0,0454*	0,0319	0,1720*	-0,0881*	0,0449	0,0706*	-0,0993*	0,0384	0,0706*	-0,0993*	0,0384	
<i>Renda03</i>	0,2561*	-0,0458*	0,0797	0,6838*	-0,0032	0,0231	0,1821*	-0,0499*	0,0498	0,0858*	-0,0810*	0,0836	0,0858*	-0,0810*	0,0836	
<i>Renda04</i>	0,2327*	-0,0220*	0,0777	0,6861*	-0,0086	0,0261	0,1742*	-0,0165**	0,0460	0,0507	-0,0375*	0,0987	0,0507	-0,0375*	0,0987	
<i>Renda05</i>	0,2837*	-0,0144**	0,098***	0,7715*	-0,0048	0,0371	0,1707	-0,0072	0,0208	-0,0056	-0,0307***	0,1424	-0,0056	-0,0307***	0,1424	
<i>CSE</i>	-0,0054	0,0575*	0,0810*	-0,0196	0,0371**	0,0789*	-0,0052	0,0758*	0,0973*	-0,0042	0,0792*	0,0780*	-0,0042	0,0792*	0,0780*	
<i>Infra</i>	0,0103	0,1304*	0,1165*	0,0269	0,1282*	0,0724*	-0,0107	0,1828*	0,1080*	-0,0014	0,0317**	0,1785*	-0,0014	0,0317**	0,1785*	
<i>Constante</i>	6,3922	6,5196*	6,1587*	5,9553*	6,5609*	5,9992*	6,5421*	6,4402*	6,1906*	6,5380*	6,6223*	6,3618*	6,5380*	6,6223*	6,3618*	

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

2. MQO — mínimos quadrados ordinários; EEEP s — escolas de educação de ensino profissional; CSE — índice de condição socioeconômica; Infra — índice de infraestrutura da escola.

TABELA B.2
Ciências humanas (CH): estimativas da RQI por escola

Variáveis	MQO											
	0,1				0,5				0,9			
	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares
<i>Idade</i>	-0,0154	-0,00483	-0,0007	-0,0219*	-0,0087*	-0,0010*	-0,0198*	-0,0047*	-0,0008*	-0,0074*	-0,0010*	-0,0010*
<i>Sexo</i>	0,0253	0,01350	0,00791	0,0209*	-0,0022	-0,004***	0,0276*	0,0175*	0,0090*	0,0306*	0,0184*	0,0192*
<i>Estrado civil</i>	0,0260	-0,00730	-0,0169	0,0885	0,0028	-0,0294*	-0,0004	-0,0045	-0,0187*	0,0166***	-0,0042	-0,006***
<i>Raça</i>	0,0058	0,00511	0,00797	0,0045	0,0078	0,0028	0,0081**	0,0028	0,0101*	0,0103*	0,0050***	0,0082*
<i>Anos_Fund</i>	0,0152	0,02224	0,01351	0,0197*	0,0289*	0,0121*	0,0178*	0,0245*	0,0161*	0,0101*	0,0151*	0,0137*
<i>Anos_Médio</i>	0,0012	0,00396	-0,0022	-0,0036	-0,0001	-0,0058**	0,0049	0,0050***	-0,0020	0,0011	0,0074*	0,0019
<i>E_Pai1</i>	0,0061	-0,02949	-0,0290	0,0087	-0,0479	-0,023***	0,0022	-0,0405*	-0,0472*	-0,0045	-0,0295*	-0,0327**
<i>E_Pai2</i>	0,0085	-0,03102	-0,0247	-0,0002	-0,0298*	-0,0214	0,0053	-0,0332*	-0,0401*	-0,0042	-0,0378*	-0,030***
<i>E_Pai3</i>	0,0234	-0,0212	-0,0025	0,0249	-0,0218**	-0,0016	0,0210	-0,0229*	-0,0125	0,0056	-0,0314*	-0,0114
<i>E_Pai4</i>	0,0175	-0,00558	0,0034	0,0122	-0,0112	0,0007	0,0170	-0,0050	-0,0034	-0,0075	-0,0125***	0,0073
<i>E_mae1</i>	0,0043	0,00059	-0,0279	0,0191	0,0183	-0,0201**	-0,0053	-0,0148	-0,0300*	-0,0033	0,0161	-0,0316*
<i>E_mae2</i>	0,0003	-0,02176	-0,0224	0,0242	-0,0251**	-0,016***	-0,0058	-0,0248*	-0,0195*	0,0084	-0,0036	-0,0287*
<i>E_mae3</i>	0,0084	-0,0129	-0,0019	0,0284	-0,0058	0,0041	0,0070	-0,0171*	0,0041	0,0027	-0,0044	-0,0088
<i>E_mae4</i>	0,0016	-0,00063	0,0019	0,0108	-0,0002	0,0031	0,0016	-4,65e-06	0,0071	0,0040	0,0048	-0,0023
<i>Renda00</i>	0,31398	-0,07255	0,0075	0,8756*	-0,1121**	-0,0762*	0,1132*	-0,0619*	0,0965***	0,0029	-0,0598*	0,0139
<i>Renda01</i>	0,32080	-0,07152	0,0179	0,8716*	-0,0878*	-0,0663*	0,1181*	-0,0704*	0,1110***	0,0294*	-0,0694*	0,0157
<i>Renda02</i>	0,35243	-0,05325	0,03856	0,9167*	-0,0468*	-0,0515*	0,1529*	-0,0527*	0,1359**	0,0451*	-0,0648*	0,0365
<i>Renda03</i>	0,36238	-0,02764	0,0466	0,9392*	-0,0031	-0,0524*	0,1604*	-0,0303*	0,1429**	0,0559*	-0,0576*	0,0581
<i>Renda04</i>	0,34520	-0,01205	0,04624	0,9109*	-0,0048	-0,0518*	0,1414*	-0,0104***	0,1408**	0,0341	-0,0263*	0,0720
<i>Renda05</i>	0,39146	-0,00889	0,06258	1,0233*	-0,0063	-0,0745	0,2959*	-0,0035	0,1707**	-0,0150	-0,0299*	0,0502
<i>CSE</i>	-0,0156	0,02750	0,06376	-0,0530**	0,0202	0,0545*	-0,0104	0,0455*	0,0837*	0,0116	0,0464*	0,0464*
<i>Infra</i>	-0,0005	0,0807	0,09219	-0,0540	0,1207*	0,0540*	-0,0006	0,0914*	0,1002*	0,0150	0,0299*	0,1339*
<i>Constante</i>	6,1976	6,4667	6,2148	5,5466*	6,3368*	6,1360*	6,5254*	6,4567*	6,1399*	6,4987*	6,5563*	6,3764*

Elaboração dos autores.

Obs.: * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

TABELA B.3
Ciências da natureza (CN): estimativas da RQI por escola

Variáveis	MQO				0,1				0,5				0,9			
	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	Escolas particulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	Escolas particulares
<i>Idade</i>	-0,01619	-0,00665	-0,00141	-0,0111*	-0,014*	-0,0111*	-0,0008*	-0,0074*	-0,0208*	-0,0074*	-0,0017*	-0,008*	-0,008*	-0,0011*	-0,0020*	-0,0020*
<i>Sexo</i>	0,04458	0,030123	0,01743	0,0091***	0,0300*	0,0091***	0,0035**	0,0409*	0,0564*	0,0409*	0,0174*	0,0453*	0,0453*	0,0363*	0,0325*	0,0325*
<i>Estado civil</i>	0,02499	-0,01561	-0,00872	-0,0451	0,0509	-0,0451	-0,0116**	-0,0119	0,0251	-0,0119	-0,0131*	0,0093	0,0093	-0,0210***	-0,0032	-0,0032
<i>Raça</i>	0,00415	0,008923	0,00697	0,0019	-0,0042	0,0019	0,0030	0,0106*	0,0089***	0,0106*	0,0075*	0,0022	0,0022	0,0183*	0,0099*	0,0099*
<i>Anos_Fund</i>	0,1332	0,029400	0,1038	0,0218*	0,0149*	0,0218*	0,0062*	0,0389*	0,0138*	0,0389*	0,0098*	0,0190*	0,0190*	0,0232*	0,0180*	0,0180*
<i>Anos_Médio</i>	0,00289	0,008523	0,00087	0,0066	0,0049	0,0066	0,0004	0,0061	0,0025	0,0061	-0,0002	-0,0000	-0,0000	0,0145*	0,0015	0,0015
<i>E_Pai1</i>	0,02350	-0,045682	-0,01941	-0,0296	0,0436	-0,0296	-0,0137	-0,0582*	0,0323	-0,0582*	-0,0275**	-0,0184	-0,0184	-0,0375*	-0,034***	-0,034***
<i>E_Pai2</i>	0,02603	-0,042944	-0,01779	-0,0325*	0,0449	-0,0325*	-0,016***	-0,0457*	0,0405***	-0,0457*	-0,022***	-0,0223	-0,0223	-0,0396*	-0,035***	-0,035***
<i>E_Pai3</i>	0,03070	-0,036050	-0,00682	-0,0286*	0,0517	-0,0286*	-0,0093	-0,0370*	0,0474**	-0,0370*	-0,0116	-0,0198	-0,0198	-0,0381*	-0,0140	-0,0140
<i>E_Pai4</i>	0,032032	-0,009626	0,00791	-0,0120	0,0464	-0,0120	-0,00007	-0,0042	0,0517**	-0,0042	0,0073	-0,0075	-0,0075	-0,0053	0,0074	0,0074
<i>E_mae1</i>	-0,00394	-0,036917	-0,03318	-0,0971**	0,0182	-0,0971**	-0,0246*	-0,0113	-0,0156	-0,0113	-0,0346*	-0,0140	-0,0140	-0,0117	-0,0428*	-0,0428*
<i>E_mae2</i>	-0,0054635	-0,029006	-0,02840	-0,0222**	0,0230	-0,0222**	-0,011***	-0,0367*	-0,021***	-0,0367*	-0,0323*	-0,0116	-0,0116	-0,0267*	-0,0400*	-0,0400*
<i>E_mae3</i>	-0,0016787	-0,0186841	-0,01423	-0,0076	0,0218	-0,0076	-0,0042	-0,0226*	-0,0171	-0,0226*	-0,0171**	-0,0025	-0,0025	-0,0167**	-0,0215**	-0,0215**
<i>E_mae4</i>	0,0018264	-0,0012844	-0,00943	0,0030	0,0268	0,0030	-0,0054	-0,0005	-0,0122	-0,0005	-0,0108	-0,0034	-0,0034	0,0025	-0,0119	-0,0119
<i>Renda00</i>	0,0653425	-0,090357	0,01734	-0,0559	-0,114*	-0,0559	0,0657	-0,1103*	0,1368*	-0,1103*	0,0022	0,0216	0,0216	-0,1152*	0,0776*	0,0776*
<i>Renda01</i>	0,0797549	-0,09416	0,02013	-0,0659*	-0,113*	-0,0659*	0,0644	-0,1034*	0,1526*	-0,1034*	0,0113	0,0237*	0,0237*	-0,1081*	0,0807*	0,0807*
<i>Renda02</i>	0,1014531	-0,07831	0,03431	-0,0297*	-0,107*	-0,0297*	0,0729	-0,0892*	0,1816*	-0,0892*	0,0269	0,0498*	0,0498*	-0,1114*	0,0993*	0,0993*
<i>Renda03</i>	0,1083583	-0,04581	0,04464	-0,0046	-0,092*	-0,0046	0,0744	-0,0481*	0,1864*	-0,0481*	0,0354	0,0679*	0,0679*	-0,0938*	0,1272*	0,1272*
<i>Renda04</i>	0,0788905	-0,02117	0,05204	-0,0027	-0,081*	-0,0027	0,0816	-0,0193**	0,1653*	-0,0193**	0,0292	0,0090	0,0090	-0,0526*	0,1455*	0,1455*
<i>Renda05</i>	0,2043453	-0,01205	0,03445	-0,0120	-0,117	-0,0120	0,0707	-0,0120	0,1891	-0,0120	0,0642	0,2761	0,2761	-0,0336**	0,0924	0,0924
<i>CSE</i>	-0,012838	0,05229	0,0318113	0,0566*	-0,033	0,0566*	0,0108***	0,0552*	-0,0416*	0,0552*	0,0386*	0,0026	0,0026	0,0681*	0,0363*	0,0363*
<i>Infra</i>	0,00586	0,13008	0,086118	0,1288*	-0,0084	0,1288*	0,0555*	0,1705*	-0,0109	0,1705*	0,0868*	0,0111	0,0111	0,0368**	0,1292*	0,1292*
<i>Constante</i>	6,31781	6,401588	6,11947	6,2495*	6,2495*	6,2488*	5,9143*	6,3909*	6,3473*	6,3909*	6,1419*	6,4610*	6,4610*	6,5434*	6,2345*	6,2345*

Elaboração dos autores.
Obs.: * equivale a 1% de significância, ** equivale a 5% de significância, *** equivale a 10% de significância.

TABELA B.4
Linguagens e códigos (LC): estimativas da RQI por escola

Variáveis	MQO						0,1			0,5			0,9		
	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares
<i>Idade</i>	-0,0183	-0,00688	-0,00312	-0,0291*	-0,0134*	-0,0034*	-0,0210*	-0,0057*	-0,0035*	-0,0101*	-0,0010*	-0,0024*	-0,0101*	-0,0017	-0,0070*
<i>Sexo</i>	-0,0091	-0,01930	-0,02130	-0,0265*	-0,0347*	-0,0361*	-0,0035	-0,0167*	-0,0232*	0,0018	-0,0017	-0,0070*	0,0018	-0,0017	-0,0070*
<i>Estado civil</i>	0,03945	0,00691	-0,01398	0,0715	0,0148	-0,0361*	0,0347***	-0,0004	-0,0091**	-0,0036	-0,0097	-0,0041	-0,0036	-0,0097	-0,0041
<i>Raça</i>	0,00595	0,00489	0,00851	0,0044	0,0057	0,0100*	0,0051	0,0060**	0,0084*	0,0096**	0,0069*	0,0080*	0,0096**	0,0069*	0,0080*
<i>Anos_Fund</i>	0,01377	0,01925	0,01065	0,0116**	0,0241*	0,0017	0,0156*	0,0198*	0,0119*	0,0123*	0,0114*	0,0132*	0,0123*	0,0114*	0,0132*
<i>Anos_Médio</i>	-0,0012	0,00358	-0,00225	-0,0069	0,0118**	-0,0020	0,0016	0,0015	-0,003***	-0,0014	0,0009	-0,0015	-0,0014	0,0009	-0,0015
<i>E_Pai1</i>	-0,0107	-0,03899	-0,02176	-0,0454	-0,0593**	-0,0436*	-0,0093	-0,0438*	-0,0141	-0,0020	-0,0393*	-0,028***	-0,0020	-0,0393*	-0,028***
<i>E_Pai2</i>	-0,0038	-0,03556	-0,01487	-0,0204	-0,0273*	-0,0324**	-0,0116	-0,0411*	-0,0095	0,0011	-0,0374*	-0,027***	0,0011	-0,0374*	-0,027***
<i>E_Pai3</i>	0,0078	-0,0255	0,00750	-0,0111	-0,0220*	-0,0098	0,0044	-0,0274*	0,0174	0,0087	-0,0302*	-0,0061	0,0087	-0,0302*	-0,0061
<i>E_Pai4</i>	-0,0018	-0,00943	0,01352	-0,0354	-0,0100	-0,0135	-0,0027	-0,0027	0,0248***	0,0033	-0,0140**	0,0025	0,0033	-0,0140**	0,0025
<i>E_mae1</i>	-0,0041	-0,00460	-0,03291	-0,0166	-0,0335	-0,0060	0,0055	0,0055	-0,0450*	-0,0059	0,0028	-0,0352*	-0,0059	0,0028	-0,0352*
<i>E_mae2</i>	-0,0064	-0,01651	-0,02888	-0,0022	-0,0234**	-0,0104	-0,0014	-0,0014	-0,0355*	-0,0117	-0,0093**	-0,0310*	-0,0117	-0,0093**	-0,0310*
<i>E_mae3</i>	0,00486	-0,0100	-0,00791	0,0146	-0,0101	0,0101	0,0109	0,0109	-0,0113	-0,0052	-0,0077***	-0,0135	-0,0052	-0,0077***	-0,0135
<i>E_mae4</i>	-0,0033	-0,00050	-0,00458	0,0048	-0,0020	0,0068	0,0012	0,0012	-0,0100	-0,0085	0,0037	-0,0037	-0,0085	0,0037	-0,0037
<i>Renda00</i>	0,17614	-0,06865	0,03453	0,8101*	-0,0216	0,1040	0,1198*	0,1198*	-0,0060	0,0121***	-0,0690*	0,0466*	0,0121***	-0,0690*	0,0466*
<i>Renda01</i>	0,19784	-0,06354	0,04222	0,8470*	-0,0484*	0,1124	0,1353*	0,1353*	0,0056	0,0378*	-0,0514*	0,0582*	0,0378*	-0,0514*	0,0582*
<i>Renda02</i>	0,22196	-0,043608	0,06379	0,8742*	-0,0125	0,1340	0,1634*	0,1634*	0,0305	0,0652*	-0,0512*	0,0771*	0,0652*	-0,0512*	0,0771*
<i>Renda03</i>	0,23301	-0,02629	0,06658	0,8804*	0,0009	0,1269	0,1755*	0,1755*	0,0321	0,0728*	-0,0399*	0,1011*	0,0728*	-0,0399*	0,1011*
<i>Renda04</i>	0,22363	-0,013051	0,07079	0,8960*	0,0028	0,1492	0,1512*	0,1512*	0,0275	0,0449**	-0,0191**	0,1208*	0,0449**	-0,0191**	0,1208*
<i>Renda05</i>	0,27203	-0,011407	0,07223	0,9740*	0,0001	0,1046	0,1610	0,1610	0,0211	0,0073	-0,0258*	0,1315**	0,0073	-0,0258*	0,1315**
<i>CSE</i>	-0,0086	0,032172	0,06686	-0,0246	0,0473*	0,0795*	-0,0065	-0,0065	0,0765*	-0,0002	0,0389*	0,0401*	-0,0002	0,0389*	0,0401*
<i>Infra</i>	0,04038	0,04917	0,1042	0,0588***	0,0636*	0,0553*	0,0423**	0,0423**	0,1152*	0,0368**	0,0086	0,1219*	0,0368**	0,0086	0,1219*
<i>Constante</i>	6,3137	6,4396	6,1766	5,6827*	6,3425*	5,9520*	6,4370*	6,4370*	6,2322*	6,4977*	6,4977*	6,3135*	6,4977*	6,4977*	6,3135*

Elaboração dos autores.

Obs.: * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

TABELA B.5
Matemática (MT): estimativas da RQI por escola

Variáveis	MQO			0,1			0,5			0,9		
	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares
<i>Idade</i>	-0,03228	-0,01073	-0,00342	-0,0270*	-0,0155*	-0,0014*	-0,0428*	-0,0140*	-0,0040*	-0,0204*	-0,0023*	-0,0052*
<i>Sexo</i>	0,09407	0,07791	0,05372	0,0537*	0,0534*	0,0282*	0,1180*	0,0966*	0,0556*	0,1058*	0,0833*	0,0780*
<i>Estado civil</i>	-0,00199	-0,04258	-0,01265	0,0270	-0,0806	-0,0069	-0,0197	-0,0647**	-0,0187*	-0,0159	-0,0423**	-0,0133**
<i>Raça</i>	0,00296	0,01344	0,00697	0,0021	0,0034	0,0004	0,0001	0,0126**	0,0087*	-0,0020	0,0239*	0,0136*
<i>Anos_Fund</i>	0,02065	0,04652	0,01712	0,0089	0,0199*	0,0037***	0,0278*	0,0605*	0,0164*	0,0264*	0,0458*	0,0332*
<i>Anos_Médio</i>	-0,00138	0,01945	-0,00036	0,0029	0,0090	-0,0016	-0,0084	0,0238*	0,0006	0,0012	0,0135**	-0,0028
<i>E_Pai1</i>	-0,00360	-0,05130	-0,01742	0,0085	-0,0139	0,0002	-0,0202	-0,0738*	-0,0226	0,0128	-0,0431***	-0,0014
<i>E_Pai2</i>	0,00785	-0,05358	-0,01513	0,0125	-0,0214***	0,0047	-0,0026	-0,0688*	-0,0210	0,0238	-0,0736*	-0,0004
<i>E_Pai3</i>	0,01911	-0,04084	-0,00312	0,0214	-0,0034	0,0075	0,0163	-0,0548*	-0,0094	0,0178	-0,0603*	0,0204
<i>E_Pai4</i>	0,0332	-0,00840	0,00484	0,0454	0,0068	0,0057	0,0255	-0,0167	-0,0058	0,0544	-0,0089	0,0497
<i>E_mae1</i>	-0,01755	-0,0497	-0,05779	-0,0127	-0,0289	-0,0281*	-0,0374	-0,0562	-0,0573*	-0,0277	-0,0577*	-0,1057*
<i>E_mae2</i>	-0,01201	-0,05807	-0,04708	0,0061	-0,0446*	-0,0231*	-0,0260	-0,0629*	-0,0412*	-0,0166	-0,0590*	-0,0963*
<i>E_mae3</i>	0,00469	-0,03321	-0,01957	0,0198	-0,0178***	-0,0084	0,0018	-0,0405*	-0,0141	0,0054	-0,0527*	-0,0531*
<i>E_mae4</i>	-0,00002	0,00030	-0,01634	0,0030	-0,0130	-0,0076	-0,0160	0,0017	-0,0152	0,0165	-0,0059	-0,037***
<i>Renda00</i>	0,13414	-0,11765	0,07438	-0,1262*	-0,0261	0,0753	0,1580*	-0,1573*	0,0536	0,0300	-0,1518*	0,0073
<i>Renda01</i>	0,15550	-0,16037	0,08341	-0,1390*	-0,0810*	0,0797	0,2055*	-0,2002*	0,0647	0,0259**	-0,1607*	0,0206
<i>Renda02</i>	0,20208	-0,1394	0,105161	-0,1123*	-0,0537*	0,0926	0,2546*	-0,1646*	0,0877	0,0826*	-0,1751*	0,0542
<i>Renda03</i>	0,21470	-0,09055	0,11875	-0,1134*	-0,0144	0,0893	0,2892*	-0,0947*	0,0921	0,0993*	-0,1529*	0,0818
<i>Renda04</i>	0,17182	-0,04954	0,13176	-0,1426*	-0,0087	0,1076	0,2182*	-0,0484*	0,1047	0,0775	-0,0840*	0,1072
<i>Renda05</i>	0,19145	-0,02332	0,16781	-0,0267	0,0011	0,1316	0,2556	-0,0169	0,1612***	-0,0450	-0,0488***	0,1753
<i>CSE</i>	0,00407	0,07704	0,06268	0,0261	0,0433***	0,0343*	-0,0239	0,0828*	0,0748*	0,0157	0,1490*	0,0955*
<i>Infra</i>	0,01488	0,18425	0,09563	-0,0087	0,1327*	0,0245***	0,0093	0,2219*	0,0769*	0,0343	0,0665*	0,2022*
<i>Constante</i>	6,50249	6,4935	6,0235	6,4286*	6,2523*	5,7783*	6,6696*	6,5513*	6,0425*	6,6641*	6,7093*	6,3245*

Elaboração dos autores.

Obs.: * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

TABELA B.6
Redação (R): estimativas da RQI por escola

Variáveis	MQO						0,1			0,5			0,9			
	EEEPs	Escolas particulares		Escolas regulares		EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares	EEEPs	Escolas particulares		Escolas regulares		EEEPs	Escolas particulares	Escolas regulares
		particulares	regulares	particulares	regulares					particulares	regulares	particulares	regulares			
<i>Idade</i>	-0,04414	-0,01073	-0,01197	-0,0749*	-0,0605*	-0,0156*	-0,0356*	-0,0471*	-0,0103*	-0,1030*	-0,0227*	-0,0034*	-0,0052*			
<i>Sexo</i>	-0,04618	0,07791	-0,10008	-0,0602*	-0,0998*	-0,1309*	-0,0471*	-0,0835*	-0,0835*	-0,1050*	-0,0402*	-0,0589*	-0,0597*			
<i>Estado civil</i>	0,04923	-0,04258	-0,04391	0,0853	0,0314	-0,1038*	0,0605	0,0078	0,0078	-0,030**	0,0606	-0,0434***	-0,0015			
<i>Raça</i>	0,00923	0,01344	0,01889	0,0485*	0,0263**	0,0130***	0,0037	0,0121**	0,0121**	0,0193*	-0,0041	0,0132**	0,0207*			
<i>Anos_Fund</i>	0,03442	0,04652	0,02935	0,0505*	0,0429*	0,0383*	0,0264*	0,0390*	0,0390*	0,0334*	0,0229*	0,0269*	0,0248*			
<i>Anos_Médio</i>	-0,00039	0,01945	-0,00145	0,0263***	0,0230***	-0,0198*	0,0000	0,0136**	0,0136**	0,0026	-0,0120	0,0131**	0,0068***			
<i>E_Pai1</i>	-0,00842	-0,05130	-0,10362	-0,0352	-0,1461***	-0,0728**	-0,0238	-0,0775*	-0,0775*	-0,1067*	-0,0584	-0,0513**	-0,0704**			
<i>E_Pai2</i>	0,01465	-0,05358	-0,07663	0,0117	-0,1112*	-0,0408	-0,0113	-0,0677*	-0,0677*	-0,083**	-0,0233	-0,0408*	-0,062***			
<i>E_Pai3</i>	0,04047	-0,04084	-0,01195	0,0477	-0,0769*	0,0244	0,0078	-0,0352*	-0,0352*	-0,0075	0,0008	-0,0288**	-0,0185			
<i>E_Pai4</i>	0,02934	-0,00840	-0,00007	0,0489	-0,0537*	0,0217	-0,0034	-0,0152	-0,0152	-0,0022	-0,0132	-0,0143	0,0090			
<i>E_mae1</i>	-0,00935	-0,00497	-0,08757	-0,0880	-0,3109**	-0,0734*	-0,0125	-0,0202	-0,0202	-0,1065*	0,0266	-0,0099	-0,1103*			
<i>E_mae2</i>	0,00237	-0,05807	-0,07848	-0,0065	-0,0762*	-0,0516*	-0,0042	-0,0380*	-0,0380*	-0,0898*	0,0146	-0,0470*	-0,1048*			
<i>E_mae3</i>	0,02456	-0,03321	-0,02257	0,0204	-0,0073	0,0032	0,0205	-0,0264*	-0,0264*	-0,0272	0,0302	-0,0373*	-0,0668**			
<i>E_mae4</i>	0,01951	0,00030	-0,00823	0,0223	-0,0088	0,0024	0,0030	-0,0162***	-0,0162***	-0,0014	0,0340	-0,0166	-0,042***			
<i>Renda00</i>	0,23637	-0,11765	0,06942	-0,2363*	-0,1798	0,2184	0,2622*	-0,0813***	-0,0813***	-0,1041	0,0601**	-0,1281*	0,0045			
<i>Renda01</i>	0,26106	-0,16037	0,09074	-0,2192*	-0,1468*	0,2403	0,2844*	-0,0867*	-0,0867*	-0,0905	0,1211*	-0,1045*	0,0195			
<i>Renda02</i>	0,30796	-0,1394	0,13654	-0,1581*	-0,0932*	0,2843	0,3227*	-0,0583*	-0,0583*	-0,0375	0,1689*	-0,0966*	0,0477			
<i>Renda03</i>	0,31917	-0,09055	0,16031	-0,1710*	-0,0148	0,2761	0,3301*	-0,0273**	-0,0273**	-0,0046	0,2225*	-0,0682*	0,0897			
<i>Renda04</i>	0,29146	-0,04954	0,11805	-0,3329*	-0,0224	0,1828	0,3209*	-0,0025	-0,0025	-0,0305	0,2209*	-0,0353***	0,1064			
<i>Renda05</i>	0,34757	-0,02332	0,18990	0,0329	-0,0071	0,1755	0,3123***	-0,0114	-0,0114	0,0663	0,0324**	-0,0643*	0,2382			
<i>CSE</i>	0,01120	0,007704	0,20595	0,0946***	0,1780*	0,2451*	0,0073	0,1106*	0,1106*	0,2328*	-0,0335	0,0959*	0,1102*			
<i>Infra</i>	-0,00549	0,18425	0,22785	0,0535	0,2588*	0,2727*	-0,0392	0,2269*	0,2269*	0,2204*	-0,0403	0,1097*	0,1832*			
<i>Constante</i>	6,68635	6,49352	6,20832	7,2347*	7,0221*	5,6730*	6,6280*	6,5642*	6,5642*	6,4721*	6,8421*	6,8747*	6,5846*			

Elaboração dos autores.

Obs.: * equivale a 1% de significância; ** equivale a 5% de significância; *** equivale a 10% de significância.

APÊNDICE C

BALANCEAMENTO POR ENTROPIA

Considere amostras aleatórias extraídas de unidades de tratados e de controle, nas quais inserem-se as seguintes definições: *i)* D_i é uma variável binária que assume o valor 1 se a unidade pertence ao tratamento e 0 se pertence ao controle; *ii)* X é uma matriz composta pelos elementos X_{ij} , referentes aos valores da variável exógena predeterminada j na unidade i ; *iii)* a densidade das covariadas nas amostras de tratamento e controle são dadas por $f_{X|D_i=1}(x)$ e $f_{X|D_i=0}(x)$, respectivamente; e *iv)* a variável do resultado observado é expressa por $Y_i = Y_i(1)D_i + (1 - D_i)Y_i(0)$.

O efeito médio tratamento sobre os tratados (EMTT) é dado por $\tau = E[Y_i(1)|D_i = 1] - E[Y_i(0)|D_i = 1]$, em que a primeira média pode ser diretamente identificada do grupo de tratados, mas a segunda corresponde ao contrafactual, o qual não é observado. Rosenbaum e Rubin (1983) mostram que, assumindo a seleção nos observáveis, $Y(0) \perp D|X$ e a sobreposição, $Pr(D_i = 1|X_i = x) < 1$ para todo x no suporte de $f_{X|D_i=1}$, o EMTT é identificado como:

$$\tau = E[Y_i|D_i = 1] - \int E[Y_i|X_i = x, D_i = 0] f_{X|D_i=1}(x) dx \quad (C.1)$$

Para estimar o contrafactual, a distribuição da covariável no grupo de controle necessita ser ajustada para torná-la semelhante à distribuição no grupo de tratamento, tal que o indicador de tratamento D se torne mais perto de ser ortogonal em relação às covariáveis. Uma variedade de métodos de pré-processamento de dados, como o pareamento pelo vizinho mais próximo, o *coarsened exact matching* (CEM) e o escore de propensão, tem sido proposta para reduzir o desequilíbrio na distribuição de variáveis de controle. Uma vez ajustadas as distribuições de variáveis independentes, métodos de análise padrão, tais como a regressão, podem ser posteriormente utilizados para estimar o tratamento com menor erro e modelo de dependência (Imbens, 2004; Rubin, 2006; Ho *et al.*, 2007; Sekhon, 2009).

Considere o caso mais simples, em que o efeito tratamento nos dados pré-processados é estimado pela diferença nos resultados médios entre os grupos de tratados e controle ajustado, cujo método utilizado na literatura é o escore de propensão ponderado (Hirano, Imbens e Ridder, 2003). Sua média contrafactual é estimada como segue:

$$E[Y_i(0)|\widehat{D}_i = 1] = \frac{\sum_{\{i|D = 0\}} Y_i d_i}{\sum_{\{i|D = 0\}} d_i} \quad (C.2)$$

As unidades de controle que recebem um peso dado por $d_i = \frac{\hat{p}(x_i)}{1-\hat{p}(x_i)}$, $\hat{p}(x_i)$ na equação (C.2) são o escore de propensão, o qual é comumente estimado por meio de uma regressão *probit* ou *logit*. Se esse modelo estiver corretamente especificado, então o peso estimado d_i assegura que a distribuição da covariável das unidades de controle reponderadas corresponda à distribuição no grupo de tratamento. No entanto, na prática, essa abordagem muitas vezes não consegue equilibrar conjuntamente todas as covariáveis.

O balanceamento por entropia generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento do pesquisador sobre os momentos amostrais. Considere w_i o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle, o qual foi encontrado pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distância métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (C.3)$$

Sujeito às restrições de equilíbrio e normalização:

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R \quad (C.4)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (C.5)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ tal que } D = 0 \quad (C.6)$$

Em que $q_i = 1/n$ é um peso-base, sendo n o tamanho da amostra das unidades de controle; e $c_{ri}(X_i) = m_r$ descreve um conjunto de R restrições referentes aos momentos das covariadas no grupo de controle reponderado. Inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (equação C.4) para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e de controle reponderado. As restrições de momentos podem ser a média (primeiro momento), a variância (segundo momento) e a assimetria (terceiro momento).

Dessa forma, o balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]'$, nos quais minimiza a equação (C.3) – distância de entropia entre W e o vetor-base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]'$, sujeita às restrições de

balanceamento na equação (C.4), de normalização na equação (C.5) e de restrição de não negatividade na equação (C.6). Devido à sua propriedade de minimizar os desequilíbrios entre os grupos, esse método será aqui aplicado.

REFERÊNCIAS

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.

HO, D. *et al.* Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. **Political Analysis**, v. 15, n. 3, p. 199-236, 2007.

IMBENS, G. W. Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: a review. **Review of Economics and Statistics**, v. 86, n. 1, p. 4-29, Feb. 2004.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 45, n. 2, p. 212-218, 1983.

RUBIN, D. B. **Matched sampling for causal effects**. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, 2006.

SEKHON, J. S. Opiates for the matches: matching methods for causal inference. **Annual Review of Political Science**, v. 12, p. 487-508, June 2009.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.

2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.

3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.

4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.

5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.

6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.

7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.

8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.

9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão

Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Louise de Freitas Sarmento (estagiária)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA

