

AValiaÇÃO E REFORMULAÇÃO DA ESTRUTURA TARIFÁRIA NO BRASIL

Honorio Kume

FATORES DETERMINANTES DA PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO CULTURAL BRASILEIRO

Danyella Juliana Martins de Brito

Stélio Coêlho Lombardi Filho

DURAÇÃO DO EMPREGO FORMAL E DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: O CASO DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA

Daniela Verzola Vaz

Danilo Braun Santos

Alexandre Ribeiro Leichsenring

DECISÃO DOS JOVENS BRASILEIROS: TRABALHAR E/OU ESTUDAR OU NEM-NEM

Maitê Rimekká Shirasu

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

TRABALHO INFANTIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA: UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NAS ZONAS URBANA E RURAL DO BRASIL

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Shirley Pereira de Mesquita

Victor Rodrigues de Oliveira

Maria Eduarda de Lima e Silva

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO AUMENTO NOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS EM INFRAESTRUTURA NO BRASIL

José Weligton Félix Gomes

Ricardo A. de Castro Pereira

Arley Rodrigues Bezerra

**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 dos Santos 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

Mauricio Cortez Reis

Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFC)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2019

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

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

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

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

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

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

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

AVALIAÇÃO E REFORMULAÇÃO DA ESTRUTURA TARIFÁRIA NO BRASIL 7

Honorio Kume

FATORES DETERMINANTES DA PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO CULTURAL BRASILEIRO 33

Danyella Juliana Martins de Brito

Stélio Coêlho Lombardi Filho

DURAÇÃO DO EMPREGO FORMAL E DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: O CASO DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA 65

Daniela Verzola Vaz

Danilo Braun Santos

Alexandre Ribeiro Leichsenring

DECISÃO DOS JOVENS BRASILEIROS: TRABALHAR E/OU ESTUDAR OU NEM-NEM 97

Maitê Rimekká Shirasu

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

TRABALHO INFANTIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA: UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NAS ZONAS URBANA E RURAL DO BRASIL 131

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Shirley Pereira de Mesquita

Victor Rodrigues de Oliveira

Maria Eduarda de Lima e Silva

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO AUMENTO NOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS EM INFRAESTRUTURA NO BRASIL 165

José Weligton Félix Gomes

Ricardo A. de Castro Pereira

Arley Rodrigues Bezerra

CONTENTS

EVALUATION AND REFORMULATION OF THE TARIFF STRUCTURE IN BRAZIL 7

Honorio Kume

DETERMINANTS OF PARTICIPATION IN BRAZILIAN CULTURAL LABOR MARKET 33

Danyella Juliana Martins de Brito

Stélio Coêlho Lombardi Filho

EMPLOYMENT DURATION AND GENDER INEQUALITY IN BRAZIL: THE CASE OF LOW-INCOME FAMILIES 65

Daniela Verzola Vaz

Danilo Braun Santos

Alexandre Ribeiro Leichsenring

DECISION OF BRAZILIAN YOUTHS: WORKING AND/OR STUDYING OR NEET 97

Maitê Rimekká Shirasu

Ronaldo de Albuquerque e Arraes

CHILD LABOR AND CONDITIONAL CASH TRANSFER PROGRAM: AN ANALYSIS OF BOLSA FAMILIA IMPACT ON URBAN AND RURAL AREAS IN BRAZIL 131

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Shirley Pereira de Mesquita

Victor Rodrigues de Oliveira

Maria Eduarda de Lima e Silva

DISTRIBUTIVE EFFECTS OF INCREASE IN PUBLIC INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE IN BRAZIL 165

José Weligton Félix Gomes

Ricardo A. de Castro Pereira

Arley Rodrigues Bezerra

AVALIAÇÃO E REFORMULAÇÃO DA ESTRUTURA TARIFÁRIA NO BRASIL¹

Honorio Kume²

O objetivo deste trabalho é comparar as tarifas nominais brasileira e dos demais países-membros da Organização Mundial do Comércio (OMC) e as tarifas nominais e efetivas de dezoito setores do Brasil e de 32 países, classificados em três grupos, segundo a renda *per capita*, em 1995 e 2011. Os resultados mostram que o Brasil ocupa o 14º lugar entre os países-membros da OMC com as maiores tarifas, e os níveis de proteção nominal e efetiva no Brasil em 2011 são superiores àqueles vigentes nos três grupos de países em catorze setores. O estudo conclui pela necessidade de uma reformulação no nível e na estrutura de proteção no Brasil para torná-los mais próximos aos padrões internacionais.

Palavras-chave: tarifa nominal; tarifa efetiva; reforma tarifária.

EVALUATION AND REFORMULATION OF THE TARIFF STRUCTURE IN BRAZIL

This paper compares the nominal tariffs of Brazil and the member countries of the World Trade Organization (WTO), in 2015, and nominal and effective tariffs of eighteen sectors, in 1995 and 2011, of Brazil and 32 countries classified in three groups by *per capita* income. The results show that the Brazil is in 14th place in the ranking of the WTO members with the highest tariffs and the nominal and effective protection levels in Brazil in 2011 are much higher to those in force in the three groups of countries in fourteen sectors. The paper concludes that there is a need to reformulate the level and structure of protection in Brazil to bring them closer to international standards.

Keywords: nominal tariff; effective protection; tariff reform.

JEL: F13.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, tem crescido a percepção de que as tarifas aduaneiras e sua dispersão entre setores no Brasil são mais elevadas que as aplicadas em outros países em desenvolvimento, gerando distorções na alocação de recursos que afetam a produtividade da economia e impedem a inserção brasileira na cadeia de valor global (Sturgeon *et al.*, 2013; Lisboa e Scheinkman, 2016). Baumann e Kume (2013) reforçam essa impressão ao mostrar que em 2010 as tarifas incidentes sobre bens de capital e bens intermediários no Brasil eram superiores às vigentes na China, na Coreia, nas Filipinas, na Índia, na Indonésia, na Malásia, no México e na Tailândia.

1. Este artigo é uma versão revista de um texto com o mesmo título datado de maio de 2017. No processo de revisão, as tabelas 2, 3, 5 e 6 sofreram pequenas modificações, sem alterar substancialmente o texto e as conclusões. O autor agradece os comentários e as sugestões de Edmar Bacha, Leane Naidin, Marcelo Abreu, Pedro Miranda e dois pareceristas anônimos, sem responsabilizá-los pelos resultados e por eventuais erros remanescentes.

2. Professor associado da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio de Janeiro (FCE/UERJ). E-mail: <honorio.kume@gmail.com>.

Diante desse diagnóstico, vários trabalhos têm surgido, os quais propõem uma reformulação da política comercial brasileira. Bacha (2013) sugere a substituição parcial das tarifas por uma desvalorização compensatória na taxa de câmbio. Uma redução progressiva, previamente anunciada, das tarifas e de outras medidas de restrições às importações³ levará a uma desvalorização cambial⁴ antecipada, na medida em que os agentes econômicos perceberem maior demanda futura de divisas para atender às compras externas adicionais. O autor reconhece que, para minimizar as pressões políticas, o ideal seria que as tarifas pelos bens intermediários comesçassem a cair, mas haveria, como resultado indesejável, um aumento na proteção efetiva de bens de consumo final, como no setor automotivo. Assim, sugere fixar uma proteção efetiva uniforme como meta final, e uma trajetória de redução setorial das tarifas que assegure o apoio político necessário à execução da reforma na política comercial.

Passos (2014) defende “remover distorções, tal como a taxação excessiva de bens intermediários”. Além disso, para esse autor,

o segundo eixo consiste na reformulação tarifária, de forma a aproximá-la dos padrões internacionais, com a redução no nível das tarifas e no número de alíquotas. Isso resultará na simplificação do imposto de importação e dos procedimentos alfandegários, além de promover maior homogeneidade no tratamento dos diversos setores da economia (Passos, 2016).

O Centro de Debate de Políticas Públicas (CDPP) e o Centro de Estudos de Integração e Desenvolvimento (Cindes), no escopo de um conjunto de sugestões para uma reformulação significativa na política comercial, propõem diminuir assim as atuais tarifas: *i*) entre 20% e 35%, redução para 15%; *ii*) entre 15% e 20%, redução para 10%; e *iii*) entre 5% e 1% e abaixo de 5%, redução para 0% (CDPP e Cindes, 2016). Assim, teríamos uma estrutura de proteção mais homogênea, e tarifas de bens de capital e de bens intermediários compatíveis com as aplicadas por países similares ao nosso estágio de desenvolvimento.

Todos os autores citados veem os acordos comerciais como complementares à redução tarifária. Ou seja, uma liberalização unilateral e parcial das tarifas não impedirá que acordos comerciais, que permitam aos exportadores brasileiros maior acesso aos mercados externos, sejam alcançados de forma bem-sucedida.

No entanto, nem todos apoiam a redução unilateral e uma uniformidade maior das tarifas. Na apresentação do trabalho sobre a proteção efetiva no Brasil,

3. Exemplos dessas medidas seriam as exigências de conteúdo nacional, preferências pelas compras governamentais à produção interna, requisitos aduaneiros e portuários excessivos e barreiras técnicas incompatíveis com o padrão internacional.

4. Bacha (2013) reconhece as dificuldades para o Banco Central do Brasil (BCB) conduzir uma política cambial para assegurar essa desvalorização compensatória por conta da redução das tarifas e sugere várias medidas alternativas.

elaborado por Castilho *et al.* (2015), a avaliação da Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (Fiesp) e do Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial (IEDI) é que

o trabalho apontou problemas graves em nossa estrutura tarifária, situação que estamos apontando há algum tempo. Cadeias de produção importantes da indústria de transformação apresentam desequilíbrios em sua estrutura de proteção efetiva, já que não é possível constatar, em várias delas, a ocorrência de escalada tarifária.

Assim, recomendam implicitamente menor uniformidade na proteção efetiva, e não mencionam os elevados níveis tarifários.

Este trabalho estende os estudos anteriores ao comparar as tarifas nominal e paga do Brasil e dos países-membros da OMC e as tarifas nominais e efetivas de dezoito setores do Brasil e de outros 32 países, em 1995 e 2011, classificados em três grupos, de acordo com a renda *per capita*.

Os resultados obtidos mostram que o Brasil ocupa o 14º lugar entre os países-membros da OMC com as maiores tarifas, e que tanto a tarifa nominal como a paga são, respectivamente, 4,4 e 2 pontos percentuais (p.p.) acima daquelas previstas segundo a sua renda *per capita*. Além disso, os níveis de proteção nominal e efetiva no Brasil, em 2011, são superiores àqueles vigentes nos três grupos de países em catorze setores. O estudo conclui pela necessidade de uma reformulação no nível e na estrutura de proteção a fim de aproximá-los ainda mais dos padrões internacionais.

Além desta breve introdução, o trabalho está dividido em três seções. Na segunda seção, calcula-se a posição brasileira entre os países-membros da OMC, quando ordenados pelo nível de tarifa, e se estima se as tarifas brasileiras – nominal e paga – são compatíveis com o seu nível de renda *per capita*. A terceira seção compara as tarifas nominal e efetiva, total e por setor, do Brasil e de três grupos de países, segundo a renda *per capita* – alta, média e baixa – entre 1995 e 2011. Por fim, a quarta seção apresenta as principais conclusões.

2 TARIFAS NOMINAL E PAGA: BRASIL E MEMBROS DA OMC

A tabela 1 mostra que a tarifa média geral do Brasil – 13,5% –, calculada como média simples dos produtos na classificação de seis dígitos do Sistema Harmonizado de Classificação de Mercadorias (SH6)⁵ (WTO, 2015; 2016), é maior que a tarifa média de 134 países-membros da OMC,⁶ que é de 9,1%, sendo 4,4 p.p. superior. Essa diferença se amplia para 6 p.p. quando se compara a tarifa de produtos

5. Mais detalhes são apresentados na seção A.1 do apêndice A, e podem ser obtidos mediante solicitação ao autor.

6. Em abril de 2017, a OMC era composta de 164 membros, incluindo a União Europeia. Desse grupo foram retirados, por compartilhar de uma tarifa externa comum, os 28 países-membros da União Europeia; Liechtenstein, por participar de uma união aduaneira com a Suíça; e Afeganistão, por falta de dados devido a sua recente entrada na OMC, em 2016.

industriais do Brasil (14,1%) com a dos países da OMC (8,1%). O contrário ocorre na agricultura, com a tarifa do Brasil (10%) inferior à dos países da OMC (14,7%).⁷

TABELA 1
Países-membros da OMC e Brasil: indicadores de tarifa nominal (2015)

Estatísticas	Tarifa aduaneira		
	Geral	Agricultura ¹	Indústria
1 OMC (134 países-membros)	-	-	-
1.1 Média simples (%)	9,1	14,7	8,1
1.2 Mediana (%)	9,9	13,5	8,3
1.3 Desvio-padrão (p.p.)	4,1	9,3	4,1
1.4 Mínimo (%)	0,0	0,0	0,0
1.5 Máximo (%)	20,9	60,5	21,8
1.6 Primeiro decil ² (%)	13,5	22,4	12,2
2 Brasil – média simples (%)	13,5	10,0	14,1

Fonte: WTO (2015; 2016).

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Classificação da OMC: agricultura inclui produtos primários e todos os produtos industrializados derivados desses bens; indústria, os demais produtos.

² Os decis são calculados por ordem decrescente da tarifa.

Na tarifa nominal, o Brasil se situa no limite inferior do primeiro decil quando se ordenam as tarifas de cada país de forma decrescente, o que corresponde ao 14º lugar no conjunto de 134 países. Nesse decil é acompanhado de Djibuti (tarifa de 20,9%), Camarões (18,2%), República Centro-Africana (18%), Chade (17,9%), Gabão (17,7%), Zimbábue (16,8%), Egito (16,8%), Tunísia (15,5%), Gâmbia (14,1%), Coreia (13,9%), Bangladesh (13,9%), Zâmbia (13,6%) e Argentina (13,6%).

A presença da Coreia e da Argentina entre os países com as maiores tarifas talvez pareça surpreendente. No entanto, a posição coreana pode ser explicada pela tarifa de 56,8% na agricultura, sendo o segundo país com maior tarifação, enquanto na indústria atinge o 83º lugar, com tarifa de apenas 6,8%. A Argentina elevou a proteção nominal ao adotar a tarifa externa comum do Mercado Comum do Sul (Mercosul), inclusive em bens de capital, de informática e telecomunicações desde 2012, quando deixou de aplicar as tarifas nulas que vigoravam desde a crise de conversibilidade em 2001.

Quando se considera a tarifa de produtos industriais, o Brasil atinge o oitavo lugar. Os países no primeiro decil são Djibuti (21,8%), Camarões (17,5%), República Centro-Africana (17,4%), Chad (17,3%), Gabão (17,1%), Zimbábue (15,3%), Argentina (14,2%), Brasil (14,1%), Gâmbia (13,7), Bangladesh (13,4%), Venezuela (13%), Zâmbia (12,7%), Tunísia (12,6%) e Gana (12,2%).⁸

7. Os dados utilizados nesta seção podem ser obtidos mediante solicitação ao autor.

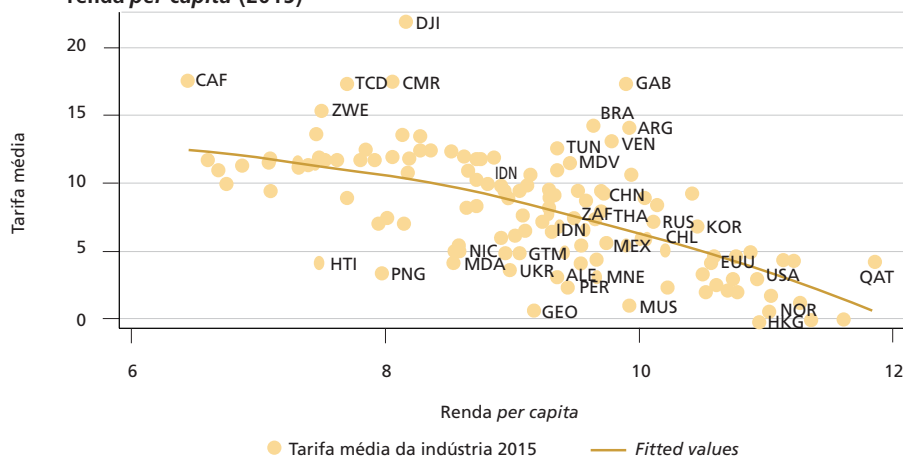
8. Paquistão e Mauritânia também apresentam tarifa de 12,2%.

Na agricultura, o Brasil, com tarifa de 10%, coloca-se na 96ª posição e no oitavo decil, caracterizando-se como um dos trinta países-membros da OMC menos protecionistas nessa atividade.

Segundo Bown e Crowley (2016), geralmente países com rendas menores aplicam tarifas maiores. Portanto, ao comparar as tarifas aplicadas entre países, é preciso considerar a renda *per capita* de cada um. Assim, o gráfico 1 apresenta um diagrama de dispersão de países, combinando a tarifa de produtos industrializados com a renda *per capita*, medida pela paridade do poder de compra (ppp)⁹ (World Bank, 2017) e a linha de ajuste quadrático¹⁰ entre essas variáveis, indicando qual deveria ser a tarifa de cada país segundo a sua renda *per capita*.

GRÁFICO 1

Diagrama de dispersão dos países-membros da OMC: tarifa média da indústria e renda *per capita* (2015)



Fonte: WTO (2015; 2016); World Bank (2017).

Elaboração do autor.

- Obs.: 1. Dez países com a tarifa aplicada muito acima da tarifa estimada segundo a renda *per capita*: DJI – Djibuti; TCD – Chad; CMR – Camarões; ZWE – Zimbábue; GAB – Gabão; BRA – Brasil; ARG – Argentina; VEN – Venezuela; TUN – Tunísia; MDV – Maldivas. (O Brasil se posiciona em quinto lugar nesse grupo, com tarifa aplicada de 14,1% quando a tarifa estimada de acordo com sua renda *per capita* deveria ser de 7,1%.)
2. Dez países com tarifa aplicada muito abaixo da tarifa estimada: HTI – Haiti; GEO – Geórgia; PNG – Papua-Nova Guiné; PER – Peru; MUS – Mauritània; MDA – Moldàvia; UKR – Ucrània; ALB – Albània; NIC – Nicaràgua; HKG – Hong Kong (território autônomo).
3. Países ou grupo de países com tarifas aplicadas em torno de mais ou menos 1 p.p. da tarifa estimada: THA – Tailândia; ZAF – África do Sul; CHL – Chile; USA – Estados Unidos; EUU – União Europeia (bloco econômico); IDN – Indonésia.
4. Países com tarifa aplicada entre 1 e 2 p.p. superior à tarifa estimada: CHN – China; KOR – Coreia; IND – Índia; MEX – México; RUS – Rússia.
5. Demais países representados no gráfico: CAF – República Centro-Africana; e QAT – Catar.

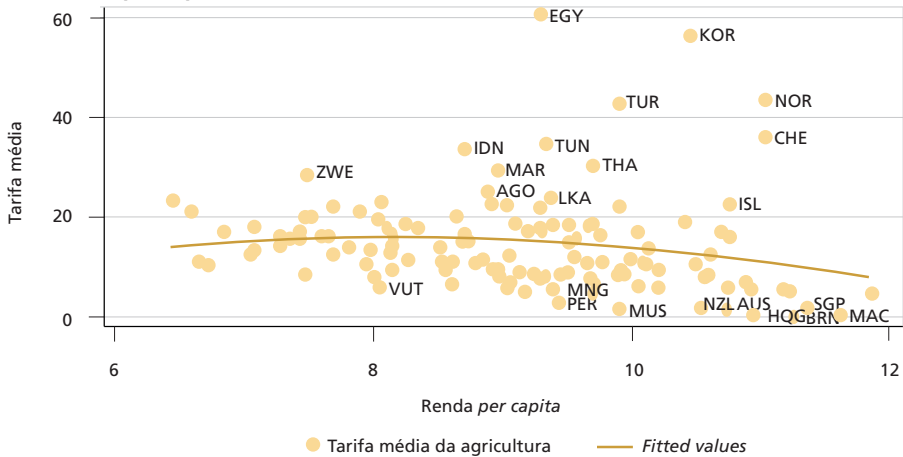
9. Mais detalhes são apresentados na seção A.2 no apêndice A, e podem ser obtidos mediante solicitação ao autor.

10. $T_i = 27,39 - 1,06\text{Log}(rpc^2)$, $R^2 = 0,39$. T_i representa a tarifa da indústria e rpc a renda *per capita* medida pela ppp. O erro-padrão do coeficiente estimado da rpc é 0,11.

O gráfico 2 mostra o mesmo exercício para a agricultura, mas se observa, pela linha de ajuste,¹¹ que a tarifa não se relaciona com a renda *per capita*. Provavelmente, o nível de proteção à agricultura está associado à dotação de recursos naturais, às políticas de apoio à produção doméstica e, principalmente, às barreiras não tarifárias, tais como cota tarifária e medidas sanitárias e fitossanitárias.

GRÁFICO 2

Diagrama de dispersão dos países-membros da OMC: tarifa média da agricultura e renda *per capita* (2015)



Fonte: WTO (2016); World Bank (2017).

Elaboração do autor.

Obs.: AGO – Angola; AUS – Austrália; BRN – Brunei Darussalam; CHE – Suíça; EGY – Egito; HKG – Hong Kong (território autônomo); IND – Índia; ISL – Islândia; KOR – Coreia; LKA – Sri Lanka; MAC – Macau; MAR – Marrocos; MNG – Mongólia; MUS – Mauritânia; NOR – Noruega; NZL – Nova Zelândia; PER – Peru; SGP – Cingapura; THA – Tailândia; TUN – Tunísia; TUR – Turquia; VUT – Vanuatu; ZWE – Zimbábue.

Os resultados analisados mostram claramente que a tarifa nominal aplicada pelo Brasil nos produtos industrializados é excessivamente elevada em comparação com os demais membros da OMC. No entanto, alguns analistas consideram que a verdadeira proteção à produção doméstica é dada pela tarifa paga, não pela tarifa nominal – aquela fixada na legislação aduaneira. Portanto, é útil avaliar essa questão.

A tarifa paga de um produto se diferencia da tarifa nominal porque alguns importadores, uma vez atendidos os requisitos exigidos, têm acesso aos regimes especiais de tributação na importação, beneficiando-se, na maioria dos casos, de isenção do imposto de importação.

11. $T_A = 24,06 - 0,51\text{Log}(rpc^2)$, $R^2 = 0,02$. T_A representa a tarifa da agricultura e rpc a renda *per capita* medida pela ppp. O erro-padrão do coeficiente estimado da rpc é 0,33.

No Brasil, os regimes especiais mais importantes são o *drawback*, o Regime Aduaneiro Especial de Entrepósito Industrial sob Controle Informatizado (Recof) e a Zona Franca de Manaus (Barral e Barreto, 2010).

Apesar de não se caracterizar por um regime especial de tributação na importação – pois uma vez concedida a redução tarifária todos podem importar, usufruindo do benefício fiscal –, o governo brasileiro recorre a “ex-tarifários” para reduzir as tarifas de bens de capital e bens de informática e telecomunicações, de, respectivamente, 12% e 14% para apenas 2%, quando não há produção nacional. No final de 2016, estavam em vigor 5.203 “ex-tarifários”, e as importações por meio desse mecanismo atingiram, respectivamente, 6,2% e 41% do total das importações de bens de capital e bens de informática e telecomunicações.¹² Em princípio, as importações por meio de ex-tarifários não deveriam provocar impacto negativo sobre a produção nacional, mas isso pode ocorrer se há possibilidade de substituição entre bens produzidos internamente e não produzidos. Ou seja, como a redução tarifária pode alcançar 10 p.p. ou 12 p.p., há incentivo para o importador buscar alguma especificação do produto que permita caracterizá-lo como sem produção nacional. No entanto, esse efeito não deve ser significativo.

Todos os produtos destinados à Zona Franca de Manaus são isentos de tarifa. Portanto, apenas as importações a serem consumidas nesse regime recebem isenção tarifária, o que representa uma parcela muito pequena da produção brasileira desses bens.

Nos regimes de *drawback* e Recof podem ser importados apenas os insumos a serem incorporados em um produto a ser exportado.¹³

Para avaliar esses regimes, considere que, dado o preço internacional acrescido da tarifa nominal, os produtores domésticos ofertam determinada quantidade, e, se os compradores desejam uma quantidade maior, o excesso de demanda é atendido pela importação. Se o governo oferece a isenção da tarifa por meio do regime de tributação especial, poderá ocorrer a substituição parcial ou total das importações com pagamento integral de tarifa pelas importações isentas, isto é, o governo subsidiará o importador pelo montante da tarifa. Nesse caso, a produção doméstica não será afetada e continuará sendo protegida pela tarifa nominal.

No entanto, se além das importações antes realizadas com pagamento integral da tarifa a produção doméstica também for parcialmente substituída pelas importações

12. Corresponde à lista de bens de capital e de informática e telecomunicações na Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) do então Ministério da Indústria, Desenvolvimento, Comércio Exterior e Serviços (MDIC), disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior-9/arquivos-atuais>>.

13. No Recof, os insumos importados ficam armazenados em um entreposto aduaneiro sem caracterizar uma importação efetiva. Quando o insumo é retirado para ser incorporado na produção de um bem destinado ao mercado interno, a tarifa é paga integralmente, mas quando o bem é exportado, a tarifa é isenta. O Recof permite maior flexibilidade na importação de insumos que o *drawback*.

beneficiadas, a produção doméstica cairá e o preço interno será determinado por oferta doméstica e demanda residual, não mais pelo preço internacional acrescido da tarifa, que assim terá pelo menos uma parcela redundante. Nesse caso, a tarifa implícita somente poderá ser inferida por meio de comparação dos preços doméstico e mundial. Agora, se toda a produção doméstica for substituída, evidentemente a proteção será nula.

Assim, considerando que o conteúdo de importações nos produtos exportados pelo Brasil é reconhecidamente baixo (IEDI, 2013), os regimes especiais de tributação na importação não devem afetar o grau de proteção à indústria doméstica, que continuará a ser determinado pela tarifa nominal. É possível que alguns produtores de insumos de mercadorias destinadas predominantemente à exportação tenham seu nível de proteção prejudicado pelas importações beneficiadas; ou, ainda, fornecedores da indústria eletrônica, cuja produção é concentrada na Zona Franca de Manaus, podem ser afetados pelas importações destinadas a essa região.

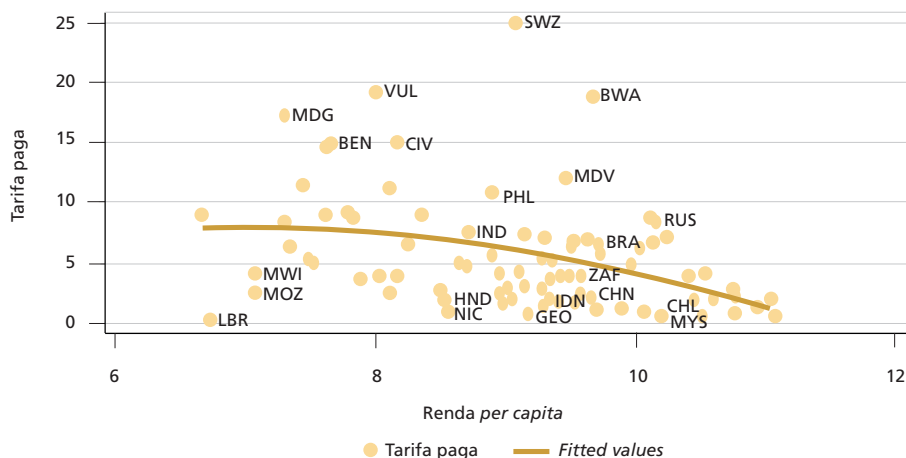
Essa análise não é válida para todos os países. Considere, por exemplo, o Chile e o México, cujos principais regimes especiais de tributação na importação são acordos de comércio assinados com praticamente todos os parceiros relevantes. A diferença fundamental em relação ao caso brasileiro é que todos os importadores têm acesso ao tratamento tarifário preferencial – geralmente tarifa nula, sem nenhuma restrição. Assim, o produtor doméstico não poderá absorver a tarifa aumentando o seu preço interno relativamente ao preço internacional. A tarifa será totalmente redundante, e a proteção à produção interna será dada pela tarifa paga se a preferência concedida for parcial ou mais provavelmente nula, devido à isenção total das tarifas, que prevalece em acordos comerciais.

Apesar de a análise anterior mostrar que a proteção à indústria doméstica no Brasil é determinada pela tarifa nominal, no gráfico 3 repetiu-se o exercício anterior, considerando a tarifa paga, medida pela receita do imposto de importação sobre o valor da importação, para 86 países da OMC cuja última informação disponível é de 2011 (World Bank, 2017).¹⁴ Nota-se que a tarifa paga no Brasil, de 6,6%, ainda é aproximadamente 2 p.p. acima da tarifa de 4,6% estimada¹⁵ pela sua renda *per capita*.

14. A seção A.3 no apêndice A, disponibilizada pelo autor mediante solicitação, apresenta os procedimentos para estimar esta variável.

15. $T_p = 19,4 - 0,77\text{Log}(rpc^2)$, $R^2 = 0,13$. T_p representa a tarifa paga e rpc a renda *per capita* medida pela ppp. O erro-padrão do coeficiente estimado da rpc é 0,2.

GRÁFICO 3

Diagrama de dispersão dos países-membros da OMC: tarifa paga e renda per capita (2011)

Fonte: World Bank (2017).

Elaboração do autor.

Obs.: 1. Acima da linha de ajuste: SWZ – Suazilândia; VUT – Vanuatu; MDG – Madagascar; BWA – Botsuana; BEN – Benin; CIV – Costa do Marfim; MDV – Maldivas; PHL – Filipinas; RUS – Rússia; IND – Índia; e BRA – Brasil.

2. Abaixo da linha de ajuste: LBR – Libéria; MWI – Malawi; MOZ – Moçambique; HND – Honduras; NIC – Nicarágua; ZAF – África do Sul; CHN – China; IDN – Indonésia; GEO – Geórgia; CHL – Chile; e MYS – Malásia.

3 BRASIL E GRUPOS DE PAÍSES: TARIFAS NOMINAL E EFETIVA POR SETOR (1995-2011)

3.1 Fonte dos dados e procedimentos metodológicos

Para obter tarifas efetivas por setor que sejam comparáveis entre países, são necessários coeficientes técnicos de produção obtidos em matrizes de insumo-produto com uma classificação setorial comum entre os países. Esses dados estão disponíveis em duas fontes, conforme sinalizado a seguir.

- 1) A primeira, com 34 setores, sendo 18 comercializáveis, e 61 países no período 1995-2011, foi elaborada pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD, 2015a).
- 2) A segunda, denominada World Input-Output Database (WIOD),¹⁶ é organizada por um grupo de doze instituições de pesquisa liderado pela Universidade de Groningen – no período 1995-2011, são 35 setores, sendo 16 comercializáveis, e 40 países; e no período 2000-2014, 56 setores, sendo 22 comercializáveis, e 43 países.

16. Disponível em: <<http://www.wiod.org/database/wiots16>>.

Neste estudo, optou-se pela OECD por dispor de maior número de países e de um intervalo de anos mais longo com a mesma classificação setorial. A eventual vantagem de quatro setores adicionais na WIOD refere-se à maior desagregação da agricultura (três setores) e à separação da farmacêutica do setor químico (um setor), sem muito interesse para o caso brasileiro. A WIOD também dispõe de dados mais recentes, referentes a 2014, enquanto a OECD dispõe somente dos de 2011. Contudo, em geral, os coeficientes técnicos (tecnologia) não diferem muito em curtos períodos. Da mesma forma, as tarifas também costumam não sofrer mudanças importantes em três anos.

A comparação das tarifas entre nações esbarra na dificuldade de se encontrar países que sejam semelhantes com base em algum critério objetivo. Por exemplo, deve-se comparar o Brasil com os demais integrantes do BRICS (Rússia, Índia, China e África do Sul) – grupo do qual o Brasil também faz parte – ou com um conjunto de países emergentes escolhidos arbitrariamente? Não há uma resposta precisa para essa questão.

Diante disso, as tarifas do Brasil são comparadas com as de três conjuntos de países agrupados de acordo com a renda *per capita*,¹⁷ medida pela paridade do poder de compra, conforme descrito a seguir.

- Grupo de dezoito países de renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).
- Grupo de nove países de renda média:¹⁸ África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia e Turquia (World Bank, 2017).
- Grupo de cinco países de renda baixa:¹⁹ Camboja, Filipinas, Índia, Indonésia e Vietnã.

As tarifas nominais de 1995 e 2011, de aproximadamente 5.050 produtos na classificação SH6 de cada país, foram obtidas por meio do World Integrated

17. Os países poderiam ser também agrupados segundo tamanho, medido, por exemplo, pela área territorial. Países com menores áreas territoriais (pequenos) poderiam ser mais abertos ao comércio, isto é, aplicar tarifas menores por disporem de recursos produtivos mais limitados. No apêndice B, disponibilizado pelo autor mediante solicitação, apresentam-se as tarifas nominal e efetiva, em 1995 e 2011, com os países agrupados por três tamanhos: grande (área acima de 1 milhão de km²), médio (entre 250 mil e 800 mil km²) e pequeno (até 200 mil km²). A desvantagem desse critério é agrupar países ricos e pobres em uma categoria. Apesar disso, a comparação das tarifas nominal e efetiva do Brasil nos dois anos com as dos países agrupados pelo tamanho é qualitativamente equivalente à classificação dos países segundo renda *per capita*.

18. Refere-se ao grupo de renda média alta na classificação do World Bank, disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.CD>>.

19. Devido ao pequeno número de países, foram agrupados nessa categoria os de renda média baixa e de renda baixa na classificação do World Bank (2017).

Trade Solution (WITS).²⁰ Em seguida, esses produtos foram distribuídos por setor da matriz de insumo-produto da OECD, com base em duas correspondências: a primeira entre produtos SH6 e a International Standard Industrial Classification (ISIC), também disponível no WITS, e a segunda entre a ISIC e o setor da matriz, obtida em OECD (2015b).

Uma vez efetuada a distribuição dos produtos SH6 entre os setores da matriz, foi calculada a medida de tendência central de tarifa por setor. Qual seria a medida de tarifa mais representativa por setor ao se buscar comparações entre países?

A média aritmética simples, geralmente a mais utilizada, pode ser viesada devido à presença de tarifas muito elevadas, principalmente nos setores de agricultura e alimentos. Assim, a mediana parece mais apropriada, pois evita a influência de valores extremos. Entretanto, seguindo Weisberg (1992) e Tukey (1977), optou-se por utilizar uma média ponderada (*trimean*) entre o primeiro, o segundo (mediana) e o terceiro quartil, com pesos, respectivamente, de 25%, 50% e 25%. Essa medida tem a vantagem de combinar a ênfase à mediana como medida de tendência central, sem ignorar totalmente os valores extremos. Como resultado, obtemos tarifas médias (*trimean*) por setor da matriz de insumo-produto da OECD do Brasil e de 32 países.

A tarifa ou proteção efetiva mede a variação entre o valor adicionado proporcionado pela estrutura tarifária e o valor adicionado no regime de livre-comércio – sem tarifas (Corden, 1971):

$$T_{Ej} = \frac{VA_{Dj} - VA_{LCj}}{VA_{LCj}} \quad (1)$$

Em que T_{Ej} representa a tarifa efetiva do setor j , VA_{Dj} , o valor adicionado distorcido (proporcionado) pela estrutura tarifária e VA_{LCj} , o valor adicionado na ausência de tarifas (regime de livre-comércio), ambos por unidade monetária do setor j .

Assumindo a hipótese de país pequeno e normalizando o preço internacional para um, os valores adicionados de livre-comércio e distorcido podem ser expressos, respectivamente, da seguinte forma:

$$VA_{LCj} = 1 - \sum_1^n a_{ij} \quad (2)$$

20. O WITS é um *software* desenvolvido pelo Banco Mundial, em colaboração com a Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (United Nations Conference on Trade and Development – UNCTAD), o Centro de Comércio Internacional (International Trade Center – ITC), a United Nations Statistics Division (UNSD) e a OMC. O WITS é utilizado para calcular as tarifas de valores equivalentes quando se aplica um imposto de importação específico, e as tarifas na classificação de produtos a seis dígitos do SH correspondem à média aritmética dos produtos a oito ou dez dígitos pertencentes a cada produto, de acordo com o grau de desagregação acima de seis dígitos adotado por país ou grupo de países. Disponível em: <<http://wits.worldbank.org>>.

Em que a_{ij} corresponde ao coeficiente técnico de produção – valor do insumo i utilizado na produção de uma unidade monetária do setor j – no regime de livre-comércio e n o número de insumos.

$$VA_{Dj} = (1 + t_j) \cdot \sum_1^n a_{ij}t_i \quad (3)$$

Em que t_j indica a tarifa do produto j e t_i a tarifa do insumo i .

Substituindo as equações (2) e (3) na equação (1) e simplificando, obtém-se a fórmula tradicional de cálculo da taxa de proteção efetiva:

$$TEj = \frac{t_j - \sum_1^n a_{ij}t_i}{1 - \sum_1^n a_{ij}} \quad (4)$$

A matriz de insumo-produto da OECD disponibiliza os insumos domésticos a preços de mercado, incluindo implicitamente a tarifa, pois, dada a hipótese de país pequeno, o preço do insumo é determinado pelo preço internacional acrescido da própria tarifa. Contudo, os insumos importados são reportados a preços internacionais, isto é, sem a tarifa. Assim, o coeficiente técnico total de livre-comércio de cada insumo i no setor j é obtido pela soma dos insumos domésticos e importados, ambos medidos a preços mundiais:

$$a_{ij} = d_{ij} \frac{1 + t_j}{1 + t_i} + m_{ij} (1 + t_j) \quad (5)$$

Em que d_{ij} representa o coeficiente técnico de insumo i produzido internamente por unidade monetária do produto j , com os preços do insumo i e do produto j medidos a preços domésticos (inflados pelas tarifas), e m_{ij} indica o coeficiente técnico de insumo importado i , medido a preço mundial, por uma unidade monetária do produto j acrescido da própria tarifa. Com base nesse procedimento, obtemos as tarifas efetivas por setor do Brasil e de 32 países.

3.2 Análise dos resultados

A tabela 2 apresenta a estatística descritiva da tarifa nominal e efetiva do Brasil e de três grupos de países, em 1995 e 2011.

Em 1995, a tarifa nominal do Brasil, média simples,²¹ era de 13,3% – aproximadamente três vezes maior que a tarifa de 4,8% do grupo de países de renda alta; próxima à tarifa de 12,6% do grupo de renda média; e inferior à tarifa de 18,1% do grupo de renda baixa. Resultado semelhante é obtido em relação à tarifa efetiva.

21. Resultado similar é obtido quando se utiliza como referência a tarifa nominal mediana.

TABELA 2
Brasil e grupos de países: estatística descritiva das tarifas nominal e efetiva (1995 e 2011)
 (Em %)

Estatística	1995				2011			
	Grupo de países por renda <i>per capita</i>			Brasil	Grupo de países por renda <i>per capita</i>			Brasil
	Alta ¹	Média ²	Baixa ³		Alta ¹	Média ²	Baixa ³	
Tarifa nominal								
Média simples	4,8	12,6	18,1	13,3	2,6	6,7	7,8	12,8
Mediana	4,8	11,7	16,8	13,9	2,7	6,2	7,9	12,0
Desvio-padrão	2,4	5,3	8,7	4,7	2,0	4,9	3,3	6,3
Coefficiente de variação	0,5	0,4	0,5	0,4	0,8	0,7	0,4	0,5
Máxima	9,8	22,9	22,3	19,0	7,9	16,7	16,1	26,3
Mínima	0,2	4,5	7,0	3,5	0,0	0,3	4,1	0,5
Tarifa efetiva								
Média simples	5,1	13,9	21,2	14,9	2,8	7,7	8,3	13,6
Mediana	5,1	12,4	17,0	16,1	2,3	6,6	7,4	12,6
Desvio-padrão	3,0	8,6	15,0	6,0	2,6	7,1	4,8	10,1
Coefficiente de variação	0,6	0,6	0,7	0,4	0,9	0,9	0,6	0,7
Máxima	12,3	32,5	60,2	22,2	10,2	22,5	20,2	35,7
Mínima	0,0	3,7	5,7	2,7	-0,1	-0,6	3,5	-9,8

Fonte: WITS. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Países de renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).

² Países de renda média: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia e Turquia.

³ Países de renda baixa: Camboja, Filipinas, Índia, Indonésia e Vietnã.

Na comparação entre 1995 e 2011, os três grupos de países apresentam uma redução em torno de 50%, tanto na tarifa nominal como na efetiva, enquanto no Brasil a queda é inferior a 15%. Como resultado, em 2011, a tarifa média simples do Brasil, de 12,8%, passa a ser aproximadamente cinco vezes maior que a do grupo de países de renda alta (2,6%), quase o dobro da dos países de renda média (6,7%) e 64% acima dos países de renda baixa (7,8%). Novamente, as diferenças são similares quando se observa a tarifa efetiva.

Em 1995, o coeficiente de variação da tarifa nominal do Brasil é inferior ao dos grupos de países de renda alta e baixa, e igual ao dos países de renda média. Em 2011, o Brasil passa a ter o coeficiente de variação muito menor que o dos grupos dos países de renda alta e média, e maior que o do grupo de renda baixa.

Quando se considera a tarifa efetiva, o coeficiente de variação do Brasil, em 1995, é inferior ao dos três grupos de países, e em 2011 continua sendo menor que os grupos de renda alta e média, mas passa a ser maior em relação aos países de renda baixa.

Esse resultado é surpreendente, pois em geral se considera que a dispersão das tarifas no Brasil é maior que nos demais países, e pode ser interpretado como uma ausência de setores prioritários, isto é, uma política de proteção diferenciada, mas generalizada para todos os setores.

É ilustrativo notar também que, em 1995, o Brasil tinha tarifas nominal e efetiva máximas de 19% e 22,2%, respectivamente, inferiores às dos grupos de renda média, de 22,9% e 32,5%, e de renda baixa, de 22,3% e 60,2%. Em 2011, a situação se inverte: as tarifas nominal e efetiva máximas do Brasil de, respectivamente, 26,3% e 35,7% passam a ser maiores que as dos países de renda média, de 16,7% e 22,5%, e dos países de renda baixa, de 16,1% e 20,2%.

A tabela 3 mostra a distribuição dos setores, em 1995, do Brasil e dos três grupos de países, segundo quatro faixas de tarifa nominal: alta (maior que 15,1%), média alta (entre 10,1% e 15%), média baixa (entre 5,1% e 10%) e baixa (menor que 5%). Inicialmente, nota-se que no grupo de países de renda alta nenhum setor é classificado nas faixas de tarifas alta e média alta. No Brasil e nos outros grupos, pelo contrário, a maioria dos setores está concentrada nessas duas categorias.

TABELA 3

Brasil e grupos de países: distribuição dos setores segundo a tarifa nominal (1995)
(Em %)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
			Veículos (32,3) Têxteis, vestuário, calçados (32,0) Alimentos, bebida e fumo (30,0) Diversos (28,1) Madeira (25,9) Produtos de metal (22,1) Borracha (21,9) Minerais não metálicos (18,1) Aparelhos elétricos (16,9) Agricultura (16,6) Celulose e papel (15,7) Computadores e eletrônicos (13,1) Máquinas e equipamentos (11,3)	Máquinas e equipamentos (19,0) Veículos (18,8) Diversos (18,5) Têxteis, vestuário, calçados (18,5) Aparelhos elétricos (17,5) Computadores e eletrônicos (17,5) Produtos de metal (16,5) Borracha (16,0)
Alta ¹ (> 15,1)		Têxteis, vestuário, calçados (22,9) Veículos (20,4) Alimentos, bebida e fumo (19,7) Borracha (18,1) Diversos (16,8) Madeira (15,0) Minerais não metálicos (13,6)		
				Outros equipamentos de transporte (14,8) Celulose e papel (13,0) Alimentos, bebida e fumo (11,4) Metais básicos (10,5) Minerais não metálicos (10,5)
Média alta ² (10,1-15)		Produtos de metal (13,3) Aparelhos elétricos (12,0) Celulose e papel (11,4) Agricultura (11,2) Computadores e eletrônicos (10,1)		

(Continua)

(Continuação)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Média baixa ² (5,1-10)	Alimentos, bebida e fumo (9,8) Têxteis, vestuário, calçados (9,3) Veículos (6,7) Borracha (6,5) Diversos (5,9) Aparelhos elétricos (5,7) Madeira (5,3)	Química (8,8) Metais básicos (8,0) Outros equipamentos de transporte (7,1) Máquinas e equipamentos (6,9) Refino de petróleo (6,5)	Outros equipamentos de transporte (9,7) Metais básicos (8,6) Mineração (8,2) Química (7,8) Refino de petróleo (7,0)	Madeira (9,5) Química (8,4) Agricultura (7,5) Refino de petróleo (8,4)
Baixa ³ (0-5)	Produtos de metal (5,0) Celulose e papel (4,9) Minerais não metálicos (4,6) Máquinas e equipamentos (4,5) Computadores e eletrônicos (4,2) Metais básicos (3,5) Agricultura (3,3) Outros equipamentos de transporte (3,1) Química (2,9) Refino de petróleo (1,3) Mineração (0,2)	Mineração (4,5)		Mineração (3,5)

Fonte: WITS. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).

² Renda média alta: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia e Turquia.

³ Renda média baixa e renda baixa: Camboja, Filipinas, Índia, Indonésia e Vietnã.

No entanto, os três grupos de renda apresentam algumas semelhanças na escolha dos setores relativamente mais protegidos, ainda que não exclusiva nem necessariamente nesta ordem: alimentos, bebidas e fumo, têxteis, vestuário e calçados, borracha, diversos, madeira e veículos. O Brasil também incluiu esses setores entre os mais protegidos, exceto alimentos, bebidas e fumo e madeira. Da mesma forma, todos aplicam tarifas reduzidas em mineração e refino de petróleo.

A similaridade da distribuição de setores entre as três maiores faixas de tarifas do Brasil e dos grupos de renda média e baixa indica que a tarifa nominal brasileira, que resultou da liberalização unilateral do período 1991-1993 e das pequenas reduções tarifárias que foram necessárias para viabilizar a tarifa externa comum do Mercosul em 1995, era compatível com as vigentes em países de renda *per capita* similar ou inferior.

Entretanto, já haviam duas importantes diferenças que merecem destaque: primeiro, as tarifas de bens de capital no Brasil – máquinas e equipamentos (19%), outros equipamentos de transporte (14,8%), aparelhos elétricos (17,5%) e computadores e eletrônicos (17,5%) – eram muito superiores às dos grupos de países de rendas média e baixa – máquinas e equipamentos (respectivamente, 6,9%

e 11,3%), outros equipamentos de transporte (7,1% e 9,7%), aparelhos elétricos (12% e 16,9%) e computadores e eletrônicos (10,1% e 13,1%); segundo, a tarifa de metais básicos (10,5%) no Brasil era, também, maior que as tarifas dos grupos de rendas média e baixa de, respectivamente, 8% e 8,6%.

A tabela 4 apresenta a distribuição dos setores, em 2011, segundo as mesmas faixas de tarifa nominal. Inicialmente, observa-se que todos os grupos de países reduziram o número de setores nas faixas de tarifas mais elevadas. No grupo de renda alta, que em 1995 já não tinha setores com tarifas alta e média alta, dos sete setores classificados em tarifa média baixa em 1995, permaneceram apenas dois setores em 2011: alimentos, bebidas e fumo e têxteis, vestuário e calçados. Portanto, todos os demais setores estão classificados em tarifa baixa, com alíquotas inferiores a 5%.

TABELA 4

Brasil e grupos de países: distribuição dos setores segundo a tarifa nominal (2011)
(Em %)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Alta ¹ (> 15,1)		Alimentos, bebida e fumo (16,7) Veículos (14,0)	Alimentos, bebida e fumo (16,1) Veículos (13,0)	Têxteis, vestuário, calçados (26,3) Veículos (24,3) Diversos (18,0) Produtos de metal (16,0) Aparelhos elétricos (16,0) Borracha (15,5) Computadores e eletrônicos (14,5)
Média alta ² (10,1-15)		Têxteis, vestuário, calçados (12,9) Agricultura (11,8) Diversos (10,8)	Produtos de metal (10,6) Têxteis, vestuário, calçados (10,1)	Máquinas e equipamentos (14,0) Celulose e papel (12,5) Alimentos, bebida e fumo (11,5) Metais básicos (11,0) Outros equipamentos de transporte (11,0) Minerais não metálicos (10,5)
Média baixa ³ (5,1-10)	Alimentos, bebida e fumo (7,9) Têxteis, vestuário, calçados (6,1)	Borracha (8,4) Madeira (7,9) Produtos de metal (7,7) Minerais não metálicos (7,1) Aparelhos elétricos (5,3)	Borracha (9,6) Diversos (9,3) Minerais não metálicos (8,6) Agricultura (8,4) Madeira (8,4) Celulose e papel (7,4) Aparelhos elétricos (7,3) Outros equipamentos de transporte (5,1)	Madeira (9,5) Agricultura (8,5) Química (7,2)

(Continua)

(Continuação)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Baixa ² (0-5)	Borracha (3,8)			
	Veículos (3,6)			
	Diversos (3,6)			
	Produtos de metal (3,2)			
	Aparelhos elétricos (2,9)	Celulose e papel (4,9)		
	Agricultura (2,9)	Metais básicos (2,7)	Computadores e eletrônicos (5,0)	
	Minerais não metálicos (2,8)	Outros equipamentos de transporte (2,7)	Química (4,9)	
	Madeira (2,5)	Computadores e eletrônicos (2,4)	Máquinas e equipamentos (4,8)	Mineração (3,5)
	Máquinas e equipamentos (1,8)	Química (2,2)	Metais básicos (4,4)	Produtos de metal (0,5)
	Química (1,7)	Máquinas e equipamentos (1,9)	Produtos de metal (4,2)	
	Outros equipamentos de transporte (1,5)	Produtos de metal (1,4)	Mineração (4,1)	
	Computadores e eletrônicos (1,2)	Mineração (0,3)		
	Celulose e papel (0,9)			
	Metais básicos (0,6)			
	Produtos de metal (0,4)			
	Mineração (0,0)			

Fonte: WITS. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).

² Renda média alta: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia e Turquia.

³ Renda média baixa e renda baixa: Camboja, Filipinas, Índia, Indonésia e Vietnã.

O grupo de renda média reduziu a quantidade de setores em tarifa alta de sete, em 1995, para dois, em 2011. Os setores que permaneceram tiveram suas alíquotas reduzidas de 19,7% para 16,7% em alimentos, bebidas e fumo, e de 20,4% para 14% em veículos. Esse grupo, que em 1995 tinha apenas um setor com tarifa baixa, passou a ter oito setores em 2011.

O grupo de renda baixa também diminuiu o número de setores em tarifa alta, de treze em 1995 para dois em 2011, e os que permaneceram tiveram cortes substanciais nas tarifas: alimentos, bebidas e fumo de 30% para 16,1%, e veículos de 32,3% para 13%. Nesse grupo, o número de setores com tarifa baixa aumentou de zero para seis.

No Brasil, a mudança foi muito mais modesta, pois o número de setores classificados na faixa de tarifa alta caiu de oito setores, em 1995, para sete setores, em 2011, e apenas refino de petróleo passou para a categoria de tarifa baixa.

As tabelas 3 e 4 mostram que a redução das tarifas se intensificou entre 1995 e 2011. De fato, vários países diminuíram suas tarifas, ainda que por motivos distintos. Reduções unilaterais nas tarifas foram realizadas no Chile – a tarifa caiu gradualmente 1 p.p. ao ano no período 1998-2003²² –, na África do Sul – a tarifa média passou de

22. Disponível em: <<https://bit.ly/30nWV0b>>.

11,4% para 8,1% entre 2002 e 2009²³ –, na Indonésia – queda de 1,7 p.p. na tarifa média devido a alíquotas menores e mais uniformes no período 2005-2010²⁴ – e no México – corte de aproximadamente 50% nas tarifas de produtos manufaturados a partir de 2009 em um período de cinco anos.²⁵ Nas negociações para sua adesão à OMC, a China promoveu uma queda gradual e generalizada das tarifas no período 2002-2006.²⁶

O Brasil, para aprovar a tarifa externa comum do Mercosul, em 1995, aceitou algumas reduções tarifárias que foram implementadas aos poucos, principalmente em bens de capital e produtos de informática e telecomunicações, respectivamente, em cinco e dez anos (Kume, 1996).

A liberalização mais significativa nas importações que ocorreu na maioria dos países fez com que as tarifas no Brasil, em 2011, se tornassem muito superiores às tarifas dos países dos três grupos de renda, principalmente quando comparadas às do grupo de renda média, no qual o Brasil se enquadraria. Enquanto no grupo de renda média apenas alimentos, bebidas e fumo (tarifa de 16,7%) e veículos (14%) permaneceram com tarifa alta, o Brasil manteve: têxteis, vestuário e calçados (26,3%), veículos (24,3%), diversos (18%), produtos de metal (16%), aparelhos elétricos (16%), borracha (15,5%) e computadores e eletrônicos (14,5%). Em tarifa média alta, o grupo de renda média tem três setores: têxteis, vestuário e calçados (12,9%), agricultura (11,8%) e diversos (10,8%), enquanto o Brasil tem seis setores: máquinas e equipamentos (14%), celulose e papel (12,5%), alimentos, bebida e fumo (11,5%), metais básicos (11%), outros equipamentos de transporte (11%) e minerais não metálicos (10,5%). Um resultado similar ocorre quando se compara o Brasil com os países do grupo de renda baixa.

Ressalta-se também que, enquanto os grupos de países reduziram as tarifas em todos os setores entre 1995 e 2011, à exceção de agricultura no grupo de renda média, o Brasil aumentou as tarifas em seis setores – têxteis, veículos, vestuário e calçados, agricultura, metais básicos e alimentos, bebida e fumo – e manteve constante em três setores – madeira, minerais não metálicos e mineração. A redução mediana das tarifas setoriais alcançou 2,5 p.p. no grupo de renda alta, 6,3 p.p. no grupo de renda média, 8,9 p.p. no de renda baixa e apenas 0,5 p.p. no Brasil.

Em resumo, o Brasil tem, em 2011, tarifas nominais maiores em todos os setores quando comparadas com os três grupos de países, à exceção de agricultura, alimentos, bebida e fumo, mineração e refino de petróleo. Mais ainda, em bens de capital – máquinas e equipamentos, computadores e eletrônicos e aparelhos elétricos – as tarifas do Brasil são mais do que cinco vezes superiores às dos países

23. Disponível em: <<https://bit.ly/30obnp4>>.

24. Disponível em: <<https://bit.ly/2NJWlmp>>.

25. Disponível em: <<https://bit.ly/2XDNMym>>.

26. Disponível em: <<https://bit.ly/2X007D6>>.

de renda alta e média, e três vezes às dos países de renda baixa. O mesmo ocorre em metais básicos e química.²⁷

A tabela 5 mostra a distribuição dos setores, em 1995, segundo a tarifa efetiva, nas mesmas faixas da tarifa nominal, acrescentando-se uma categoria para atender à possibilidade de tarifa efetiva negativa. Como esperado, a distribuição dos setores no Brasil é bem semelhante à que ocorre nos grupos de renda média e baixa. No entanto, o Brasil proporcionava uma tarifa efetiva alta em máquinas e equipamentos, aparelhos elétricos e computadores e eletrônicos, enquanto apenas aparelhos elétricos se classificavam nessa faixa nos países de renda baixa.

TABELA 5
Brasil e grupos de países: distribuição dos setores segundo a tarifa efetiva (1995)
(Em %)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Alta ¹ (> 15,1)		Veículos (32,5) Têxteis, vestuário, calçados (26,0) Alimentos, bebida e fumo (25,1) Borracha (21,3) Diversos (22,1) Produtos de metal (16,1) Madeira (15,7) Minerais não metálicos (15,2)	Veículos (60,2) Diversos (42,9) Têxteis, vestuário, calçados (37,0) Alimentos, bebida e fumo (34,5) Madeira (27,8) Produtos de metal (26,7) Borracha (26,0) Minerais não metálicos (20,6) Aparelhos elétricos (17,8) Celulose e papel (16,3) Agricultura (15,2)	Diversos (22,5) Refino (21,3) Máquinas e equipamentos (21,0) Veículos (21,0) Têxteis, vestuário, calçados (20,5) Aparelhos elétricos (19,4) Produtos de metal (18,9) Computadores e eletrônicos (18,5) Borracha (18,3)
Média alta ² (10,1-15)	Alimentos, bebida e fumo (12,3) Têxteis, vestuário, calçados (10,1)	Aparelhos elétricos (12,6) Celulose e papel (12,2) Agricultura (10,3)	Computadores e eletrônicos (12,5)	Outros equipamentos de transporte (13,8) Celulose e papel (13,6) Alimentos, bebida e fumo (12,3) Minerais não metálicos (10,9) Metais básicos (10,6)
Média baixa ³ (5,1-10)	Veículos (7,4) Borracha (7,3) Aparelhos elétricos (6,3) Diversos (6,2) Madeira (6,0) Produtos de metal (6,0) Celulose e papel (5,1)	Computadores e eletrônicos (9,1) Química (7,6) Metais básicos (7,3) Refino de petróleo (5,2)	Refino de petróleo (8,7) Máquinas e equipamentos (8,0) Mineração (7,8) Metais básicos (6,9) Química (6,4) Outros equipamentos de transporte (5,7)	Madeira (9,4) Química (7,7) Agricultura (6,5)

(Continua)

27. Nesse setor, a tarifa do Brasil é 47% maior que a do grupo de baixa renda.

(Continuação)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Baixa ³ (0-5)	Minerais não metálicos (5,0) Computadores e eletrônicos (4,0) Máquinas e equipamentos (3,8) Metais básicos (3,5) Química (2,5) Agricultura (2,3) Outros equipamentos de transporte (2,3) Refino de petróleo (1,5) Mineração (0,0)	Máquinas e equipamentos (4,0) Mineração (3,9) Outros equipamentos de transporte (3,7)		Mineração (2,7)
Negativa (< 0)				

Fonte: WITS. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).² Renda média alta: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia, Turquia.³ Renda média baixa e renda baixa: Camboja, Índia, Indonésia, Filipinas, Vietnã.

Na tabela 6, observa-se que, em 2011, o Brasil manteve seis setores com tarifas efetivas altas e o mesmo número de setores com tarifa média alta. Já o grupo de renda média manteve três setores tanto para tarifa alta quanto para média alta, e o grupo de renda baixa, respectivamente, dois e quatro setores nessas duas faixas tarifárias.

TABELA 6

Brasil e grupos de países: distribuição dos setores segundo a tarifa efetiva (2011)
(Em %)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Alta ¹ (> 15,1)		Alimentos, bebida e fumo (20,3) Veículos (22,5) Diversos (16,5)	Alimentos, bebida e fumo (20,2) Veículos (17,6)	Veículos (35,7) Têxteis, vestuário, calçados (31,0) Diversos (22,2) Produtos de metal (18,3) Borracha (17,9) Aparelhos elétricos (17,7)
Média alta ² (10,1-15)	Alimentos, bebida e fumo (10,2)	Agricultura (12,3) Têxteis, vestuário, calçados (13,6) Borracha (10,2)	Diversos (14,5) Produtos de metal (12,6) Têxteis, vestuário, calçados (10,9) Borracha (10,8)	Computadores e eletrônicos (15,0) Máquinas e equipamentos (13,7) Celulose e papel (13,0) Alimentos, bebida e fumo (12,3) Metais básicos (12,0) Minerais não metálicos (11,2)

(Continua)

(Continuação)

Tarifa	Renda alta	Renda média	Renda baixa	Brasil
Média baixa ³ (5,1-10)	Têxteis, vestuário, calçados (6,7)	Produtos de metal (9,4) Minerais não metálicos (8,1) Madeira (8,6) Aparelhos elétricos (5,1)	Minerais não metálicos (9,2) Agricultura (7,9) Aparelhos elétricos (7,6) Madeira (7,3) Celulose e papel (6,7)	Madeira (9,4) Outros equipamentos de transporte (8,5) Agricultura (8,1) Química (6,5)
Baixa ³ (0-5)	Borracha (4,5) Diversos (4,4) Veículos (4,4) Produtos de metal (3,6) Aparelhos elétricos (3,3) Minerais não metálicos (3,0) Madeira (2,5) Agricultura (2,2) Máquinas e equipamentos (1,3) Química (1,2) Outros equipamentos de transporte (1,1) Refino de petróleo (1,0) Computadores e eletrônicos (0,9) Celulose e papel (0,8) Metais básicos (0,3)	Celulose e papel (4,4) Refino de petróleo (2,6) Computadores e eletrônicos (2,0) Química (1,1) Metais básicos (1,3) Outros equipamentos de transporte (0,6) Mineração (0,1)	Computadores e eletrônicos (4,6) Química (4,6) Refino de petróleo (4,3) Outros equipamentos de transporte (4,1) Mineração (3,8) Máquinas e equipamentos (3,6) Metais básicos (3,5)	Mineração (2,9)
Negativa (< 0)	Mineração (-0,1)	Máquinas e equipamentos (-0,6)		Refino de petróleo (-9,8)

Fonte: WITS. Disponível em: <<https://wits.worldbank.org/>>.

Elaboração do autor.

Notas: ¹ Renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalam, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong (território autônomo), Islândia, Israel, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia (bloco econômico).

² Renda média alta: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia, Turquia.

³ Renda média baixa e renda baixa: Camboja, Índia, Indonésia, Filipinas, Vietnã.

Novamente, a tarifa efetiva no Brasil de aparelhos elétricos (17,7%), computadores e eletrônicos (15%) e máquinas e equipamentos (13,7%) é muito mais alta que as proporcionadas pelos três grupos de países para essas atividades. O grupo de países de renda alta apresenta uma tarifa efetiva de, respectivamente, 3,3%, 0,9% e 1,3%; o grupo de renda média de, respectivamente, 5,1%, 2% e -0,6%; e o grupo de renda baixa de, respectivamente, 7,6%, 4,6% e 3,6%. Esses resultados apontam que os grupos de países, independentemente do seu nível de renda, não oferecem fortes incentivos à produção interna desses bens ou, se estimulam, recorrem a outros instrumentos, mas não por meio de tarifas.

Resultado similar é obtido quando são comparadas as tarifas efetivas do Brasil em metais básicos (12%) e química (6,5%) com as do grupo de países: renda alta, respectivamente, 0,3% e 1,2%; renda média, respectivamente, 1,3% e 1,1%; e renda baixa, respectivamente, 3,5% e 4,6%.

4 CONCLUSÕES

O objetivo deste estudo foi avaliar a posição do Brasil na ordenação dos países-membros da OMC segundo a tarifa nominal e comparar as tarifas brasileiras nominal e efetiva, total e por setor com 32 países classificados em três grupos, de acordo com a renda *per capita*. Os resultados obtidos estão descritos a seguir.

- A tarifa geral do Brasil, de 13,5%, em 2015, é maior que a média de 9,1% dos países-membros da OMC, uma diferença de 4,4 p.p., e posiciona o Brasil em 14º lugar entre os 134 países com maiores níveis tarifários. Essa diferença se amplia para 6 p.p. quando se compara a tarifa de produtos industriais do Brasil de 14,1% com 8,1% dos países da OMC, e o país sobe para a oitava posição. Na agricultura ocorre o inverso – a tarifa do Brasil de 10% é inferior à dos países da OMC, que alcança 14,7%.
- A diferença entre a tarifa da indústria no Brasil, de 14,1%, e a tarifa estimada segundo a sua renda *per capita* de 7,1% o coloca entre os cinco países-membros da OMC com as maiores diferenças positivas. Embora, no caso brasileiro, a proteção à produção doméstica seja determinada pela tarifa nominal, repetiu-se o exercício anterior com a tarifa paga em 2011, e esta, de 6,6%, é ainda superior à estimada em 4,6%, segundo a renda *per capita*, mas a diferença é bastante inferior. Portanto, seja a tarifa nominal ou a paga, o Brasil tem uma tarifa acima da estimada com base em sua renda *per capita*.
- Em 1995, após a liberalização unilateral das importações no governo de Fernando Collor (1990-1992) e as pequenas reduções tarifárias efetuadas para viabilizar a tarifa externa comum do Mercosul, as tarifas nominal e efetiva do Brasil eram três vezes maiores que as dos países de renda alta, mas bastante próximas às dos países de renda média, e inferior às aplicadas pelo grupo de países de renda baixa. A distribuição dos setores segundo quatro intervalos de níveis tarifários – alta, média alta, média baixa e baixa – também era similar à dos grupos de países de renda média e baixa. Assim, o nível e a estrutura de proteção no Brasil eram compatíveis com aqueles verificados nos países de renda *per capita* similar ou baixa, ainda que as tarifas nominal e efetiva de bens de capital (computadores e eletrônicos, aparelhos elétricos, máquinas e equipamentos) e de metais básicos fossem superiores às vigentes nesses grupos.
- Em 2011, o Brasil apresentou tarifas nominal e efetiva acima de todos os grupos de países – aproximadamente 10 p.p. acima dos países de renda alta, 6 p.p. dos países de renda média e 5 p.p. dos países de renda baixa. A concentração dos setores no Brasil nas duas primeiras

faixas de tarifa (acima de 10%) é ímpar, mesmo quando comparada com os grupos de renda média e baixa. Isso ocorreu porque os grupos de países reduziram as tarifas nominais em praticamente todos os setores, enquanto o Brasil aumentou em cinco setores e manteve constante em outros três. Como resultado, o país tem tarifas nominais maiores em todos os setores quando comparadas com as dos três grupos, à exceção de agricultura, alimentos, bebida e fumo, mineração e refino de petróleo. Mais ainda, em bens de capital – computadores e eletrônicos, aparelhos elétricos, máquinas e equipamentos –, as tarifas do Brasil são mais do que cinco vezes superiores às dos países de renda alta e média, e três vezes superiores às dos países de renda baixa. O mesmo ocorre em metais básicos e na química.

A análise efetuada indica que o Brasil mantém uma política de proteção elevada e generalizada, ainda que não uniforme, para todos os setores – isto é, busca estimular a produção doméstica em todas as categorias de uso, enquanto todos os grupos de países abandonaram essa diretriz, escolhendo setores prioritários para conceder maiores proteções e menores para os demais, inclusive bens de capital e insumos básicos. Se alguns grupos de países estimulam a produção dessas atividades, o instrumento utilizado não é a tarifa. De forma geral, há maior homogeneidade na estrutura tarifária do Brasil em relação aos três grupos de países.

A diferença nas tarifas entre o Brasil e os grupos de países se amplia se considerarmos os acordos comerciais. Como é conhecido, o Brasil é um dos países que têm assinado menos concessões tarifárias recíprocas com seus principais parceiros comerciais.

Diante desse cenário, é urgente uma reformulação na política tarifária brasileira para torná-la mais compatível com a prática internacional. Isso significa uma redução nas tarifas em todos os setores, principalmente em bens de capital e em insumos básicos. Tal medida certamente não impedirá a realização de novos acordos comerciais e, mais ainda, favorecerá o investimento privado, componente fundamental para o crescimento econômico, e estimulará a maior participação das empresas na cadeia de valor global.

REFERÊNCIAS

BACHA, E. L. **Integrar para crescer**: o Brasil na economia mundial. Rio de Janeiro: IEPE; CdG, 2013. (Texto para Discussão, n. 27). Disponível em: <<http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2016/03/130912BACHAFNAC.pdf>>.

BARRAL, W.; BARRETO, A. S. Desoneração tributária e o regime de *drawback*. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, Rio de Janeiro, n. 102, jan./mar. 2010.

BAUMANN, R.; KUME, H. Novos padrões de comércio e política tarifária no Brasil. *In*: BACHA, E.; BOLLE, M. B. de (Org.). **O futuro da indústria no Brasil**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.

BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. The empirical landscape of trade policy. **Handbook of Commercial Policy**, v. 1, p. 3-108, 2016.

CASTILHO, M. R. *et al.* **A estrutura recente de proteção nominal e efetiva no Brasil**. São Paulo: Fiesp; IEDI, 2015. Disponível em: <<https://www.fiesp.com.br/indices-pesquisas-e-publicacoes/a-estrutura-recente-de-protecao-nominal-e-efetiva-no-brasil/>>.

CDPP – CENTRO DE DEBATE DE POLÍTICAS PÚBLICAS; CINDES – CENTRO DE ESTUDOS DE INTEGRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO. **A integração internacional da economia brasileira**: propostas para uma nova política comercial. Rio de Janeiro: Cindes, 2016. Disponível em: <http://www.cindesbrasil.org/site/index.php?option=com_jdownloads&view=viewcategory&catid=51&Itemid=14>.

CORDEN, W. M. **The theory of protection**. Oxford: Clarendon Press, 1971.

IEDI – INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL. **O lugar do Brasil nas cadeias globais de valor**. São Paulo: IEDI, 2013. (Carta IEDI, n. 578). Disponível em: <https://iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_578.html>. Acesso em: 3 mar. 2017.

KUME, H. Mercosul 1995: uma avaliação preliminar. *In*: IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **A economia brasileira em perspectiva – 1996**. Rio de Janeiro: Ipea, 1996. v. 1.

LISBOA, M.; SCHEINKMAN, J. A. As amarras para o crescimento da economia brasileira. **Folha de S.Paulo**, 18 dez. 2016. Disponível em: <<https://www1.folha.uol.com.br/ilustrissima/2016/12/1841866-as-amarras-para-o-crescimento-da-economia-brasileira.shtml>>.

OECD – ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT. **Input-output tables**. [s.l.]: OECD, 2015a. Disponível em: <<http://www.oecd.org/trade/input-outputtables.htm>>. Acesso em: 6 abr. 2017.

_____. **BTDIxE industries ISIC Rev. 4 version**. [s.l.]: OECD, 2015b.

PASSOS, P. L. A indústria que queremos. **Folha de S.Paulo**, ago. 2014. Disponível em: <<https://www1.folha.uol.com.br/colunas/pedropassos/2014/08/1507599-a-industria-que-queremos.shtml>>.

_____. É urgente definir uma nova política comercial externa. **Folha de S.Paulo**, jul. 2016. Disponível em: <<http://www1.folha.uol.com.br/colunas/pedropassos/2016/07/1796565-e-urgente-definir-uma-nova-politica-comercial-externa.shtml>>.

STURGEON, T. *et al.* O Brasil nas cadeias globais de valor: implicações para a política industrial e de comércio. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, n. 115, p. 26-41, abr./jun. 2013.

TUKEY, J. W. **Exploratory data analysis**. Massachusetts: Addison-Wesley, 1977.

WEISBERG, H. F. **Central tendency and variability**. Newbury Park: Sage, 1992.

WORLD BANK. **Indicators**. Washington, D.C.: World Bank, 2017. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em: 13 abr. 2017.

WTO – WORLD TRADE ORGANIZATION. **Trade profiles 2015**. Geneva: WTO, 2015. Disponível em: <https://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/trade_profiles15_e.pdf>.

_____. **Trade profiles 2016**. Geneva: WTO, 2016. Disponível em: <https://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/trade_profiles16_e.pdf>.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Arquivos atuais**. Brasília: MDIC, [s.d.]. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior-9/arquivos-atuais>>. Acesso em: 21 abr. 2017.

CIA – CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY. **The world factbook**. Disponível em: <<https://www.cia.gov/library/publications/resources/the-world-factbook/geos/tw.html>>. Acesso em: 15 abr. 2017.

FATORES DETERMINANTES DA PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO CULTURAL BRASILEIRO¹

Danyella Juliana Martins de Brito²

Stélio Coêlho Lombardi Filho³

Este artigo analisa como fatores individuais e municipais impactam na decisão do indivíduo de estar empregado em uma ocupação do núcleo artístico da classe criativa no Brasil. Utilizando os microdados do Censo Demográfico de 2010, informações do Suplemento de Cultura da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (MUNIC) e dados de despesa municipal por função do Tesouro Nacional, são estimados modelos multiníveis na tentativa de compreender os principais elementos que afetam a probabilidade de estar ocupado em atividades do referido setor. Os principais resultados sugerem que a idade, o nível educacional e a condição de migrante são fatores positivamente associados às chances de ocupação nesse setor. Observa-se também que indivíduos que vivem com cônjuge ou companheiro, bem como aqueles que se declaram provedores da unidade residencial, apresentam menores chances de estar empregados no núcleo artístico criativo. Quanto às características ocupacionais, trabalhar no próprio domicílio, estar informal no trabalho principal e ter mais de um emprego são fatores positivamente associados a essa probabilidade. Por fim, em termos de características municipais, o efeito positivo da taxa de diversidade evidencia que localidades mais tolerantes e liberais têm uma maior força de atração para o trabalho cultural. Outra variável que se mostrou relevante é o índice de amenidades culturais, que apresentou um expressivo efeito sobre as chances de estar empregado no setor criativo.

Palavras-chave: mercado de trabalho; núcleo artístico da classe criativa; modelos multinível.

DETERMINANTS OF PARTICIPATION IN BRAZILIAN CULTURAL LABOR MARKET

This article analyzes how individual and local factors impact the decision of the individual to be employed in an occupation of the artistic core of the creative class in Brazil. Using microdata from the Brazilian census 2010, information from the Culture Supplement of the Municipal Basic Information Research and municipal expenditure data by function of the National Treasury, we estimated multilevel models in an attempt to understand the key elements that affect the probability of being occupied in activities of that industry. The main findings suggest that age, educational level, and migrant status are factors positively associated with the chances of occupation in this sector. It is also observed that individuals living with spouse or partner, as well as those who claim to be the residential unit provider, have lower chances of being employed in the creative artistic core. As for occupational characteristics, working in the household, being informal in the main job and having more than one job are factors positively associated with this probability. Finally, in terms of local characteristics, the positive effects of the diversity rate show that more tolerant and liberal cities

1. Os autores agradecem aos comentários e contribuições da professora Ana Flavia Machado, coordenadora do grupo de pesquisa em Economia da Cultura da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Este estudo foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) – código de financiamento 001.

2. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco – Centro Acadêmico do Agreste (UFPE-CAA). *E-mail:* <danyjbrito@hotmail.com>.

3. Economista. *E-mail:* <stelio.filho@hotmail.com>.

have a greater force of attraction for cultural workers. Another variable that showed significant impact is the index of cultural amenities, which showed a significant effect on the chances of being employed in the creative sector.

Keywords: labor market; artistic core of the creative class; multilevel models.

JEL: J22; R23; Z10.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil tem apresentado, sobretudo nos últimos anos, uma importância crescente da indústria criativa em sua economia. Segundo dados da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), houve um crescimento de 69,1% da indústria criativa no Brasil no período de 2004 a 2013 (Firjan, 2014). Com isso, o número de empresas desse setor passou de 148 mil, em 2004, para 251 mil, em 2013. Nesse mesmo intervalo de tempo, observou-se um crescimento de 90% do número de trabalhadores empregados, de modo que, em termos de mercado de trabalho formal, a indústria criativa passou a ser composta por aproximadamente 892,5 mil profissionais formais ao fim desse período. Esse crescimento foi, inclusive, superior ao avanço de 56% constatado no mercado de trabalho brasileiro. No tocante à atividade econômica, ressalta-se que a indústria criativa gerou um produto interno bruto (PIB) de R\$ 126 bilhões, em 2013, o equivalente a 2,6% do total produzido naquele ano, frente a 2,1% em 2004.⁴

É importante destacar, todavia, que a definição de indústria criativa do Sistema Firjan é bastante abrangente, diferentemente da adotada neste estudo. Ressalta-se também que as indústrias criativas são caracterizadas pela natureza dos insumos de trabalho, isto é, “indivíduos criativos”. Para a economia criativa, a cultura não é produzida – é, na verdade, o insumo da produção. Já as indústrias culturais são definidas em função do objeto cultural. Alguns setores associados às indústrias criativas seriam os de propaganda, *design*, arquitetura, *software* interativo, filme e TV, música, publicações e artes performáticas. Os setores interligados às indústrias culturais seriam os de museus e galerias, artes visuais e artesanatos, educação de artes, *broadcasting* e filmes, música, artes performáticas, literatura e livrarias (Hartley, 2005; Bendassolli *et al.*, 2009). É possível perceber que há certa sobreposição entre esses conceitos e, segundo Bendassolli *et al.* (2009), tanto os estudos sobre indústrias criativas como sobre indústrias culturais abordam implicações para políticas públicas.

Utilizando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), Silva (2007) observou que o mercado de trabalho cultural brasileiro mostrou um dinamismo acima daquele verificado no mercado de trabalho geral, no período que compreende a década de 1990 e o início

4. O Sistema Firjan engloba, na definição de indústria criativa, os seguintes setores da economia: arquitetura, audiovisual, editorial, mídias digitais, moda, tecnologia da informação e comunicação (TIC), calçados e acessórios, têxtil/confecção, joias, cosméticos, editorial/gráfico, panificação, plástico, mobiliário, metal-mecânico, construção.

dos anos 2000. Ao examinar a importância do setor cultural pela ótica da despesa, o autor percebeu que os dispêndios culturais das famílias brasileiras representaram 2,4% do PIB do país em 2002, ao atingir R\$ 31,9 bilhões. Destaca-se que esse montante representava cerca de 3% do total dos gastos familiares naquele ano, o que enfatiza a relevância do consumo cultural domiciliar.

Fica evidente a importância do setor cultural no Brasil e a necessidade de se estudar mais a fundo suas características e o seu mercado de trabalho, de modo a compreender melhor esse setor tão relevante para a dinamização da economia e para o bem-estar de um país. Conforme ressaltado em alguns trabalhos da literatura, quando os indivíduos começam a se afastar de comportamentos tradicionais, tais como trabalhar somente pelo salário e consumir apenas bens padronizados, e se aproximam de atitudes que refletem o desejo de controlar a própria vida, eles passam a demandar mais serviços e a se interessar, sobretudo, pelas necessidades de ordem estética, intelectual e de qualidade de vida (Inglehart, 1990; Florida, 2002b; Bendassolli *et al.*, 2009).

Segundo Florida (2002b), a classe de trabalhadores criativos é formada por dois grupos distintos. O primeiro é composto por profissionais diretamente envolvidos no processo de criação, enquanto o segundo é constituído por aqueles com capacidade de resolver problemas complexos, dado seu alto nível de qualificação. Para esse autor, o desenvolvimento econômico de uma localidade está intimamente interligado à classe criativa: ao escolher sua localização residencial, tal classe tende a privilegiar aqueles espaços urbanos que favorecem a criatividade, ou seja, localidades com grande tolerância e diversidade. Além disso, a presença desses indivíduos em um dado território tanto incentiva o desenvolvimento de empresas de elevado valor agregado como costuma estar associada a níveis tecnológicos mais elevados. Nesse sentido, como ressaltado também por Vivant (2012), a força da cidade estará fortemente ligada à sua dimensão criativa.

A atividade cultural tem uma capacidade de gerar empregos, renda e efeitos multiplicadores sobre outras atividades econômicas (Markusen e Schrock, 2006). A existência de bens culturais pode influenciar a formação de capital humano em uma localidade, pois as práticas culturais – como atividades que apelam para as capacidades intelectuais e emocionais dos indivíduos – juntamente com a educação e a pesquisa científica ajudam na formação de um capital humano capaz de promover evoluções, criações, antecipação e mobilização (Diniz, 2008; Tolila, 2007).

A opção do indivíduo de estar ocupado em atividades definidas como culturais é influenciada pela existência de características individuais e municipais. Estudos como os de Florida (2002b) e Golgher (2008, 2011) reforçam que características criativas de uma localidade podem ser importantes para a presença e formação de uma classe criativa. Nesse contexto, este estudo pretende examinar como fatores individuais e municipais impactam na decisão do indivíduo de estar empregado em uma ocupação

definida como pertencente ao núcleo artístico da classe criativa no Brasil. Assim, o trabalho cultural é entendido aqui como o exercício de alguma ocupação dentro desse núcleo artístico.⁵ Para esse fim, serão utilizados os microdados do Censo Demográfico de 2010, informações do Suplemento de Cultura da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (MUNIC) – ambos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) – e dados de despesa municipal por função do Tesouro Nacional.

Pesquisas acerca do mercado de trabalho do núcleo artístico da classe criativa brasileira ainda são escassos e pouco conclusivos. Dessa forma, a contribuição que este estudo busca trazer é identificar os principais determinantes da inserção no mercado de trabalho nesse setor. Para tanto, características individuais e municipais são consideradas em um arcabouço metodológico adequado para isolar o efeito de variáveis de diferentes níveis de mensuração, a saber: os modelos multinível.

Este texto encontra-se dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na próxima seção é feita uma contextualização teórica do mercado de trabalho cultural, e são apresentadas brevemente as principais referências do assunto. Na seção subsequente, são explicadas as bases de dados utilizadas, bem como todo o tratamento executado nelas. A seção 4 explica a estratégia empírica empregada, enquanto a seção 5 apresenta os resultados obtidos. Por fim, tem-se uma última seção, com as discussões e considerações finais a respeito dos resultados.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO TEÓRICA

A necessidade de se estudar economia da cultura relacionando as particularidades desse setor ao mercado de trabalho fez-se presente em estudos seminais desse campo. Baumol e Bowen (1966), em uma importante análise do setor de teatros e de apresentações ao vivo na Broadway, defendem o subsídio às artes pelo fato de essas atividades serem intensivas em trabalho. Argumentam ainda que, diferentemente de outros setores nos quais o uso intensivo da tecnologia origina ganhos de produtividade e conseqüente redução dos custos, as organizações culturais apresentam custos relativos progressivamente maiores, dada a impossibilidade de se auferir ganhos de produtividade nas atividades artísticas (doença de custos).⁶ Dado o problema da doença de custos, a renda das vendas do setor muitas vezes fica aquém de seus custos. Por fim, os autores enfatizam, portanto, as especificidades do setor cultural e o papel do Estado no fomento de suas atividades.

5. Mais à frente são especificadas as ocupações que englobam o núcleo artístico do setor criativo. Para mais detalhes ver Machado, Simões e Diniz (2013).

6. Os fatores responsáveis por essa impossibilidade de ganhos de produtividade nas artes performáticas são: a incapacidade de reprodução ao infinito do espetáculo, a falta de retorno sobre certos custos em espetáculos com curto período de tempo e a impossibilidade de se elevar cada vez mais os preços.

Na literatura internacional, buscou-se entender melhor determinadas especificidades do mercado de trabalho cultura em vários estudos posteriores ao de Baumol e Bowen (2016). Nessa linha, são examinadas por Benhamou (2003) duas questões-chaves: *i*) como é possível descrever o emprego cultural e, nesse contexto, quem deve ser considerado um artista de fato?; e *ii*) há características do emprego no ramo cultural que justifiquem a existência de uma abordagem teórica única e original para a sua análise? A autora argumenta que, apesar de ser possível considerar os artistas como agentes maximizadores de utilidade – pois pode-se pensar que esses indivíduos buscam o melhor conjunto de recompensas monetárias e não monetárias por meio de seus esforços –, a carreira de risco, com contratos curtos, o treinamento duro e a baixa taxa de históricos de sucesso configuram aspectos inerentes às escolhas de trabalho artístico, o que naturalmente leva um indivíduo racional a escolher outras carreiras.

Ressalta-se, também, que o mercado de trabalho cultural é considerado heterogêneo (Benhamou, 2003). Trata-se de um mercado atípico e não competitivo, no qual os artistas são substitutos imperfeitos entre si. Como se considera que não há substituto para qualquer talento particular, os preços dos bens culturais podem aumentar mesmo que isso não conduza a uma diminuição da demanda. Benhamou (2003) conclui que, apesar de a economia do trabalho tradicional fornecer uma abordagem teórica poderosa para compreender os mercados de trabalho das artes, as características específicas da oferta de trabalho artística exigem a execução de estudos mais empíricos.

Alper e Wassall (2006) discutem características e mudanças observadas no mercado de trabalho dos artistas, utilizando dados de sete edições do censo dos Estados Unidos para o período 1940-2000. Uma primeira informação importante encontrada pelos pesquisadores foi o grande crescimento da participação de artistas na composição da força de trabalho. Em 1940, apenas 0,7% da força de trabalho norte-americana era composta por indivíduos ocupados no núcleo artístico do setor criativo. Já em 2000, essa participação praticamente dobrou. Os autores também identificaram que, em geral, artistas trabalham menos horas, enfrentam maiores taxas de desemprego e recebem menores salários. Eles também observaram que a variabilidade salarial é maior para esses trabalhadores, em comparação com outros profissionais e técnicos, e que o retorno à educação é menor nessa categoria.

Em relação ao mercado de trabalho criativo e às características dos residentes das distintas localidades, Florida (2002b) propôs uma metodologia que passou a ser amplamente adotada para mensurar aspectos da economia criativa. Sua análise consiste na construção de índices compostos por variáveis relacionadas a três dimensões centrais: talento, diversidade e tecnologia. Nessa linha, o autor busca testar a hipótese de que indivíduos talentosos são atraídos por ambientes mais diversificados e tolerantes com os diferentes tipos de pessoas.

A dimensão talento refere-se a indivíduos com elevado nível de capital humano, podendo ser localmente mensurado pelo percentual da população que completou ao menos o ensino superior. Considerando que o talento é atraído por baixas barreiras à entrada de capital humano e maior tolerância, o autor também elabora um indicador de diversidade composto pela proporção de famílias homossexuais em uma região. Por fim, o autor considera, ainda, a relação entre talento e altos níveis tecnológicos. A conclusão a que chega é a de que talento, diversidade e tecnologia caminham juntos, sendo capazes de proporcionar níveis de renda mais elevados. Esses fatores seriam importantes, inclusive, para impulsionar o próprio desenvolvimento regional (Florida, 2002b).

Markusen e Schrock (2006) destacam que as análises regionais e urbanas que focam na importância das artes e cultura para o desenvolvimento de políticas muitas vezes subestimam as reais contribuições dos trabalhadores culturais criativos para uma economia regional, seja por causa de altas taxas de emprego por conta própria, seja devido ao fato de suas atividades gerarem opções de entretenimento e consumo internos às localidades. Assim, essa importância é subestimada na medida em que o trabalho dos artistas aumenta a produção, também por meio da inovação, e a comercialização de produtos e serviços de outros setores. Para esses autores, os artistas criam opções de entretenimento, o que estimula a arte local e, por conseguinte, permite que a renda gerada circule dentro da própria região, incentivando a economia daquela localidade.

Com uma visão centrada no mercado de trabalho do setor cultural, de forma mais especificada nos artistas, é testada, de maneira exploratória, a hipótese de que muitos artistas escolhem um local de trabalho levando em consideração aspectos relacionados às amenidades locais, ao custo de vida e à própria necessidade de nutrir uma comunidade artística naquela região, geralmente sem levar muito em consideração os empregadores especificadamente (Markusen e Schrock, 2006). Analisando dados referentes à distribuição dos artistas das maiores áreas metropolitanas dos Estados Unidos, esses autores não encontram uma relação evidente entre a força artística e o tamanho do mercado de trabalho total, nem com as taxas de crescimento regional. Na realidade, Markusen e Schrock (2006) percebem que outros fatores, tais como um menor custo de vida, menos congestionamento no trânsito, oportunidades de lazer, alternativas de cuidados com a saúde e uma cultura artística diversificada estão muito mais associados à atração da classe artística.

Steiner e Schneider (2013) realizaram um importante estudo empírico sobre a satisfação (ou utilidade) dos artistas proveniente do posto de trabalho que ocupam. Segundo os autores, apesar de o mercado de trabalho artístico-cultural se caracterizar por uma série de adversidades, tais como salários baixos e elevado desemprego, ainda assim consegue atrair um elevado número de jovens. A literatura teórica sugere como explicação para esse fenômeno o alto nível de satisfação que as atividades

relacionadas a esse setor seriam capazes de fornecer. O objetivo central do estudo foi testar a hipótese de que os artistas conseguem derivar mais utilidade com seu emprego, em relação às demais ocupações, e identificar fatores que levariam a essa maior obtenção de satisfação.

Os resultados das análises, conduzidas por meio de um painel construído para os dados da Alemanha, confirmaram que, em média, os artistas se consideram mais satisfeitos com seu trabalho do que trabalhadores de outros setores. Além disso, também se identificou que diferenças de remuneração, de número de horas trabalhadas e de personalidade não explicam totalmente a variedade observada na satisfação no trabalho. Por sua vez, essa diferença na satisfação pode, pelo menos em parte, ser atribuída à elevada taxa de empregados por conta própria observada entre os artistas. O restante da diferença é aparentemente ocasionado por aspectos do próprio trabalho artístico – por exemplo, a variedade de atividades que podem ser exercidas nessa ocupação.

Na literatura nacional, Diniz (2008) traça as principais características do setor cultural no Brasil, com base nos dados do Suplemento de Cultura da MUNIC de 2006 e do Censo Demográfico de 2000, ambos do IBGE. Com enfoque nas regiões metropolitanas (RMs) de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre e no município de Brasília, a autora caracteriza as localidades de acordo com seu “ambiente cultural”, por meio de uma análise multivariada de *clusters*. Adicionalmente, a partir de dados censitários, são investigados os principais determinantes do rendimento dos trabalhadores do setor cultural.

Entre os principais resultados obtidos, pode-se destacar o fato de que a única diferença regional realmente significativa sobre os rendimentos no setor cultural ocorre apenas entre residir no grupo de municípios constituído pelas capitais e por alguns municípios que compõem as RMs ou não. Esse grupo é também o que apresenta melhor ambiente cultural. Diniz (2008) nota que o grupo de indivíduos que apresenta maiores rendimentos é o de trabalhadores das artes performáticas, e os piores níveis de renda são daqueles que estão ocupados no artesanato. A análise quantílica permitiu à autora concluir que os retornos da educação são menores nos extremos da distribuição de renda. Além disso, o efeito da formalidade diminui ao longo da distribuição, enquanto a discriminação de gênero aumenta.

Ferreira Neto, Freguglia e Fajardo (2012), com os dados da PNAD de 2002 a 2007, examinam os fatores que afetam o diferencial de salários dos trabalhadores do setor cultural e dos artistas no Brasil urbano. Por intermédio do estimador de efeitos fixos em um modelo de pseudopainel de coortes, e aplicando a correção do possível viés de seleção tal como proposto por Heckman (1979), os autores notam que os trabalhadores do setor cultural e artistas são mais bem remunerados comparativamente aos demais trabalhadores. Eles utilizam a decomposição de Oaxaca

para compreender melhor esse diferencial, e detectam que o fator determinante dos diferenciais salariais é aquele associado às características setoriais.

Machado, Simões e Diniz (2013), em uma análise de nível municipal, investigam o potencial criativo dos territórios brasileiros. Pela análise de *clustering*, os autores tentam identificar vantagens comparativas entre os municípios, em termos de equipamentos culturais, mercado de trabalho criativo e das despesas públicas em cultura. Para tanto, utilizam os dados do censo de 2010, da MUNIC/IBGE e de despesas municipais em cultura do Tesouro Nacional (Finanças do Brasil – FINBRA). Os resultados indicam a existência de seis *clusters*, dos quais os três mais bem definidos são: o *cluster 1*, que inclui os municípios de São Paulo e Rio de Janeiro; o *cluster 2*, composto por capitais dos principais estados do país e cidades com grandes universidades (centros universitários criativos); e o *cluster 3*, composto de 99 municípios que podem ser considerados centros de turismo cultural e ecológico.

Machado, Rabelo e Moreira (2014) analisaram as especificidades do mercado de trabalho do setor artístico-cultural das RMs brasileiras. Os autores definiram o referido setor como contemplando todos os trabalhadores diretamente envolvidos na produção e distribuição de bens e serviços que incorporam criatividade, símbolos artísticos e sinais, independentemente do nível educacional.

Os resultados encontrados apontaram que ser mulher, ser branco e estar ocupado no setor informal aumentam a probabilidade de estar ocupado no setor criativo. Além disso, essa probabilidade também cresce com os anos de estudo e com a variável de interação entre a disposição para trabalhar horas adicionais e o número de horas trabalhadas,⁷ indicando que os trabalhadores desse setor têm maior disposição para trabalhar horas adicionais, e que isso não se deve a uma jornada de trabalho reduzida. Já com relação aos salários, observou-se que mulheres ganham relativamente menos que homens, e negros, menos que brancos, o que sugere uma possível discriminação por gênero e raça. Além disso, conforme esperado, os salários crescem com os anos de estudo. O resultado mais interessante, todavia, diz respeito ao coeficiente positivo associado aos gastos *per capita* com cultura. Desse modo, um aumento nesse gasto público tende a também aumentar o salário dos trabalhadores do setor artístico-cultural.

Outro tema que a literatura nacional tem focado são os aspectos teóricos propostos por Florida (2002b). Nesse sentido, alguns estudos vêm tentando compreender melhor a questão da importância de uma sociedade com grande diversidade na formação de trabalhadores culturais e qualificados (Golgher, 2008). Os aspectos associados à localidade de residência ganham importância nessa tentativa de explicar o funcionamento do mercado de trabalho cultural.

7. Conforme ressaltado pelos autores, a disposição para trabalhar horas adicionais consiste em uma medida indireta de satisfação com o trabalho. Apesar dessa variável ser extremamente importante para a análise da força de trabalho do setor cultural, no presente estudo essa *proxy* de satisfação não foi utilizada devido à ausência de informações a respeito da disposição para trabalhar horas adicionais no censo demográfico.

Golgher (2011) utiliza dados das RMs brasileiras nos anos de 1991 e 2000 para testar as hipóteses discutidas por Florida (2002a; 2002b). Por meio do arcabouço de dados em painel, ele identifica que RMs com elevados índices de entretenimento tendem a apresentar maior proporção de indivíduos qualificados (talentosos). O mesmo, contudo, não foi observado para o índice de diversidade. Assim, conclui-se que há evidências para dar suporte apenas à hipótese de que os indivíduos talentosos são atraídos por ambientes mais diversificados.

Também o estudo de Jäger (2014) discute a importância da construção de indicadores adequados para mensurar o desempenho e o desenvolvimento do setor criativo, de modo que seja possível explorar todo o seu potencial em termos de crescimento econômico e geração de empregos. O autor constrói um índice de economia criativa para sete cidades brasileiras (São Paulo, Rio de Janeiro, Curitiba, Brasília, Salvador e Belém), tomando por base os trabalhos de Florida (2002b; 2005). Após considerar uma série de variáveis relacionadas a talento, diversidade e tecnologia, o autor conclui que as cidades das regiões Sul e Sudeste são as que concentram os melhores indicadores em todas as dimensões.

Percebe-se que a literatura nacional ainda tem muito espaço para evoluir, especialmente no que diz respeito à relação entre as questões básicas de mercado de trabalho, isto é, oferta e demanda por trabalho, e a economia da cultura. Compreender melhor a importância econômica da cultura do ponto de vista da geração de renda e empregos no Brasil ainda é algo que exige atenção e que pode subsidiar a aplicação de políticas públicas de qualidade para o desenvolvimento cultural do país.

3 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Os trabalhadores culturais constituem um grupo muito heterogêneo. Por essa razão, a definição de artistas muitas vezes é bastante ampla e confusa (Benhamou, 2003). Neste artigo, foram considerados trabalhadores do ramo cultural aqueles indivíduos que declararam ter uma ocupação definida como pertencente ao núcleo artístico da classe criativa. Essa variável dependente foi construída com base na tipologia de atividades culturais direta e indireta de Machado, Simões e Diniz (2013).⁸ A partir dos microdados do Censo 2010, a variável indicativa de trabalho no núcleo artístico da classe criativa foi construída da seguinte forma: o indivíduo que afirmou possuir uma ocupação cultural dentro do grupo de trabalhos diretos ou indiretos recebeu valor 1, enquanto aqueles não enquadrados em uma dessas ocupações culturais recebeu valor zero. O quadro 1 apresenta as ocupações enquadradas no núcleo artístico da classe criativa.

8. Ressalta-se que a opção por utilizar, neste estudo, essa tipologia se deve a sua relevância e objetividade, pois permite filtrar as principais atividades artístico-culturais no contexto brasileiro.

QUADRO 1
Ocupações definidas como pertencentes ao núcleo artístico da classe criativa

Ocupações	Código da ocupação (IBGE)	Especificações
Trabalhos diretos		
Artes plásticas	2651	Artistas plásticos
Artes performáticas	2652	Músicos, cantores e compositores
	2653	Bailarinos e coreógrafos
	2654	Diretores de cinema, de teatro e afins
	2655	Atores
	2659	Artistas criativos e interpretativos não classificados anteriormente
	7312	Confeccionadores e afinadores de instrumentos musicais
Escritores	2641	Escritores
Artesanato	7317	Artesãos de pedra, madeira, vime e materiais semelhantes
	7318	Artesãos de tecidos, couros e materiais semelhantes
	7319	Artesãos não classificados anteriormente
Trabalhos indiretos		
Artes performáticas	2354	Outros professores de música
	2355	Outros professores de artes
Artes plásticas e visuais	3432	Desenhistas e decoradores de interiores
	3431	Fotógrafos
	2621	Arquivologistas e curadores de museus
	2622	Bibliotecários, documentaristas e afins
	3433	Técnicos em galerias de arte, museus e bibliotecas
	4411	Trabalhadores de bibliotecas
Mídia e comunicação	2642	Jornalistas
	2643	Tradutores, intérpretes e linguistas
	2656	Locutores de rádio, televisão e outros meios de comunicação
	3521	Técnicos de radiodifusão e gravação audiovisual
Artes gráficas	7321	Trabalhadores da pré-impressão gráfica
	7322	Impressores
	7323	Encadernadores e afins
Outros	3435	Outros profissionais de nível médio em atividades culturais e artísticas
	1431	Gerentes de centros esportivos, de diversão e culturais

Fonte: Machado, Simões e Diniz (2013).

Em relação às variáveis explicativas, foram consideradas as características do indivíduo e de seu município de residência. O primeiro conjunto de regressores reflete características individuais que afetam as chances de se estar empregado no setor cultural. Essas variáveis, descritas no quadro 2, foram

selecionadas com base na literatura de economia do trabalho e economia da cultura (Becker, 1962; Mincer, 1962; Borjas, 1996; Florida, 2002b; Benhamou, 2003; Machado, Rabelo e Moreira, 2014). Todas essas variáveis foram extraídas dos microdados do censo 2010 do IBGE. É importante destacar que a amostra se restringe àqueles indivíduos brasileiros natos, entre 15 anos e 64 anos de idade, que declararam estar trabalhando (afirmaram ter uma ocupação na data de referência do censo) e não estudantes.

QUADRO 2

Descrição das variáveis de primeiro nível (individual)

Variável	Tipo	Descrição e codificação
Gênero		
Masculino	Binária	1 se o indivíduo é do sexo masculino; 0 caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo é do sexo feminino; 0 caso contrário.
Raça		
Branca ou amarela (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo se declarou de cor branca ou amarela; 0 caso contrário.
Preta	Binária	1 se o indivíduo se declarou de cor preta; 0 caso contrário.
Parda	Binária	1 se o indivíduo se declarou de cor parda; 0 caso contrário.
Indígena	Binária	1 se o indivíduo se declarou de cor indígena; 0 caso contrário.
Idade	Contínua	Idade do entrevistado em anos.
Idade ao quadrado	Contínua	Quadrado da diferença entre a idade do indivíduo e a média de idade de todos os indivíduos na amostra.
Domicílio		
Chefe do domicílio	Binária	1 se o indivíduo se declarou chefe do domicílio; 0 caso contrário.
Cônjuge	Binária	1 se o indivíduo declarou viver com cônjuge ou companheiro; 0 caso contrário.
Níveis de instrução		
Sem instrução e fundamental incompleto (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo não tem instrução ou tem curso fundamental incompleto; 0 caso contrário.
Fundamental completo e médio incompleto	Binária	1 se o indivíduo tem curso fundamental completo ou nível médio incompleto; 0 caso contrário.
Médio completo e superior incompleto	Binária	1 se o indivíduo tem nível médio completo ou curso superior incompleto; 0 caso contrário.
Superior completo	Binária	1 se o indivíduo tem curso superior completo; 0 caso contrário.
Migrante	Binária	1 se o indivíduo é migrante de data fixa intermunicipal; 0 caso nasceu e sempre morou no município de residência.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Tipo	Descrição e codificação
Trabalho		
Trabalha no domicílio	Binária	1 se o indivíduo trabalha no próprio domicílio; 0 caso contrário.
Possui mais de um trabalho	Binária	1 se o indivíduo afirmou possuir mais de um trabalho; 0 caso contrário.
Trabalhador com carteira assinada (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo não tem como posição na ocupação principal "empregado com carteira assinada" ou "militar" ou "empregador"; 0 caso contrário.
Trabalhador sem carteira assinada (informal)	Binária	1 se o indivíduo não tem como posição na ocupação principal "empregado sem carteira assinada" ou "conta própria" ou "não remunerado"; 0 caso contrário.
Setor de residência		
Zona rural (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo reside no meio rural; 0 caso contrário.
Zona urbana	Binária	1 se o indivíduo reside no meio urbano; 0 caso contrário.
RM		
Não RM (categoria omitida)	Binária	1 se o indivíduo não reside em uma RM; 0 caso contrário.
RM	Binária	1 se o indivíduo reside em uma RM; 0 caso contrário.

Fonte: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/resultados.html>>.
Elaboração dos autores.

O segundo grupo de variáveis consideradas no estudo refere-se às características e aos elementos municipais, conforme descrito no quadro 3. O índice de amenidades culturais foi construído a partir do Suplemento de Cultura da MUNIC de 2006, publicado pelo IBGE, e engloba, entre outros pontos, aspectos relacionados à existência e quantidade de itens e equipamentos culturais do município. O índice foi construído pela média das quantidades *per capita* de museus, bibliotecas, centros culturais, ginásios e cinemas presentes no município.

QUADRO 3

Descrição das variáveis de segundo nível (municipal)

Variável	Tipo	Descrição e codificação	Fonte
Índice de amenidades	Contínua	Indicador de itens e equipamentos culturais no município.	MUNIC/IBGE
Taxa de diversidade	Contínua	Proporção de casais no município que declararam estar em um relacionamento conjugal homoafetivo em relação ao total de casais.	Censo 2010
Renda média do setor cultural	Contínua	Rendimento médio dos trabalhadores do setor cultural no município.	Censo 2010
Despesa em cultura <i>per capita</i>	Contínua	Despesa municipal em cultura ponderada pela população residente.	FINBRA
Logaritmo da população	Contínua	Logaritmo da população do município.	Censo 2010

Elaboração dos autores.

A taxa de diversidade está relacionada ao indicador de tolerância da sociedade. O indicador análogo sugerido por Florida (2002b) é obtido pela contabilização dos lares compostos por indivíduos do mesmo sexo que afirmaram estar em uma relação estável. Segundo o autor, a presença de casais homoafetivos é um elemento positivo para uma cidade, dado o elevado poder aquisitivo e as preferências culturais desse grupo social. Neste estudo, o que se pretende captar de fato com essa variável é o nível de tolerância a comportamentos diferenciados. Pois, conforme destaca Vivant (2012), uma sociedade considerada fechada não instiga indivíduos criativos.

O rendimento médio municipal dos trabalhadores empregados em atividades do núcleo artístico-criativo tem por objetivo verificar se municípios com remuneração mais elevada nesse ramo conseguem, de fato, atrair mais indivíduos para realizar atividades nesse setor.

Finalmente, a despesa em cultura *per capita* foi construída com base nos dados da FINBRA, um relatório do Tesouro Nacional com informações sobre gastos e receitas de cada município brasileiro. A coleta de dados de contabilidade baseia-se na Lei de Responsabilidade Fiscal (Lei Complementar nº 101, de 4 de maio de 2000), que obriga os municípios a enviar suas informações, incluindo as despesas por função, por meio do chamado Sistema de Coleta de Dados Contábeis Consolidados (SISTN), da Caixa Econômica Federal. Os dados são anuais, e as informações sobre despesas municipais em cultura da FINBRA foram ponderadas pela população residente de cada município, para o ano de 2010. Com essa informação, busca-se identificar se a decisão individual de estar ocupado no setor cultural é influenciada pelos gastos com cultura do município.

Apresentada a descrição das variáveis, a tabela 1 indica as estatísticas descritivas da amostra contemplada pelo estudo. Para tornar mais clara a composição, optou-se por apresentar as informações agregadas, bem como separar aqueles ocupados no núcleo artístico do setor criativo daqueles ocupados nos demais setores. Inicialmente, nota-se que aproximadamente 1,16% dos indivíduos trabalha direta ou indiretamente no núcleo artístico do setor criativo.

Considerando a amostra como um todo, observa-se que a maior parte dos indivíduos é do sexo masculino, tem idade média de aproximadamente 35 anos e é da raça branca ou amarela. Tem-se ainda que pouco mais de 43% são chefes de família, 14,82% migrantes e apenas 3% possuem mais de um trabalho. Ademais, a maior parte não completou sequer o ensino fundamental (42,88%), vive com o cônjuge ou companheiro e reside na área urbana. Uma informação importante é que quase metade dos indivíduos (49,73%) trabalha no setor informal. Em relação às variáveis alusivas aos aspectos populacionais e culturais dos municípios brasileiros, tem-se que a renda média do núcleo artístico do setor criativo é de aproximadamente R\$ 1.033,72, enquanto a média das despesas *per capita* com cultura fica por volta de R\$ 38,47.

TABELA 1
Distribuição dos trabalhadores segundo características socioeconômicas e condição de trabalho no núcleo artístico do setor criativo (2010)

	Total		Trabalha no núcleo artístico-criativo		Não trabalha no núcleo artístico-criativo		Diferença de média
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	
Gênero							
Masculino	0,6069	0,4884	0,5420	0,4982	0,6076	0,4883	-0,0656***
Idade							
Idade	35,6921	11,6430	35,5067	11,5707	35,6943	11,6438	-0,1876***
Idade ao quadrado	153,3855	209,8332	150,1727	207,9432	153,4233	209,8551	-3,2506***
Cor							
Branca ou amarela	0,5146	0,4998	0,5769	0,4940	0,5139	0,4998	0,0631***
Preta	0,0782	0,2684	0,0701	0,2553	0,0783	0,2686	-0,0082***
Parda	0,4036	0,4906	0,3413	0,4742	0,4043	0,4908	-0,0630***
Indígena	0,0036	0,0601	0,0117	0,1074	0,0035	0,0593	0,0081***
Faixa de instrução							
Sem instrução e fundamental incompleto	0,4288	0,4949	0,2709	0,4444	0,4307	0,4952	-0,1598***
Fundamental completo e médio incompleto	0,1679	0,3738	0,1812	0,3852	0,1677	0,3736	0,0134***
Médio completo e superior incompleto	0,2989	0,4578	0,3865	0,4870	0,2979	0,4573	0,0886***
Superior completo	0,1044	0,3058	0,1614	0,3679	0,1037	0,3049	0,0577***
Domicílio							
Chefe do domicílio	0,4353	0,4958	0,3923	0,4883	0,4358	0,4959	-0,0435***
Com cônjuge ou companheiro	0,6337	0,4818	0,5759	0,4942	0,6344	0,4816	-0,0584***
Ocupação							
Trabalha no próprio domicílio	0,2211	0,4150	0,3792	0,4852	0,2193	0,4137	0,1600***
Trabalho principal informal	0,4973	0,5000	0,6478	0,4777	0,4956	0,5000	0,1522***
Possui mais de um trabalho	0,0302	0,1712	0,0562	0,2303	0,0299	0,1704	0,0263***
Setor de residência							
RM	0,3252	0,4685	0,4294	0,4950	0,3240	0,4680	0,1054***
Zona urbana	0,7619	0,4259	0,8977	0,3031	0,7603	0,4269	0,1374***
Migrante	0,1482	0,3553	0,1648	0,3710	0,1480	0,3551	0,0169***
Indicadores municipais							
Índice de amenidades	0,0204	0,0295	0,0165	0,0267	0,0204	0,0295	-0,0040***
Taxa de diversidade	0,0428	0,0499	0,0559	0,0535	0,0427	0,0498	0,0132***
Renda média do setor cultural	1.033,7200	652,4849	1.169,2820	716,7437	1.032,1240	651,5230	137,1581***
Log da população	11,0127	2,0422	11,7053	2,2434	11,0046	2,0383	0,7008***
Despesa em cultura <i>per capita</i>	38,4681	46,6622	39,3682	41,8577	38,4575	46,7157	0,9107***
Número de observações	4.150.101		48.277		4.101.824		

Fonte: IBGE, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: *** Estatisticamente significativo a 1%.

As informações mais interessantes, contudo, referem-se às comparações entre os que trabalham e os que não trabalham no núcleo artístico do setor criativo. Em média, a concentração de homens é menor no referido setor, e os indivíduos que nele trabalham possuem um nível educacional mais elevado: aproximadamente 39% completaram o ensino médio e 16% o ensino superior, ao passo que essas proporções se reduzem para 30% e 10%, respectivamente, para os ocupados em outros setores. Conforme esperado, há, em média, mais ocupados no núcleo artístico do setor criativo não vivendo com cônjuge ou companheiro, tendo mais de um emprego e trabalhando no próprio domicílio, comparativamente aos ocupados nos demais setores. Em termos de características domiciliares, esses trabalhadores concentram-se fortemente em áreas urbanas e metropolitanas. Observa-se também que, em média, esses indivíduos residem em áreas com taxas de diversidade mais elevadas e com maior renda média do setor cultural.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Tendo em vista os objetivos delineados, optou-se por empregar a abordagem de modelos hierárquicos, também conhecidos como modelos multinível, para estimar a probabilidade de o indivíduo estar empregado no núcleo artístico da classe criativa brasileira. A ideia, ao adotar esse procedimento, é analisar como fatores individuais e regionais afetam as chances de empregabilidade no setor.

A opção pela utilização da modelagem hierárquica parte do reconhecimento de uma provável variabilidade nas chances de um indivíduo estar empregado no setor criativo em decorrência da localidade, mesmo após o controle pelas características individuais. Assim, pessoas com características semelhantes, mas de localidades distintas, teriam diferentes probabilidades de ocupação devido aos atributos locais.

Conforme apontado por Raudenbush e Bryk (2002), grande parte dos estudos acerca de fenômenos sociais envolve uma estrutura de dados hierarquizada. Indivíduos em geral se situam dentro de unidades organizacionais, como escolas ou firmas, por exemplo. Essas unidades, por sua vez, encontram-se localizadas em uma cidade, uma região ou um país. Os modelos multiníveis permitem a modelagem conjunta de diferentes níveis de observação, identificando como as variáveis medidas em um nível influenciam as relações em outro nível. A variável dependente é sempre medida no menor nível de agregação, enquanto as variáveis explicativas podem ser medidas em todos os níveis. Outro importante ganho fornecido por essa abordagem é a possibilidade de particionar a variância entre os níveis de análise (Raudenbush e Bryk, 2002).

Neste estudo, aplicou-se um modelo hierárquico em dois níveis. O primeiro nível corresponde ao indivíduo, enquanto o segundo se refere ao município. Como há uma variável dependente binária – assumindo valor 1 se o indivíduo se encontra empregado no setor criativo, e 0 caso contrário –, a especificação assume

a forma de um modelo *logit* hierárquico. Assim, o primeiro nível é composto por um modelo linear generalizado, podendo ser escrito como:

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\phi_{ij}}{1 - \phi_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Em que: η_{ij} é o *log-odds*, ou chances de sucesso, de o indivíduo i residente no município j estar empregado no setor criativo, enquanto ϕ_{ij} representa a probabilidade de esse evento ocorrer; β_{0j} é o intercepto do modelo; X_{qij} e β_q correspondem, respectivamente, às q variáveis explicativas em nível individual incluídas no modelo, e seus efeitos parciais; por fim, ε_{ij} é o termo de erro aleatório.

No segundo nível, assume-se que o intercepto β_{0j} varia aleatoriamente em todos os municípios:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_s \gamma_{0s} W_{sj} + u_{0j} \quad (2)$$

Tal que: γ_{00} representa a média global da variável dependente, isto é, a média de empregos no setor criativo, considerando todos os municípios; W_{sj} corresponde aos regressores no âmbito municipal e γ_{0s} aos seus respectivos efeitos parciais; e u_{0j} é o incremento para o intercepto associado ao município j , ou seja, o efeito aleatório.

Combinando as equações, chega-se a uma única complexa equação,

$$\eta_{ij} = \log\left(\frac{\phi_{ij}}{1 - \phi_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \sum_s \gamma_{0s} W_{sj} + u_{0j} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Nesta equação os regressores de primeiro e segundo nível considerados neste estudo encontram-se descritos em detalhes nos quadros 2 e 3.

A primeira etapa na abordagem hierárquica, entretanto, consiste na estimação do modelo mais simples possível, isto é, o modelo nulo ou a análise de variância (ANOVA). A partir dessa estimação, é possível produzir uma estimativa da correlação intraclasse que possibilita avaliar se, do ponto de vista econométrico, há justificativas para se incorporar um segundo nível. Ou seja, por meio do coeficiente de correlação intraclasse do modelo nulo, pode-se observar se a inclusão do segundo

nível ajuda a explicar a variabilidade dos dados do modelo (Hox, 2002). O modelo nulo apresenta a seguinte especificação para o primeiro nível:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Sendo β_{0j} a média de empregos no setor criativo do j -ésimo município e ε_{ij} o efeito aleatório associado ao primeiro nível, assumido como normalmente distribuído com média zero e variância constante (σ^2). Já a especificação para o segundo nível é dada por:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (5)$$

Em que γ_{00} representa a média global da variável dependente e u_{0j} é o efeito aleatório associado ao j -ésimo município, assumido como tendo média zero e variância τ_{00} .

Uma vez justificada a inclusão de um segundo nível, o passo seguinte consiste na estimação do modelo multinível não condicional, também chamado modelo de análise de covariância (ANCOVA), que contém apenas variáveis explicativas do primeiro nível. Tal modelo permite a mensuração da variabilidade associada a esse nível, e é dado por:

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{0j} + \sum_q \beta_q X_{qij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (7)$$

Por fim, as variáveis contextuais, correspondentes ao segundo nível, são incluídas gradativamente, dando origem ao modelo expresso na equação (3). Desse modo, é possível verificar o quanto essas variáveis municipais contribuem para a redução da variabilidade não condicional associada ao intercepto estimado do nível 1. Esse cálculo é feito por meio do índice de redução proporcional da variância, que representa o percentual da variância do intercepto do modelo não condicional explicada pela inclusão das variáveis no segundo nível.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Com o intuito de analisar como as características individuais e regionais mudam as chances de um indivíduo estar empregado no núcleo artístico da classe criativa no Brasil, empregou-se a técnica de modelagem hierárquica. Esse procedimento metodológico permite observar se, e como, alguns dos componentes que afetam as

chances de estar empregado no ramo artístico-criativo estão associados à estrutura criativa local, justificando a inclusão de variáveis municipais.

A tabela 2 apresenta as estimativas das razões de chance (*odds ratio*) para as análises multiníveis conduzidas no estudo. O modelo 1, conhecido como ANOVA com efeitos aleatórios (ou modelo nulo), é estimado objetivando testar a aleatoriedade dos coeficientes. Por meio do cálculo do coeficiente de correlação intraclasse (*intraclass correlation coefficient* – ICC) desse modelo, é possível observar a variação nas chances de estar empregado no setor cultural atrelada às características municipais. Como o valor do ICC calculado foi 0,1351, isso indica que 13,51% da variação nas chances de estar empregado no núcleo artístico criativo, em 2010, decorrem de diferenças nas chances de estar ocupado nesse setor entre os municípios.⁹ Além disso, como nos sete modelos estimados os coeficientes das variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero, conclui-se que a probabilidade de estar exercendo uma ocupação laboral no setor cultural difere de acordo com o município em que o indivíduo reside, para todos os casos analisados.

TABELA 2

Regressões hierárquicas para a probabilidade de estar empregado no núcleo artístico do setor criativo (2010)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
	Componente fixo						
Intercepto	0,0068*** (0,0001)	0,0010*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)	0,0002*** (0,0000)
Índice de amenidades			0,3138*** (0,1122)	0,3841*** (0,1377)	0,3862*** (0,1383)	6,5992*** (2,8561)	6,1838*** (2,6794)
Taxa de diversidade				4,9275*** (1,4507)	5,4027*** (1,5931)	2,5870*** (0,7842)	2,5212*** (0,7644)
Renda média da cultura					0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)
Log da população						1,1678*** (0,0164)	1,1707*** (0,0165)
Despesa em cultura per capita							1,0005*** (0,0002)

(Continua)

9. O coeficiente de correlação intraclasse é calculado como $ICC = \frac{\sigma_{00}^2}{\sigma_{00}^2 + \pi^2/3}$. A literatura sugere que a variância do erro em nível individual, nos modelos de regressão logística, seja sempre fixada em $\pi^2/3 = 3,29$, dado que nesses modelos não é possível estimar os coeficientes e a variância do erro em nível individual para o componente aleatório (Morenoff, 2003; Raudenbush e Bryk, 2002; Snijders e Bosker, 1999).

(Continuação)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Gênero							
Masculino		0,9913 (0,0097)	0,9914 (0,0097)	0,9913 (0,0096)	0,9914 (0,0097)	0,9913 (0,0097)	0,9913 (0,0097)
Idade							
Idade		1,0023*** (0,0007)	1,0023*** (0,0007)	1,0023*** (0,0007)	1,0023*** (0,0007)	1,0023*** (0,0007)	1,0023*** (0,0007)
Idade ao quadrado		0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)	0,9999*** (0,0000)
Cor							
Preta		0,8971*** (0,0172)	0,8957*** (0,0172)	0,8952*** (0,0172)	0,8942*** (0,0172)	0,8915*** (0,0171)	0,8912*** (0,0171)
Parda		0,8802*** (0,0098)	0,8785*** (0,0098)	0,8788*** (0,0098)	0,8772*** (0,0098)	0,8754*** (0,0098)	0,8753*** (0,0098)
Indígena		4,6523*** (0,2337)	4,6398*** (0,2331)	4,6375*** (0,2329)	4,6289*** (0,2325)	4,6098*** (0,2314)	4,6115*** (0,2315)
Faixa de instrução							
Fundamental completo e médio incompleto		1,6187*** (0,0235)	1,6191*** (0,0235)	1,6183*** (0,0235)	1,6197*** (0,0236)	1,6169*** (0,0235)	1,6169*** (0,0235)
Médio completo e superior incompleto		2,0474*** (0,0261)	2,0475*** (0,0261)	2,0464*** (0,0260)	2,0477*** (0,0261)	2,0427*** (0,0260)	2,0424*** (0,0260)
Superior completo		2,2800*** (0,0375)	2,2794*** (0,0375)	2,2778*** (0,0374)	2,2797*** (0,0375)	2,2710*** (0,0374)	2,2707*** (0,0374)
Domicílio							
Chefe do domicílio		0,8863*** (0,0092)	0,8862*** (0,0092)	0,8863*** (0,0092)	0,8862*** (0,0092)	0,8863*** (0,0092)	0,8864*** (0,0092)
Vive com cônjuge/companheiro		0,8507*** (0,0085)	0,8508*** (0,0085)	0,8510*** (0,0085)	0,8509*** (0,0085)	0,8515*** (0,0085)	0,8516*** (0,0085)
Trabalha no próprio domicílio		2,3419*** (0,0238)	2,3412*** (0,0238)	2,3400*** (0,0237)	2,3414*** (0,0238)	2,3349*** (0,0237)	2,3350*** (0,0237)
Trabalho principal informal		2,5827*** (0,0268)	2,5825*** (0,0268)	2,5843*** (0,0268)	2,5816*** (0,0268)	2,5859*** (0,0269)	2,5863*** (0,0269)
Possui mais de um trabalho		1,6649*** (0,0345)	1,6654*** (0,0345)	1,6657*** (0,0345)	1,6656*** (0,0345)	1,6654*** (0,0345)	1,6654*** (0,0345)
Setor de residência							
Reside em RM		1,3025*** (0,0441)	1,2865*** (0,0439)	1,2476*** (0,0430)	1,2690*** (0,0442)	1,1470*** (0,0412)	1,1463*** (0,0411)
Reside em zona urbana		2,9944*** (0,0528)	2,9849*** (0,0527)	2,9716*** (0,0525)	2,9788*** (0,0527)	2,9421*** (0,0521)	2,9406*** (0,0521)
Migrante de data fixa		1,2127*** (0,0159)	1,2132*** (0,0159)	1,2120*** (0,0159)	1,2132*** (0,0159)	1,2164*** (0,0160)	1,2167*** (0,0160)
Componente aleatório							
Coefficiente	0,5274*** (0,0162)	0,4515*** (0,0142)	0,4513*** (0,0142)	0,4485*** (0,0142)	0,4455*** (0,0141)	0,4366*** (0,0138)	0,4357*** (0,0138)
% da variância explicada ¹			0,0443	0,6644	1,3289	3,3001	3,4994
Observações							
Nível individual	4.150.101	4.150.101	4.150.101	4.150.101	4.150.101	4.150.101	4.150.101
Nível municipal	4.817	4.817	4.817	4.817	4.817	4.817	4.817

Fonte: IBGE, 2010; Ipeadata (disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>).

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ A proporção da variância explicada é calculada por: % da variância explicada = $\frac{\hat{\sigma}_{00}(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}(\text{não condicional})}$.

Obs.: 1. Desvios-padrão entre parênteses.

2. ***estatisticamente significante a 1%; **estatisticamente significante a 5%; *estatisticamente significante a 10%.

O modelo 2, não condicional, inclui apenas as variáveis explicativas associadas às características individuais, possibilitando a mensuração da variabilidade não condicional de segundo nível. Já os modelos 3, 4, 5, 6 e 7, condicionais às características municipais, nos quais são incluídas de maneira gradativa as variáveis de segundo nível, permitem verificar o quanto as variáveis municipais contribuem para a redução da variabilidade não condicional do intercepto estimado no modelo 2. A proporção da variância explicada é apenas uma métrica alternativa para esse exame. Assim, nota-se, por exemplo, que no modelo 3 apenas o indicador de amenidades culturais explica a variabilidade do intercepto em cerca de 0,04%. Ao adicionarmos a taxa de diversidade, contudo, a renda média do setor cultural, a população do município e as despesas *per capita* com cultura, essas variáveis em conjunto, são responsáveis por explicar a variabilidade do intercepto em quase 3,5%.

Analisando inicialmente as variáveis de primeiro nível, tem-se que, à exceção do coeficiente da variável de gênero, todos os demais parâmetros estimados foram estatisticamente significativos a 1% em todos os modelos. Dessa forma, os resultados para as características individuais indicam que a variável idade está, pelo menos em certa medida, interligada à construção da reputação do indivíduo, no sentido de que quanto maior a idade, maiores as chances de estar empregado no núcleo artístico-criativo. Já a variável idade ao quadrado capta o decréscimo da participação no mercado de trabalho que a própria literatura de economia do trabalho atribui à redução na produtividade a partir de certa idade. Quanto ao nível de escolaridade, percebe-se que quanto maior a escolaridade do indivíduo maiores são as chances de ele estar empregado em ocupações do núcleo artístico-criativo, em relação às demais atividades. Esse resultado corrobora os estudos que já haviam identificado a existência de grande proporção de indivíduos com nível superior nesse ramo (Throsby e Thompson, 1995; Benhamou, 2003; Menger, 2006; Machado, Rabelo e Moreira, 2014).

Em relação à cor da pele, aqueles que declararam ser da raça preta e parda possuem menos chances de estar empregados no núcleo artístico-criativo, em comparação àqueles que declararam a cor da pele branca ou amarela (categoria omitida). Por sua vez, ser indígena aumenta em mais de quatro vezes as chances de estar ocupado em atividades artístico-criativas. Esse resultado possivelmente está atrelado ao elevado número de atividades artesanais exercidas por essa etnia. Machado, Rabelo e Moreira (2014) já haviam observado, com os dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), que ser branco aumenta a probabilidade de estar ocupado no setor criativo, mas essa peculiaridade dos indígenas não havia ainda sido captada empiricamente na literatura, devido ao fato de que a grande parte da literatura nacional se restringe a áreas metropolitanas.

No que se refere aos aspectos domiciliares, nota-se que os indivíduos que vivem com cônjuge ou companheiro, bem como aqueles que se declaram provedores da unidade residencial (chefe do domicílio), apresentam menos chances de estar empregados no setor de análise. Esse resultado pode ser um indício de que o risco

inerente ao exercício laboral das atividades culturais – marcado por contratos de curta duração, em geral muitas horas de treinamento e baixas taxas de histórico de sucesso – naturalmente leva os indivíduos com maior nível de responsabilidades dentro do lar a optar por outras carreiras (Benhamou, 2003).

As características individuais ocupacionais apresentam alguns resultados interessantes e pouco explorados até o momento para o Brasil. Fica perceptível que indivíduos que declararam trabalhar no próprio domicílio, aspecto fortemente interligado às atividades que compõem trabalhos culturais diretos, como escritor, artesão e outros, apresentam no núcleo artístico-criativo maiores chances de ocupação. Além disso, estar informal no trabalho principal e ter mais de um emprego também são fatores positivamente associados a essa probabilidade.

Como esperado, os modelos parecem evidenciar que residir em áreas metropolitanas e em setores urbanos tem ligação com maiores chances de trabalho no núcleo artístico-criativo, em relação a outras atividades. Esse resultado reflete as maiores oportunidades de emprego e sucesso no ramo cultural associadas às localidades mais economicamente desenvolvidas.

No que concerne à condição de migrante, este apresentou, como foi observado, maiores chances de estar empregado no núcleo artístico do setor criativo. Os migrantes são, em média, positivamente selecionados, o que se deve ao fato de serem indivíduos menos avessos ao risco e mais empreendedores do que aqueles que decidem permanecer no local de nascimento. Conseqüentemente, essa seletividade positiva pode afetar as chances de esses indivíduos estarem empregados (Chiswick, 1999; Santos Júnior, Menezes Filho e Ferreira, 2005). Como mencionado, o risco inerente às atividades culturais faz com que, de fato, essas atividades estejam mais vinculadas a perfis menos avessos ao risco, como no caso dos migrantes.

As variáveis de idade, idade ao quadrado, faixa de instrução, migração e, em certa medida, raça parecem mostrar um padrão correspondente aos seus efeitos mais abrangentes no mercado de trabalho como um todo. Os aspectos domiciliares e ocupacionais, contudo, mostram o quanto de fato o mercado de trabalho cultural apresenta especificidades marcantes.

Como visto, a tabela 2 evidencia que o melhor modelo para análise multinível é o modelo 7, pois há uma redução do componente da variância, e, por conseguinte, uma elevação do percentual da variância explicada do intercepto nesse modelo em relação aos demais. Portanto, voltando a atenção agora para os resultados das variáveis de segundo nível, observa-se que o índice de amenidades culturais tem um expressivo efeito sobre as chances de estar empregado no núcleo artístico da classe criativa. Desse modo, residir em um município com elevada quantidade de equipamentos culturais parece ser determinante para a ocupação no referido setor. De modo similar, a taxa de diversidade, aqui empregada como *proxy* para o nível de tolerância do município, também apresentou

efeito direto com as chances de ocupação no núcleo artístico do setor criativo. Logo, os municípios mais tolerantes e receptivos aos diferentes tipos de pessoas conseguem atrair mais indivíduos para trabalhar em atividades artístico-criativas.

Ao contrário do esperado, a renda média do setor não apresentou relação positiva com a variável de interesse. Dado que o valor de seu coeficiente foi muito próximo de zero, apesar de significativo, conclui-se que esse não é um fator relevante para a decisão de trabalhar ou não no núcleo artístico do setor criativo. Os coeficientes das variáveis de população e despesas culturais *per capita*, por sua vez, indicam que quanto mais populoso e maior for o investimento em cultura no município, maiores as chances de estar empregado no setor analisado. É importante recordar que Machado, Rabelo e Moreira (2014) detectaram uma relação positiva entre os gastos *per capita* com cultura e o salário dos trabalhadores do setor artístico-cultural, o que explica o fato de maiores gastos *per capita* com cultura no município aumentarem as chances de emprego no ramo artístico criativo naquela localidade, tal como observado na tabela 2.

5.1 Formalidade *versus* informalidade

Uma característica marcante do mercado de trabalho do setor artístico-cultural é a alta incidência da informalidade. A partir das estatísticas descritivas (tabela 1), verifica-se que quase 65% dos trabalhadores desse setor não tinham carteira de trabalho assinada em 2010.¹⁰ Sendo assim, ao incluir uma variável *dummy* para diferenciar o trabalho com e sem carteira assinada na análise de regressão, conforme executado nos modelos da tabela 2, assume-se implicitamente que a probabilidade de o indivíduo estar trabalhando no núcleo artístico do setor cultural é, na média, igual. É possível que os determinantes do trabalho no setor artístico-cultural sejam distintos entre esses dois grupos, todavia. A própria natureza do trabalho com carteira assinada nesse setor apresenta especificidades, concentrando diferentes tipos de atividades.

Nesse sentido, atividades como as de impressores (17,3%), artesãos de tecidos, couros e materiais semelhantes (9,3%), jornalistas (9,1%), bibliotecários, documentaristas e afins (8,5%), e técnicos de radiodifusão e gravação audiovisual (8,1%) englobam mais de 52% dos indivíduos que trabalham formalmente no setor criativo. As diferenças são mais marcantes quando comparadas ao trabalho informal, concentrado em atividades como as de artistas plásticos (30,3%), músicos, cantores e compositores (11,2%), artesãos de pedra, madeira, vime e materiais semelhantes (10,3%) e fotógrafos (7%).

Ponderando essas particularidades, foram estimados os modelos para a probabilidade de estar empregado no núcleo artístico do setor criativo separadamente para trabalhadores formais e informais. Os resultados são apresentados na tabela 3.

10. Para mais informações sobre as diferenças entre o trabalho formal e informal, consultar as tabelas A.1 e A.2 no apêndice.

TABELA 3
Regressões hierárquicas para a probabilidade de estar empregado no núcleo artístico do setor criativo (2010)

	Formal			Informal		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Componente fixo						
Intercepto	0,0049*** (0,0001)	0,0018*** (0,0001)	0,0004*** (0,0001)	0,0081*** (0,0001)	0,0018*** (0,0001)	0,0003*** (0,0001)
Índice de amenidades			38,6402*** (21,6068)			2,3221* (1,1923)
Taxa de diversidade			0,5007* (0,2079)			5,3573*** (1,8371)
Renda média da cultura			1,0001** (0,0000)			0,9997*** (0,0000)
Log da população			1,1446*** (0,0200)			1,2083*** (0,0195)
Despesa em cultura <i>per capita</i>			1,0000 (0,0003)			1,0007*** (0,0003)
Gênero						
Masculino		1,2973*** (0,0215)	1,2960*** (0,0215)		0,8985*** (0,0110)	0,8992*** (0,0110)
Idade		0,9985 (0,0011)	0,9985 (0,0011)		1,0039*** (0,0008)	1,0039*** (0,0008)
Idade ao quadrado		1,0003*** (0,0001)	1,0003*** (0,0001)		0,9998*** (0,0000)	0,9998*** (0,0000)
Cor						
Preta		0,8637*** (0,0278)	0,8631*** (0,0278)		0,9186*** (0,0221)	0,9063*** (0,0218)
Parda		0,8328*** (0,0156)	0,8358*** (0,0158)		0,9011*** (0,0124)	0,8897*** (0,0123)
Indígena		1,5412*** (0,2477)	1,5423*** (0,2478)		5,6899*** (0,3158)	5,5895*** (0,3097)
Faixa de instrução						
Fundamental completo e médio incompleto		1,5212*** (0,0416)	1,5132*** (0,0414)		1,6033*** (0,0278)	1,6028*** (0,0278)
Médio completo e superior incompleto		1,6618*** (0,0395)	1,6511*** (0,0393)		2,2136*** (0,0335)	2,2085*** (0,0334)
Superior completo		2,2493*** (0,0602)	2,2330*** (0,0598)		2,1881*** (0,0484)	2,1742*** (0,0481)
Domicílio						
Chefe de domicílio		0,9081*** (0,0161)	0,9086*** (0,0161)		0,8748*** (0,0113)	0,8745*** (0,0113)
Vive com cônjuge/companheiro		0,7940*** (0,0135)	0,7948*** (0,0135)		0,8751*** (0,0110)	0,8766*** (0,0110)
Trabalha no próprio domicílio		1,1260*** (0,0248)	1,1192*** (0,0246)		3,0493*** (0,0374)	3,0393*** (0,0373)
Possui mais de um trabalho		1,6418*** (0,0533)	1,6441*** (0,0534)		1,6962*** (0,0459)	1,6982*** (0,0460)

(Continua)

(Continuação)

	Formal			Informal		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Componente fixo						
Setor de residência						
Reside em RM		1,2063*** (0,0496)	1,0738 (0,0483)		1,3499*** (0,0521)	1,1540*** (0,0471)
Reside em zona urbana		2,1712*** (0,0853)	2,1099*** (0,0835)		3,2286*** (0,0642)	3,1410*** (0,0628)
Migrante de data fixa		0,9423 (0,0213)	0,9427*** (0,0214)		1,3628*** (0,0221)	1,3721*** (0,0223)
Componente aleatório						
Coefficiente	0,5041*** (0,0245)	0,4586*** (0,0231)	0,4592*** (0,0232)	0,7591*** (0,0244)	0,5512*** (0,0186)	0,5197*** (0,0178)
% da variância explicada ¹			-0,1308			5,7148
Observações						
Nível individual	2.086.138	2.086.138	2.086.138	2.063.963	2.063.963	2.063.963
Nível municipal	4.817	4.817	4.817	4.817	4.817	4.817

Fonte: IBGE, 2010; Ipeadata.

Elaboração dos autores.

Nota: ¹A proporção da variância explicada é calculada por: % da da variância explicada = $\frac{\hat{\sigma}_{00}(\text{não condicional}) - \hat{\sigma}_{00}(\text{condicional})}{\hat{\sigma}_{00}(\text{não condicional})}$.

Obs.: 1. Modelo 1 (nulo); modelo 2 (não condicional); modelo 3 (condicional completo).

2. Os desvios-padrão estão entre parênteses.

3. ***estatisticamente significante a 1%; **estatisticamente significante a 5%; *estatisticamente significante a 10%.

A princípio, observando os modelos 2 e 3, percebe-se que os efeitos das variáveis tanto individuais como contextuais atuam de maneira distinta sobre a inserção dos trabalhadores formais e informais no setor cultural. Entre as principais diferenças entre os dois grupos, no que se refere aos regressores individuais, merecem destaque as características de sexo, condição de indígena (comparativamente àqueles que se declararam brancos ou amarelos), trabalho no próprio domicílio e migração.

Indivíduos do sexo masculino apresentam maiores chances de estar empregados no setor criativo-cultural formal, comparativamente às mulheres. Já no ramo informal, as mulheres apresentam maiores chances de emprego. De forma similar, os indivíduos migrantes parecem ter maiores chances de estar trabalhando informalmente no setor criativo-cultural, ao passo que os não migrantes exibem maior probabilidade de estar trabalhando formalmente no referido setor. Por fim, quanto à condição de indígena e ao trabalho no próprio domicílio, nota-se que são aspectos mais fortemente relacionados, em magnitude do efeito, com o trabalho no núcleo artístico-criativo informal, apesar de apresentarem relações no mesmo sentido em ambos os grupos (formal e informal).

Sobre as variáveis em nível municipal (contextuais), é possível notar diferenças significativas nos coeficientes do indicador de amenidades e da taxa de diversidade

entre os modelos de setor formal e informal. Enquanto o primeiro, que reflete a presença de museus, bibliotecas, centros culturais, ginásios e cinemas no município, aparenta ser o fator determinante do emprego formal no núcleo artístico-criativo, o último é um fator mais relevante nas chances de estar ocupado na informalidade do setor criativo. O efeito da taxa de diversidade sobre a ocupação informal no ramo criativo corrobora a perspectiva de Florida (2002b) de que a classe de trabalhadores criativos escolhe sua localização residencial privilegiando aqueles espaços urbanos com grande tolerância e diversidade, o que favorece a criatividade. Adicionalmente, nota-se que esse efeito fica evidente para os dados brasileiros quando considerados os profissionais diretamente envolvidos no processo de criação (ocupações definidas como diretamente pertencentes ao núcleo artístico da classe criativa), que compõem a maior parte do trabalho informal do setor.

O cálculo do ICC para o modelo de trabalhadores formais foi 0,1329, indicando que 13,29% da variação nas chances de estar empregado no núcleo artístico-criativo com carteira assinada decorre de diferenças nas chances de ocupação formal entre os municípios. De maneira análoga, o ICC para o modelo de trabalhadores informais indica que 18,75% da variação nas chances de estar empregado no núcleo artístico-criativo sem carteira assinada é proveniente das diferenças nas chances entre os municípios.

As variâncias contextuais são estatisticamente diferentes de zero em todos os modelos da tabela 3, o que é indicativo de que a probabilidade de ocupação no setor cultural difere de acordo com o município em que o indivíduo reside, tanto para os formais como para os informais. Resultado similar também foi observado na análise agregada.

Por fim, cabe ressaltar que, para os modelos contendo apenas os trabalhadores formais, a variância contextual diminui do modelo nulo para o não condicional, mas volta a crescer para o modelo condicional. Esse resultado sugere que deve haver outros preditores relevantes em nível municipal para determinar a inserção dos indivíduos na formalidade do núcleo artístico-criativo. Com relação aos modelos para os trabalhadores informais, a especificação adotada não apresentou esse problema, dado que a variância contextual diminui com a inclusão das variáveis de segundo nível adotadas.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou identificar os principais aspectos individuais e regionais que afetam as chances de trabalhar no núcleo artístico da classe criativa no Brasil. Conforme tem sido apontado em estudos teóricos e aplicados, a cultura pode ser um fator importante para impulsionar o desenvolvimento econômico de uma localidade. Diversos autores identificaram o elevado dinamismo do setor cultural

e a sua capacidade de, em alguma medida, gerar desenvolvimento econômico e social (Alper e Wassall, 2006; Markusen e Schrock, 2006; Silva, 2007). Assim, por meio de um conjunto de modelos *logit* multinível, observou-se como a existência de um ambiente propício à cultura pode influenciar no mercado de trabalho desse setor, com enfoque na decisão individual do trabalhador por exercer ou não uma atividade do núcleo artístico do setor criativo.

Os principais resultados indicam que, em diversos aspectos, as características individuais daqueles inseridos no núcleo artístico-criativo estão em conformidade com o padrão correspondente aos seus efeitos mais abrangentes no mercado de trabalho como um todo. Isso significa que, tendo em vista as características ponderadas no estudo, poucos aspectos individuais diferenciam aqueles que exercem alguma atividade no núcleo artístico-criativo daqueles que o fazem fora desse núcleo. Apesar de os atributos individuais não serem determinantes para diferenciar os trabalhadores nesse ponto, ficou claro, entretanto, que as características domiciliares e ocupacionais são condicionantes importantes. Já quanto aos aspectos ocupacionais, nota-se que a questão da informalidade e do pluriemprego capta a dificuldade de estar empregado nos setores culturais no Brasil, dada a insegurança inerente desse setor.

No nível municipal, há indicativos da existência de um efeito positivo da taxa de diversidade e do índice de amenidades culturais, sobre as chances de estar empregado no setor criativo. Isso permite concluir que residir em localidades com elevado número de itens e equipamentos culturais aumenta a probabilidade de trabalho no ramo criativo. Pensar as características das localidades, especialmente aquelas atreladas à existência de equipamentos culturais, parece ser uma das principais forças capazes de estimular esse mercado de trabalho.

Embora os gastos *per capita* com cultura no município tenham se mostrado fator relevante, fica evidente o significativo efeito da variável de amenidades culturais. Isso indica que não é o gasto indiscriminado com cultura que estimula o setor, mas sim que é preciso traçar estratégias de gastos que gerem amenidades culturais a ser usufruídas pela sociedade, o que, por sua vez, também incite o trabalho no ramo cultural. Com o estímulo do trabalho no setor, tem-se, por conseguinte, impactos em outros setores, alavancando a economia daquela região como um todo.

Na análise separada para trabalhadores formais e informais, fica evidente que há diferenças marcantes na maneira como as características individuais e municipais afetam as chances de inserção no mercado de trabalho cultural brasileiro. Os resultados evidenciam a existência de um perfil ocupacional distinto, em que as ocupações formais estão mais vinculadas à existência local de equipamentos culturais, ao passo que nas ocupações informais é mais relevante a prevalência de um ambiente tolerante e diverso.

Florida (2002b) observou que talento, diversidade e tecnologia caminham juntos na geração de níveis de renda mais elevados e impulsionam o desenvolvimento regional. O que se percebe neste estudo é que pensar políticas públicas capazes de melhorar o número de equipamentos culturais talvez ajude nessa importante tarefa.

Pensar políticas públicas voltadas para o desenvolvimento cultural e educativo dos espaços públicos também pode ser extremamente importante para o desenvolvimento e a valorização do espaço. Casos de sucesso, como o de Medellín, na Colômbia, em que políticas públicas voltadas para as artes, a cultura e a educação reverteram uma realidade de degradação causada pelo narcotráfico, em certa medida, são um bom exemplo de como é importante explorar mais a economia da cultura. A existência de um ambiente cultural rico pode ser um insumo ao desenvolvimento regional – o que justifica o quanto é importante estudar o setor cultural e suas inter-relações com os aspectos ocupacionais e regionais.

Como avanços futuros, poderia contribuir para a discussão a realização de análises capazes de expandir a classificação de categorias da variável dependente, contemplando os que não trabalham, e, para os que trabalham, as posições de trabalho principal e secundário. Para tanto, seria necessário recorrer a uma abordagem multinomial, o que, dentro da modelagem multinível, ainda é algo muito pouco usual devido às dificuldades computacionais inerentes.

REFERÊNCIAS

- ALPER, N. O.; WASSALL, G. H. Artists' careers and their labor markets. *In: GINSBURGH, V.; THROSBY, D. (Orgs.). Handbook of the economics of art and culture*. Amsterdam: Elsevier, 2006. v. 1, p. 813-864.
- BAUMOL, W. J.; BOWEN, W. G. **Performing arts: the economic dilemma**. New York: Twentieth Century Fund, 1966.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. **The Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- BENDASSOLLI, P. F. *et al.* Indústrias criativas: definição, limites e possibilidades. **Revista de Administração de Empresas**, v. 49, n. 1, p. 10-18, 2009.
- BENHAMOU, F. Artists' labour markets. *In: TOWSE, R. (Org.). A handbook of cultural economics*. Cheltenham: Edward Elgar, 2003. p. 69-75.
- BORJAS, G. J. **Labor economics**. New York: McGraw-Hill, 1996.
- CHISWICK, B. R. Are immigrants favorably self-selected? **The American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

DINIZ, S. C. Análise do setor cultural nas regiões metropolitanas brasileiras. *In: ANPEC – ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA*, 2008, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2008.

FERREIRA NETO, A. B.; FREGUGLIA, R. da S.; FAJARDO, B. de A. G. Diferenciais salariais para o setor cultural e ocupações artísticas no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 49-76, 2012.

FIRJAN – FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO. **Mapeamento da indústria criativa no Brasil**. Rio de Janeiro: Firjan, 2014.

FLORIDA, R. The economic geography of talent. **Annals of the Association of American Geographers**, v. 92, n. 4, p. 743-755, 2002a.

_____. **The rise of the creative class**. New York: Basic Books, 2002b.

_____. The rise of the creative class. **Regional Science and Urban Economics**, v. 35, n. 5, p. 593-596, 2005.

GOLGHER, A. B. As cidades e a classe criativa no Brasil: diferenças espaciais na distribuição de indivíduos qualificados nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 25, n. 1, p. 109-129, 2008.

_____. A distribuição de indivíduos qualificados nas regiões metropolitanas brasileiras: a influência do entretenimento e da diversidade populacional. **Nova Economia**, v. 21, n. 1, p. 109-134, 2011.

HARTLEY, J. **Creative industrie**. London: Wiley-Blackwell, 2005.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912352>>.

HOX, J. **Multilevel analysis: techniques and applications**. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, 2002.

INGLEHART, R. **Culture shift in advanced industrial society**. Princeton: Princeton University Press, 1990.

JÄGER, G. F. B. **Economia criativa e seus indicadores: uma proposta de índice para as cidades brasileiras**. 2014. Dissertação (Mestrado) – Escola Politécnica, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014.

MACHADO, A. F.; RABELO, A.; MOREIRA, A. G. Specificities of the artistic cultural labor market in Brazilian metropolitan regions between 2002 and 2010. **Journal of Cultural Economics**, v. 38, n. 3, p. 237-251, 2014.

MACHADO, A. F.; SIMÕES, R. F.; DINIZ, S. C. Urban Amenities and the Development of Creative Clusters: The Case of Brazil. **Current Urban Studies**, v. 1, n. 4, p. 92-101, 2013.

MARKUSEN, A.; SCHROCK, G. The artistic dividend: urban artistic specialisation and economic development implications. **Urban Studies**, v. 43, n. 10, p. 1661-1686, 2006.

MENGER, P. M. Artistic labor markets: contingent work, excess supply and occupational risk management. *In*: GINSBURGH, V.; THROSBY, D. (Orgs.). **Handbook of the economics of art and culture**. Amsterdam: Elsevier, 2006. v. 1, p. 765-811.

MINCER, J. Labor force participation of married women: a study of labor supply. *In*: LEWIS, H. G. (Org.). **Aspects of labor economics**. Princeton: Princeton University Press, 1962. p. 63-106.

MORENOFF, J. D. Neighborhood mechanisms and the spatial dynamics of birth weight. **American Journal of Sociology**, v. 108, n. 5, p. 976-1017, 2003.

RAUDENBUSH, S. W.; BRYK, A. S. **Hierarchical linear models: applications and data analysis methods**. 2. ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2002.

SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.

SILVA, F. B. da. **Economia e política cultural: acesso, emprego e financiamento**. Brasília: Ministério da Cultura, 2007. v. 3. (Coleção Cadernos de Política Cultural).

SNIJDERS, T. A. B.; BOSKER, R. J. **Multilevel analysis: an introduction to basic and advanced multilevel modeling**. London: Sage Publications, 1999.

STEINER, L.; SCHNEIDER, L. The happy artist: an empirical application of the work-preference model. **Journal of Cultural Economics**, v. 37, n. 2, p. 225-246, 2013.

THROSBY, D.; THOMPSON, B. **The artist at work**. Sydney: Australia Council, 1995.

TOLILA, P. **Cultura e economia: problemas, hipóteses, pistas**. São Paulo: Iluminuras; Itaú Cultural, 2007.

VIVANT, E. **O que é uma cidade criativa?** São Paulo: Editora Senac, 2012.

APÊNDICE

TABELA A. 1

Distribuição dos trabalhadores informais segundo características socioeconômicas e condição de trabalho no núcleo artístico do setor criativo (2010)

	Total		Trabalha no núcleo artístico-criativo		Não trabalha no núcleo artístico-criativo	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Gênero						
Masculino	0,6245	0,4843	0,5092	0,4999	0,6263	0,4838
Idade						
Idade	37,0198	12,2627	36,2718	11,7964	37,0314	12,2693
Idade ao quadrado	181,1744	234,1826	162,2084	219,2647	181,4662	234,3927
Cor						
Branca ou amarela	0,4711	0,4992	0,5433	0,4981	0,4700	0,4991
Preta	0,0779	0,2680	0,0712	0,2571	0,0780	0,2682
Parda	0,4458	0,4971	0,3689	0,4825	0,4470	0,4972
Indígena	0,0052	0,0717	0,0167	0,1281	0,0050	0,0705
Faixa de instrução						
Sem instrução e fundamental incompleto	0,5730	0,4946	0,3308	0,4705	0,5767	0,4941
Fundamental completo e médio incompleto	0,1627	0,3691	0,1875	0,3903	0,1623	0,3688
Médio completo e superior incompleto	0,2128	0,4093	0,3695	0,4827	0,2104	0,4076
Superior completo	0,0515	0,2210	0,1123	0,3157	0,0506	0,2191
Domicílio						
Chefe do domicílio	0,4530	0,4978	0,3957	0,4890	0,4539	0,4979
Com cônjuge ou companheiro	0,6508	0,4767	0,5937	0,4912	0,6517	0,4764
Ocupação						
Trabalha no próprio domicílio	0,3000	0,4583	0,5028	0,5000	0,2969	0,4569
Possui mais de um trabalho	0,0261	0,1593	0,0516	0,2213	0,0257	0,1582
Setor de residência						
Região Metropolitana (RM)	0,2458	0,4306	0,3933	0,4885	0,2436	0,4292
Zona urbana	0,6445	0,4787	0,8664	0,3402	0,6411	0,4797
Migrante	0,1309	0,3373	0,1731	0,3784	0,1303	0,3366
Indicadores municipais						
Índice de amenidades	0,0225	0,0303	0,0166	0,0259	0,0226	0,0304
Taxa de diversidade	0,0346	0,0473	0,0531	0,0536	0,0343	0,0471
Renda média do setor cultural	899,0075	624,4180	1081,1170	721,0937	896,2056	622,3975
Log da população	10,5816	1,8704	11,5140	2,2110	10,5673	1,8610
Despesa em cultura <i>per capita</i>	38,0326	44,4057	39,5941	44,4821	38,0086	44,4041
Número de observações	2.063.963		31.274		2.032.689	

Fonte: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/resultados.html>>. Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Distribuição dos trabalhadores formais segundo características socioeconômicas e condição de trabalho no núcleo artístico do setor criativo (2010)

	Total		Trabalha no núcleo artístico-criativo		Não trabalha no núcleo artístico-criativo	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Gênero						
Masculino	0,5895	0,4919	0,6024	0,4894	0,5894	0,4919
Idade						
Idade	34,3785	10,8366	34,0994	11,0058	34,3808	10,8352
Idade ao quadrado	125,8919	178,3633	128,0352	183,2757	125,8743	178,3224
Cor						
Branca ou amarela	0,5577	0,4967	0,6389	0,4803	0,5570	0,4967
Preta	0,0784	0,2689	0,0681	0,2519	0,0785	0,2690
Parda	0,3618	0,4805	0,2906	0,4541	0,3624	0,4807
Indígena	0,0021	0,0456	0,0024	0,0490	0,0021	0,0456
Faixa de instrução						
Sem instrução e fundamental incompleto	0,2861	0,4519	0,1608	0,3674	0,2871	0,4524
Fundamental completo e médio incompleto	0,1730	0,3782	0,1696	0,3753	0,1730	0,3783
Médio completo e superior incompleto	0,3841	0,4864	0,4178	0,4932	0,3838	0,4863
Superior completo	0,1568	0,3636	0,2518	0,4341	0,1560	0,3629
Domicílio						
Chefe do domicílio	0,4178	0,4932	0,3862	0,4869	0,4181	0,4932
Com cônjuge ou companheiro	0,6168	0,4862	0,5434	0,4981	0,6174	0,4860
Ocupação						
Trabalha no próprio domicílio	0,1431	0,3501	0,1519	0,3589	0,1430	0,3501
Possui mais de um trabalho	0,1431	0,3501	0,0646	0,2459	0,0341	0,1815
Setor de residência						
RM	0,4038	0,4907	0,4957	0,5000	0,4030	0,4905
Zona urbana	0,8780	0,3273	0,9551	0,2070	0,8774	0,3280
Migrante	0,1653	0,3714	0,1496	0,3567	0,1654	0,3716
Indicadores municipais						
Índice de amenidades	0,0183	0,0285	0,0161	0,0282	0,0184	0,0285
Taxa de diversidade	0,0510	0,0511	0,0610	0,0529	0,0509	0,0510
Renda média do setor cultural	1167,0000	652,2855	1331,4460	679,4486	1165,6480	651,8859
Log da população	11,4392	2,1142	12,0573	2,2599	11,4342	2,1122
Despesa em cultura <i>per capita</i>	38,8989	48,7883	38,9527	36,5392	38,8985	48,8762
Número de observações	2.086.138		17.003		2.069.135	

Fonte: IBGE, 2010. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/resultados.html>>. Elaboração dos autores.

DURAÇÃO DO EMPREGO FORMAL E DESIGUALDADE DE GÊNERO NO BRASIL: O CASO DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA

Daniela Verzola Vaz¹

Danilo Braun Santos²

Alexandre Ribeiro Leichsenring³

Neste artigo os microdados do Cadastro Único (CadÚnico) combinados com dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) são utilizados para examinar como as características da mão de obra e a composição familiar afetam a duração do emprego formal das pessoas pobres no Brasil, com ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros. A análise da duração do emprego foi realizada com base no modelo de riscos proporcionais de Cox e em modelos de aceleração de tempo de falha com e sem tratamento para a heterogeneidade não observada, utilizando uma base de dados com mais de 1 milhão de indivíduos pertencentes a famílias pobres. Os resultados mostram que a presença de grávidas ou crianças pequenas no domicílio aumenta o risco de quebra do vínculo de emprego, assim como a presença de outro familiar no mercado formal de trabalho. Em todos esses casos, os efeitos são mais fortes para as mulheres que para os homens. Verificou-se, também, que a presença de adolescentes na residência atenua as exigências com cuidados domésticos que incidem sobre os adultos, anulando o efeito de redução do tempo no emprego causado pela presença de filhos pequenos na família.

Palavras-chave: emprego; gênero; análise de duração; riscos proporcionais; aceleração de tempo de falha.

EMPLOYMENT DURATION AND GENDER INEQUALITY IN BRAZIL: THE CASE OF LOW-INCOME FAMILIES

In this paper we use microdata from the national registry of the poor and vulnerable (Cadastro Único) and Annual Social Information Report (RAIS) to examine how individual characteristics of the labor force and family composition affect the employment duration in Brazil. The analysis of the duration of employment was performed based on the Cox proportional hazards model and on accelerated failure time models with and without treatment for unobserved heterogeneity using a database with more than one million individuals belonging to poor families. The results show that the presence of pregnant women or young children at home increases the risk of finishing employment link, as well as the presence of other relative in the formal labor market. In all these cases the effects are stronger for women than for men. It was also verified that the presence of adolescents in the home attenuates the domestic workload demanded from parents, eliminating the effect of reduction on employment duration caused by the presence of small children in the family.

Keywords: employment; gender; duration analysis; proportional hazard; accelerated failure time.

JEL: J16; J64.

1. Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Paulo (Unifesp).

2. Professor do Departamento de Ciências Atuariais da Unifesp.

3. Professor da Escola de Artes, Ciências e Humanidades da Universidade de São Paulo (USP).

1 INTRODUÇÃO

A participação das mulheres no mercado de trabalho brasileiro vem crescendo continuamente ao longo das últimas décadas. Alguns estudos se voltaram para os determinantes dessa tendência, observando a importância da mudança no perfil educacional feminino (Scorzafave e Menezes-Filho, 2006; Soares e Izaki, 2002). De fato, entre os censos demográficos de 1980 e 1991, as mulheres conseguiram reverter o hiato na educação, historicamente favorável aos homens, passando a acumular maior número médio de anos de estudo que eles (Beltrão e Alves, 2004). O aumento da escolaridade incrementou as possibilidades de inserção da mulher no mercado de trabalho e o custo de oportunidade de se manter fora dele.

Apesar desse cenário favorável às mulheres, persiste uma inserção mais frágil delas no mercado de trabalho: suas taxas de desemprego são maiores; elas são mais frequentes nos postos de trabalho informais e em empregos sem remuneração ou para o autoconsumo; e seus rendimentos são, em média, inferiores aos dos homens (Pinheiro *et al.*, 2016; Fontoura e Gonzalez, 2009; Sorj, Fontes e Machado, 2007).

Neste estudo, as diferenças entre os sexos no modo de inserção no mercado de trabalho são analisadas sob uma ótica que tem sido pouco explorada nas publicações sobre o tema: a dos tempos de duração dos vínculos formais de emprego. O objetivo do artigo é estudar como as características produtivas da mão de obra e a composição familiar afetam a duração do emprego formal das pessoas pobres no Brasil, com ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros.

A duração no emprego formal é um aspecto importante do mercado de trabalho, devido ao seu impacto no bem-estar corrente e futuro dos trabalhadores. Por um lado, o trabalho com registro em carteira assegura direitos previstos em lei, como o 13º salário, as férias anuais remuneradas, o adicional noturno, o auxílio-doença, entre outros. Por outro, a permanência em um emprego formal aumenta as chances de obtenção da aposentadoria por tempo de contribuição, cujos valores são muito superiores aos observados para a aposentadoria por idade.

A ênfase nas diferenças observadas entre os gêneros, por seu turno, visa auxiliar na compreensão dos determinantes da inserção mais frágil das mulheres no mercado de trabalho. Adicionalmente, tendo em vista o crescente percentual de famílias chefiadas por mulheres no país, principalmente negras e de baixa renda, o estudo dos fatores que contribuem para a precariedade do emprego feminino poderá ajudar a compreender o ciclo reprodutor da pobreza no Brasil. Desse modo, os resultados deste trabalho poderão amparar o desenho de políticas públicas que possam ensejar a ampliação do tempo de permanência das mulheres pobres no mercado formal de trabalho, colaborando não apenas para a redução das desigualdades de gênero, mas também para o combate à pobreza.

A metodologia adotada neste trabalho envolve a estimação de modelos de sobrevivência para examinar os determinantes da duração no emprego dos indivíduos pertencentes a famílias pobres no Brasil. Para tanto, utiliza-se um conjunto abrangente de microdados, provenientes: *i*) do Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (CadÚnico), da Secretaria Especial do Desenvolvimento Social do Ministério da Cidadania, considerado um censo da população de baixa renda no Brasil, com cerca de 80 milhões de observações; e *ii*) da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), da Secretaria de Trabalho do Ministério da Economia, que oferece informações de todo o universo de empregados com vínculos formais no Brasil (em torno de 50 milhões de observações/ano).

O artigo está organizado da seguinte maneira: a seção 2 faz uma breve contextualização dos desafios à inserção e à permanência feminina no mercado de trabalho e apresenta a literatura relevante para este trabalho; a seção 3 descreve as bases de dados utilizadas e a metodologia empregada, bem como as hipóteses de pesquisa; na seção 4 os resultados são apresentados e discutidos; e, por fim, a seção 5 traz a conclusão do estudo.

2 ANTECEDENTES

2.1 Os desafios à inserção e à permanência feminina no mercado de trabalho

O aumento da participação das mulheres na atividade econômica é uma tendência que se afirmou em todo o mundo ocidental após a Segunda Guerra Mundial. No Brasil, esse fenômeno se deu com maior intensidade a partir da década de 1970. Como resultado, a taxa de atividade feminina saltou de 18,5% em 1970 para 48,9% em 2010, de acordo com os dados dos censos demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Esse processo foi acompanhado pelo aumento da escolaridade das mulheres, que atualmente apresentam um número médio de anos de estudo superior aos homens: 8,4 contra 8,0, considerando os indivíduos com 15 anos ou mais de idade, segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015 realizada pelo IBGE. Para Soares e Izaki (2002), a variável que mais explica o aumento da participação das mulheres na força de trabalho entre 1977 e 2001 é a formação educacional: passou-se a observar uma proporção maior de mulheres com grau de escolarização mais alto, que são justamente as que participam mais ativamente do mercado de trabalho. O estudo de Scorzafave e Menezes-Filho (2006) corrobora a importância da mudança do perfil educacional das mulheres na explicação do aumento da taxa de participação feminina na força de trabalho.

Apesar do cenário favorável à integração das mulheres na atividade econômica, a divisão sexual do trabalho – que atribuiu ao homem o papel de principal responsável pelo sustento da família, cabendo às mulheres a maior parte dos afazeres domésticos e dos cuidados com os filhos – não foi, contudo, eliminada.

Os dados da PNAD/IBGE sobre a participação nos afazeres domésticos confirmam essa constatação. Em 2014, 90% das mulheres brasileiras com 16 anos ou mais de idade declararam realizar algum tipo de tarefa doméstica, comparadas a 51% dos homens. O tempo médio despendido nessas atividades era de 25,3 horas semanais para elas contra 10,9 horas para eles (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 21-22).

O peso das responsabilidades familiares que recai sobre as mulheres faz com que sua participação no mercado de trabalho seja sensível ao tipo de família em que estão inseridas. Assim, enquanto a participação dos homens pouco se modifica em razão da estrutura familiar, para as mulheres, as taxas de atividades oscilam bastante: em 2005, era de 87,9% entre as mulheres que moravam sozinhas e não haviam constituído família; de 74,8% para as casadas sem filhos; e de 65,9% para as que tinham filhos dependentes e não contavam com a presença de outro parente residindo no domicílio (Sorj, Fontes e Machado, 2007). Assim, vê-se que a divisão sexual do trabalho e as dificuldades em conciliar o trabalho reprodutivo, realizado em âmbito doméstico, com o trabalho produtivo podem dificultar o ingresso ou ocasionar a saída da mulher do mercado de trabalho.

Além do impacto nas taxas de atividade femininas, a obrigação imposta socialmente pelos cuidados da casa e da família torna frequente, entre as mulheres economicamente ativas, o fenômeno da dupla jornada de trabalho. A dificuldade em conciliar o trabalho remunerado com as atividades domésticas, porém, faz com que a mulher dê preferência a ocupações com maior flexibilidade de horário, o que influencia os tipos de postos por ela ocupados.

Atividades formalizadas, com horários regulares de trabalho e maior distanciamento entre a casa e o trabalho são fatores que dificultam a conciliação de responsabilidades. A atividade informal, na qual não há jornadas regulares de trabalho, o trabalho domiciliar e o rural, ao contrário, costumam facilitar o arranjo necessário entre família e trabalho, embora não haja acesso a garantias trabalhistas (Bruschini, 1994, p. 186).

A dupla jornada de trabalho impacta, ainda, o tempo que a mulher tem disponível para a atividade remunerada, reduzindo sua disponibilidade para empregos em período integral. Embora o tempo global despendido trabalhando, ao se somarem as atividades produtivas com as reprodutivas, seja, em média, superior para elas,⁴ a jornada de trabalho remunerado feminina é inferior à masculina: em 2008, por exemplo, era, em média, de 35,2 horas semanais contra 42,9 horas para os homens (Fontoura e Gonzalez, 2009, p. 24).

No Brasil, as políticas públicas voltadas à conciliação entre trabalho e responsabilidades familiares são insuficientes para neutralizar as desigualdades

4. Verifica-se, em média, um total semanal de 56,7 horas de trabalho para as mulheres e 51,6 horas para os homens, quando considerada a população ocupada de 16 anos ou mais de idade (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 24).

de gênero ocasionadas pela divisão sexual do trabalho. Primeiramente, porque a legislação trabalhista – que prevê, entre outros benefícios, a estabilidade no emprego para a gestante, a licença-maternidade remunerada de dias e o pagamento do auxílio-creche até os seis meses de idade da criança – somente se aplica aos trabalhadores registrados, que representam menos da metade da força de trabalho ativa no país. Essa legislação, ademais, concentra os benefícios apenas no momento inicial da procriação, não prevendo mecanismos que permitam às trabalhadoras conciliar o trabalho e as necessidades familiares ao longo de todas as etapas da vida familiar (Sorj, 2013; Sorj, Fontes e Machado, 2007). Por fim, o acesso a creches e pré-escolas, embora seja um direito constitucional a partir de quatro meses de idade, não é universal, pois a oferta de vagas é inferior à demanda. Para a faixa etária de 4 e 5 anos, as taxas de cobertura são de cerca de 80% (Madalozzo e Blofield, 2017, p. 218).

Como consequência, a conciliação dos conflitos entre vida profissional e familiar exige soluções privadas, que conformam um modelo de articulação pautado na delegação de parte das tarefas domésticas e de cuidado dos filhos a outras mulheres, por meio da contratação do serviço doméstico remunerado (Hirata e Kergoat, 2008).

Essa estratégia de conciliação, entretanto, não está disponível para as mulheres pobres, que não têm condições financeiras de recorrer à “terceirização” de parte das tarefas domésticas. Elas seguem acumulando as atribuições em âmbito doméstico com o trabalho remunerado, dependendo dos filhos mais velhos e de uma ampla rede informal de solidariedade que inclui parentes, amigos e vizinhos para conciliar suas atividades. Para elas, a insuficiência das políticas públicas de apoio ao trabalho feminino e a menor participação do cônjuge na realização das tarefas domésticas tornam a articulação entre as vidas familiar e profissional muito mais difícil, comprometendo de modo mais contundente sua inserção no mercado de trabalho remunerado e, com isso, contribuindo para a permanência da família na condição de pobreza. Fontoura e Gonzalez (2009, p. 24) e Ipea (2012, p. 14) evidenciam essa situação ao mostrar que as menores jornadas de trabalho remunerado são exercidas justamente pelas trabalhadoras em maior situação de pobreza.

A falta de vagas na rede pública de creches e pré-escolas é uma das principais queixas dessas mães, segundo as pesquisas conduzidas por Bruschini e Ricoldi (2009) e Madalozzo e Blofield (2017, p. 219) com famílias de baixa renda de São Paulo. Outro problema apontado é o horário de funcionamento das creches – das 7h às 16h, em sua maioria – inadequado para quem tem uma jornada de trabalho integral padrão (normalmente, das 8h às 17h ou das 9h às 18h).

A necessidade de um horário de trabalho flexível, somada à demanda por parte das mulheres das classes A e B pelo serviço doméstico remunerado, faz com que

este seja um dos principais modos de inserção das mulheres pobres no mercado de trabalho, absorvendo 17,7% das mulheres negras e 10,1% das brancas (Pinheiro *et al.*, 2016, p. 15). Trata-se de uma ocupação marcada pela precariedade, com índices de formalização e rendimentos mensais abaixo da média nacional. Menos de um terço dessas trabalhadoras (31,5%) tem carteira de trabalho assinada, segundo os dados da PNAD Contínua do primeiro trimestre de 2017, realizada pelo IBGE.

Do exposto nesta subseção, vê-se que, embora a divisão sexual do trabalho seja transversal às classes de renda, ela prejudica principalmente as mulheres pobres no Brasil. Elas são preponderantes no segmento informal da economia e, portanto, não têm garantidos os direitos relacionados à ordem reprodutiva previstos em lei. Ademais, não dispõem de recursos próprios que lhes permitam contornar as deficiências nas políticas públicas de apoio à maternidade ou transferir uma parte dos afazeres domésticos a outras mulheres por meio do serviço doméstico remunerado. A sobrecarga enfrentada por essas mulheres influencia não apenas a frequência, mas também a qualidade de sua participação no mercado de trabalho. Verificar em que medida a composição familiar e os fatores associados ao ciclo de vida comprometem sua permanência no mercado formal de trabalho é o objetivo deste trabalho.

2.2 Aspectos da duração do desemprego no Brasil

Diversos estudos na literatura nacional investigaram o efeito da duração do desemprego e dos atributos individuais (como idade, gênero, cor ou raça, escolaridade, região de residência etc.) sobre a probabilidade de saída do trabalhador da condição de desempregado.

Em comum, esses estudos fizeram uso dos dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE e de modelos de duração, também conhecidos como modelos de sobrevivência.

Os recortes geográficos variaram: enquanto Menezes-Filho e Pichetti (2000) ativeram-se à região metropolitana (RM) de São Paulo, Lira e Sampaio (2005) analisaram a RM de Curitiba e Antigo e Machado (2006) enfocaram a RM de Belo Horizonte. Penido e Machado (2003), Oliveira e Carvalho Júnior (2009), Reis e Aguas (2014) e Reis (2015) ampliaram a análise para as seis RMs investigadas pela PME/IBGE.

Entre os resultados encontrados por esses autores, merece destaque o efeito negativo de ser mulher, controlados outros fatores, sobre o risco de saída do estado de desemprego. Reis e Aguas (2014) verificaram que esse efeito ocorre tanto ao se considerar como destino o emprego formal quanto o informal. Além disso, as mulheres apresentam maior probabilidade de transitar do desemprego para a inatividade econômica do que os homens.

Oliveira e Carvalho Júnior (2009) verificaram que as mulheres negras formam o grupo que está em maior desvantagem em termos de duração do desemprego no Brasil. Esses autores constataram, ainda, que homens e mulheres apresentam diferenças nos efeitos que algumas variáveis desempenham sobre o risco de saída do desemprego: o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio, por exemplo, aumenta o risco de saída do desemprego para os homens, mas tem efeito negativo para as mulheres; a mesma diferença é observada com relação a ser casado.

Ao analisar os fatores que influenciam a probabilidade de transição dos jovens com idade entre 15 e 24 anos do desemprego para o primeiro emprego, Reis (2015) também observou diferenças entre os gêneros. Tal como no caso dos indivíduos com experiência prévia no mercado de trabalho, entre os jovens que nunca trabalharam, a probabilidade de sair do desemprego é menor para as mulheres que para os homens, controladas a idade, a escolaridade e a cor. Os resultados indicam, ainda, que, mesmo ao se considerarem formas mais precárias de inserção no mercado de trabalho – como o emprego informal e o contrato temporário de trabalho –, as mulheres apresentam menores chances de obtenção de emprego, qualquer que seja o grupo demográfico considerado (jovens procurando o primeiro emprego, jovens com experiência prévia no mercado de trabalho e indivíduos com 25 a 60 anos que já trabalharam). Elas somente apresentam maior propensão que os homens a sair do desemprego quando considerado o trabalho em tempo parcial para o subgrupo de jovens com idade entre 15 e 24 anos que trabalharam anteriormente.

Em contraste com a análise da duração do desemprego, o estudo do tempo que os trabalhadores permanecem no emprego e de seus determinantes é pouco usual na literatura. Com o intuito de analisar um possível “efeito preguiça” associado ao Programa Bolsa Família (PBF), Santos *et al.* (2017) e Leichsenring (2010) examinaram a duração no emprego formal de trabalhadores pertencentes a famílias beneficiárias, comparando-os a um grupo controle.

Apesar da escassez de trabalhos que adotem a perspectiva da duração dos vínculos empregatícios, e de como essa duração depende das características pessoais, esse é um aspecto importante para a compreensão do funcionamento do mercado de trabalho e da condição de vida dos trabalhadores. A curta duração no emprego compromete a capacidade das famílias, principalmente as de baixa renda, de ter acesso aos bens e serviços necessários à sua subsistência, impactando o grau de pobreza observado. Além disso, em se tratando especificamente do emprego formal, sua curta duração, se recorrente ao longo da vida do trabalhador, diminui as chances de obtenção da aposentadoria por tempo de contribuição, cujo valor médio é bastante superior ao observado para a aposentadoria por idade (Giambiagi e Afonso, 2009). Assim, em última instância, a duração do emprego formal é uma medida de qualidade do emprego que impactará o bem-estar futuro do trabalhador.

3 METODOLOGIA

3.1 Hipóteses

As hipóteses deste trabalho respaldam-se nos estudos empíricos sobre os determinantes da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro, revisados brevemente a seguir.

Ao estimar um modelo *logit* multinomial para a oferta de trabalho de homens e mulheres, com base nos dados da Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN) de 1989, Kassouf (1998) mostrou que a participação das mães no mercado de trabalho decresce à medida que o número de crianças pequenas no domicílio aumenta. Por sua vez, a presença de filhas adolescentes tem um efeito positivo na decisão de ofertar trabalho, pois, ao tomarem conta dos irmãos menores, elas liberariam as mães para o mercado de trabalho. A autora encontra, ainda, um efeito negativo da existência de filhos adolescentes sobre a decisão de oferta de trabalho das mães, pois eles seriam substitutos da mão de obra feminina. Os resultados encontrados por Kassouf (1998) foram corroborados por outros autores, ao considerarem dados mais recentes e/ou métodos de análise alternativos. Scorzafave e Menezes-Filho (2001), por exemplo, encontraram efeitos semelhantes com relação ao efeito da posição da mulher na família (se chefe ou cônjuge) e à presença de filhos pequenos sobre a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, ao analisar os dados das edições de 1982, 1987, 1992 e 1997 da PNAD/IBGE. Ramos, Aguas e Furtado (2011) verificaram que, embora famílias pobres tenham uma probabilidade mais alta de ter a mulher na força de trabalho, esse efeito é dirimido quando elas possuem filhos em idade pré-escolar. Barbosa e Costa (2017), além de corroborarem os resultados de Kassouf (1998) quanto à influência do estado conjugal e da presença de filhos na oferta de trabalho das mulheres, constataram que a presença de pessoas acima de 75 anos gera um efeito negativo sobre a probabilidade de participação feminina na atividade econômica, pois os cuidados requeridos pelo idoso reduzem o tempo disponível da mulher para o trabalho remunerado.

À luz dessas evidências, as hipóteses deste trabalho, detalhadas a seguir, são que os fatores relativos à estrutura familiar têm um efeito sobre a duração do emprego formal das mulheres semelhante ao observado sobre sua decisão de oferta de trabalho: eles ocasionam maior risco de quebra do vínculo empregatício sempre que reduzem o tempo disponível da mulher para o trabalho remunerado.

- 1) Crianças: devido à obrigatoriedade do ensino infantil a partir dos 6 anos de idade, é razoável supor que a presença de crianças de até 5 anos no domicílio tenha um impacto negativo sobre a duração do vínculo empregatício das mulheres.
- 2) Adolescentes: a base de dados utilizada neste trabalho não permite discriminar o sexo dos filhos adolescentes. Assim, essa variável poderia

ter um efeito dúbio sobre a duração do emprego feminino, a depender do sexo do adolescente. Ao se adotar entre as variáveis de controle uma que seja indicadora de familiar no mercado formal, porém, controla-se o eventual efeito de renda adicional e estável que filhos adolescentes do sexo masculino poderiam exercer, ao substituírem suas mães no mercado formal de trabalho. Assim, é esperado que, tudo o mais constante, a presença de adolescentes no domicílio reduza o risco de quebra do vínculo empregatício para as mulheres.

- 3) Gravidez: espera-se que a presença de uma grávida no domicílio, sendo ou não a pessoa empregada, eleve o risco de quebra do vínculo empregatício feminino, pois, em ambos os casos, a futura mãe/avó/irmã/tia, antecipando o aumento da carga de trabalho doméstico, veria aumentado seu salário de reserva.
- 4) Familiar no mercado formal: se outro familiar possui um emprego formal, espera-se um efeito negativo sobre a duração do emprego feminino, pois se supõe que uma fonte adicional e estável de renda eleve o salário de reserva das mulheres.

De acordo com o que será apresentado na próxima subseção, entre as variáveis de controle foram utilizados os códigos de ocupação conforme os grandes grupos da Classificação Brasileira de Ocupações (CBO), tendo sido desmembrado o subgrupo referente aos trabalhadores dos serviços domésticos em geral (código 512). A hipótese subjacente é que os serviços domésticos favoreceriam a manutenção do emprego por parte das mulheres, por se tratar de uma ocupação caracterizada por maior flexibilidade de horário, o que permitiria à mulher conciliar o trabalho remunerado com os cuidados com a casa e a família (Bruschini, 1994).

3.2 Material

Os dados utilizados neste estudo são provenientes de duas fontes: o CadÚnico e a RAIS.

O CadÚnico é um instrumento do Ministério da Cidadania que identifica e caracteriza as famílias de baixa renda, entendidas como aquelas que têm renda mensal de até meio salário mínimo por pessoa ou renda mensal total de até três salários mínimos. Para ser beneficiário de programas sociais do governo federal é necessário estar cadastrado nessa base, considerada um censo da população de baixa renda no Brasil, com cerca de 80 milhões de observações (extração de dezembro de 2011).

A RAIS, por sua vez, é um instrumento de coleta de dados anual, que compete ao Ministério da Economia, utilizado na gestão pública do setor do trabalho. São obrigados a entregar a declaração da RAIS todos os inscritos no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), com ou sem empregados, inclusive as empresas públicas, empresas individuais, órgãos da administração direta e indireta dos governos federal, estadual

ou municipal, as fundações e empregadores rurais. São utilizadas, neste trabalho, as bases RAIS de 2008, 2009, 2010 e 2011, com cerca de 50 milhões de observações/ano.

Para a construção da base, foram considerados todos os indivíduos com idade entre 16 e 65 anos admitidos no emprego durante 2008 que faziam parte do CadÚnico. Foram utilizadas versões identificadas do CadÚnico e da RAIS, contendo o número de identificação social (NIS) do indivíduo. Essa variável foi utilizada como chave de identificação para o cruzamento das bases. Quando o indivíduo possuía mais de um vínculo no mercado formal, manteve-se somente o principal (o de maior salário). Esses vínculos empregatícios foram, então, acompanhados por um prazo máximo de quatro anos, utilizando as informações das bases RAIS de 2009, 2010 e 2011. Caso o vínculo de trabalho tivesse sido rompido, por qualquer motivo, antes de dezembro de 2011, o indivíduo deixava de ser acompanhado. Desse modo, acompanhou-se somente um vínculo empregatício por indivíduo e não foram consideradas reentradas no emprego. Esse cruzamento produziu 1.356.933 observações (indivíduos).

Os motivos pelos quais ocorrem as quebras dos vínculos de trabalho são informados pela RAIS. A tabela 1 apresenta esses motivos por ordem decrescente de frequência. Para o objetivo deste estudo foram mantidas na base as categorias I, II e IV. Assim, a base de dados que é utilizada neste trabalho conta com 1.093.393 indivíduos considerados pobres (constam do CadÚnico) que entraram no mercado formal de trabalho em 2008 e continuaram no mesmo emprego até dezembro de 2011 ou saíram dele por motivo de demissão (seja por iniciativa própria ou do empregador).

TABELA 1
Motivos pelos quais ocorrem as quebras de vínculos empregatícios
(Em %)

Categoria	Motivo	Distribuição
I	Demissão por iniciativa do empregador (demitidos)	46,0
II	Não saíram do emprego no período observado (continuaram empregados até dezembro de 2011)	20,0
III	Término de contrato	17,0
IV	Demissão por iniciativa do empregado (pedidos de demissão)	13,4
V	Aposentadorias, morte e transferências de cargo	3,6

Elaboração dos autores.

A tabela 2 apresenta as variáveis que são utilizadas neste estudo, informando o seu tipo e de qual base de dados é proveniente. Para as variáveis escalares são reportados valores médios; e para as categóricas, as porcentagens em cada categoria. Como nosso objetivo é analisar o impacto que a estrutura familiar tem sobre a duração dos empregos de mulheres *versus* homens, as variáveis mais importantes para essa avaliação são apresentadas no primeiro bloco da tabela 2.

TABELA 2
Estatísticas descritivas

Amostra	Mulher	Homem	Tipo	Base
Tempo no emprego (dias)	628,49	570,51	Escalar	RAIS
Criança – entre 0 e 5 anos (%)	37	37	Binária	CadÚnico
Adolescente – entre 12 e 16 anos (%)	35	35	Binária	CadÚnico
Grávida na residência (%)	2,2	2,6	Binária	CadÚnico
Familiar no mercado formal (%)	11	11	Binária	RAIS
Casal (%)	43	82	Binária	CadÚnico
Idade (anos)	30,1	31,7	Escalar	RAIS
Número de residentes	4,1	4,5	Escalar	CadÚnico
Salário (R\$)	476,70	582,70	Escalar	RAIS
Vínculos do estabelecimento	2.223	904	Escalar	RAIS
Primeiro emprego (%)	28	17	Binária	RAIS
Sindicalizado (%)	5,3	7,1	Binária	RAIS
Localidade rural (%)	9	19	Binária	CadÚnico
Raça (%)			Catagórica	RAIS
Branca	42	34		
Negra	10	10		
Parda	48	55		
Amarela	0,3	0,2		
Indígena	0,2	0,4		
Região (%)			Catagórica	RAIS
Centro-Oeste	8	8		
Nordeste	19	30		
Norte	6	7		
Sudeste	47	41		
Sul	19	15		
Grau de instrução (%)			Catagórica	RAIS
Sem instrução	0,7	1,9		
Fundamental incompleto	26	41		
Fundamental completo	20	21		
Médio incompleto	11	10		
Médio completo	40	26		
Superior incompleto ou mais	2,3	0,8		

(Continua)

(Continuação)

Sexo	Mulher	Homem	Tipo	Base
CBO (%)			Categórica	RAIS
Agropecuária e pesca	9	19		
Indústria – generalistas	17	45		
Indústria – operadores	4,7	5,0		
Manutenção e reparação	1,0	3,2		
Serviços domésticos	1,5	0,5		
Comércio e serviços não domésticos	45	19		
Serviços administrativos	15	6		
Técnicos de nível médio	4,0	2,1		
Outros	2,7	1,2		
CNAE (%)			Categórica	RAIS
Agricultura e pecuária	9	16		
Indústria	21	20		
Construção	1	22		
Comércio e reparação de veículos	24	19		
Alojamento e alimentação	13	3		
Atividades administrativas	13	8		
Administração pública	5	3		
Outros	14	11		
Número de indivíduos	433.227	660.166		

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

3.3 Métodos

Conforme mostra a tabela 2, as mulheres permanecem no emprego, em média, por volta de dois meses a mais que os homens. Essas estimativas possuem, no entanto, um problema de medição: a duração do vínculo de trabalho está censurada à direita, isto é, os empregos que perduraram além de dezembro de 2011 não têm o tempo correto computado (afinal, a duração desse vínculo é desconhecida), de modo que os valores são subestimados. O conjunto de procedimentos econométricos que consideram o problema da censura na medição do tempo até a ocorrência de determinado evento é conhecido por análise de duração (ou sobrevivência).

Na nomenclatura da análise de duração, quando o evento de interesse ocorre diz-se que foi observada a “falha”. Caso contrário, se o evento não ocorre durante o intervalo de tempo observado diz-se que a informação é “censurada”. Para este estudo, a variável analisada é o tempo no emprego formal e o evento de interesse é o desligamento (saída) do emprego.

Considerando uma variável aleatória t , com densidade $f(t)$ e distribuição acumulada $F(t)$, define-se a função de sobrevivência por

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t) \quad (1)$$

E a função de risco por

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}. \quad (2)$$

Enquanto a função de sobrevivência indica a probabilidade de permanecer no emprego até um tempo específico t , a função de risco é uma taxa que representa o potencial de término do emprego num dado instante, uma vez que ele durou até aquele momento.

A função de sobrevivência $S(t)$ pode ser estimada por meio do método de Kaplan-Meier, técnica univariada que contempla a questão da “censura”, mas não permite estimar o efeito conjunto de um grupo de covariáveis sobre a duração do emprego.

O mais comum dos métodos que incorporam variáveis explicativas é o chamado modelo de riscos proporcionais de Cox. A especificação do modelo se dá pela função de risco h , cuja forma é:

$$h(t, \mathbf{x}) = h_0(t)e^{\beta' \mathbf{x}} \quad (3)$$

Em que \mathbf{x} é o vetor de variáveis explicativas, β é o vetor de parâmetros e $h_0(t)$ é a chamada função de risco base, comum a todos os indivíduos. Esse modelo supõe, portanto, que o risco de cada indivíduo, determinado por suas características individuais, é um múltiplo do risco comum a todos os indivíduos. Uma propriedade importante do modelo de Cox é que a função $h_0(t)$ não demanda especificação, o que faz desse um modelo semiparamétrico.

Uma das principais razões para a popularidade do modelo de Cox é que, apesar de a função de risco base não ser especificada, boas estimativas dos coeficientes de regressão podem ser obtidas em contextos bastante variados. Isto é, o modelo é robusto no sentido de que os resultados do modelo de Cox aproximam-se dos resultados do modelo paramétrico corretamente especificado (Kleinbaum e Klein, 1996). É interessante notar que a função de risco envolve

o produto de duas funções, o risco base, que é uma função de t , mas não de x ; e a exponencial, que é uma função de x , mas não de t .

Quando a hipótese de proporcionalidade dos riscos (PH) é violada, uma alternativa é o ajuste de modelos de tempo de falha acelerado (AFT). Diferentemente do que ocorre no modelo de Cox, o efeito das covariáveis nos modelos AFT é tipicamente especificado em termos da função de sobrevivência. A desvantagem dos modelos AFT passa pela necessidade de especificação da função de risco; já a interpretação dos seus coeficientes é bastante simples.

Na métrica PH, a medida de efeito tipicamente usada é a razão de risco (*hazard ratio*). Dados dois indivíduos com características x e x^* , a quantidade $\exp\{(x - x^*)' \beta\}$ indica a magnitude da razão entre suas funções de risco (constante no tempo). Se, por exemplo, $\exp(\beta_1) = 1,05$, então, mantido tudo o mais constante, a presença da característica x implica risco de falha 5% maior (interpretação análoga vale para variáveis escalares).

Já no modelo AFT, o efeito das covariáveis é expresso em termos da razão dos tempos de falha. Ou seja, enquanto o modelo PH é multiplicativo com respeito à função de risco, o modelo AFT é multiplicativo com relação aos tempos de sobrevivência. De maneira análoga ao modelo PH, o modelo AFT supõe uma função de sobrevivência de base, $S_0(t)$, que equivale à função de sobrevivência quando todas as covariáveis são iguais a zero ($x = 0$). A relação entre as funções de sobrevivência básica e para outros níveis das covariáveis se expressa, entretanto, de maneira diferente no modelo AFT:

$$S(t, x) = S_0(e^{-x' \beta} t) \quad (4)$$

Como exemplo, suponha dois indivíduos que diferem apenas em relação à covariável binária x – por exemplo, indicando tratamento ($x = 1$) e grupo controle ($x = 0$) num experimento aleatorizado. Sejam S_C e S_T , respectivamente, as funções de sobrevivência dos grupos controle e tratamento. Vale então a seguinte relação:

$$S_C(t) = S_T(e^{\beta_1} t) \quad (5)$$

O fator $y = e^{\beta_1}$ é o fator de aceleração da característica x , o que significa que a probabilidade de sobrevivência até o tempo t no grupo controle é equivalente à probabilidade de sobrevivência até o tempo $e^{\beta_1} t$ no grupo tratamento. Se $\beta_1 < 0$, o fator e^{β_1} indica diminuição (aumento se $\beta_1 > 0$) do tempo de sobrevivência,

pois o grupo tratamento experimenta uma falha e^{β_1} mais rapidamente (mais lentamente se $\beta_1 > 0$).

Decorre que a mediana dos tempos de sobrevivência dos indivíduos do grupo tratamento é e^{β_1} vezes a mediana dos tempos de sobrevivência do grupo controle. Na verdade, essa relação vale para qualquer percentil da distribuição dos tempos de falha. Assim, se $\exp(\beta_1) = 1,05$, então, mantido tudo o mais constante, a presença da característica x implica desaceleração dos tempos de falha em 5% e, nesse sentido, pode-se dizer que o grupo tratamento apresenta tempos de falha 5% menores.

Com relação à identificação, conforme aponta Liu (2014), é útil considerar duas fontes de variabilidade nos dados de duração: a variabilidade resultante dos fatores de risco observáveis incluídos no modelo e a heterogeneidade causada por covariáveis desconhecidas (ou indisponíveis). A heterogeneidade não observada pode se referir a dimensões como alguma habilidade inata ou capacidade econômica, por exemplo. Os riscos não observáveis individuais são denominados fragilidade na análise de sobrevivência. O fator de fragilidade não observada pode ser representado por um efeito aleatório (α_i) que afeta a função de risco de forma multiplicativa $h(t|\alpha_i) = \alpha_i h(t)$. Keiding, Andersen e Klein (1997) e Lambert *et al.* (2004) mostraram que o modelo AFT é mais estável que o modelo PH na presença de heterogeneidade não observada, uma vez que as estimativas para os parâmetros de modelos AFT são menos afetadas pela escolha da distribuição de probabilidade.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

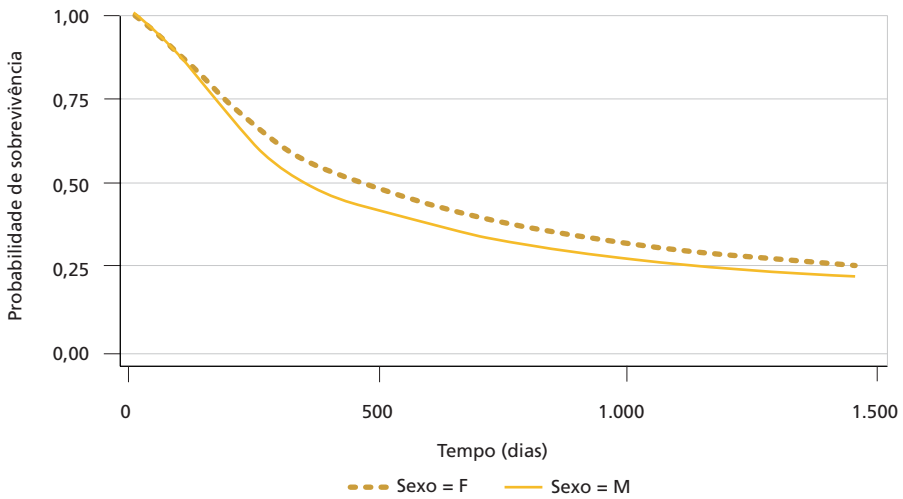
As estimativas de Kaplan-Meier para as curvas de sobrevivência no mercado formal e as funções de risco, para homens e mulheres, podem ser observadas no gráfico 1. Nota-se que, enquanto metade dos homens quebra o vínculo com o emprego em menos de um ano (350 dias), metade das mulheres permanece, pelo menos, 461 dias empregada.

Para explorar o papel que o gênero e a composição familiar desempenham na duração do emprego, foi utilizado inicialmente o modelo de Cox. O tamanho da amostra permite a inserção de diversas variáveis de controle sem a preocupação com problemas ligados à colinearidade e ainda favorece a hipótese de identificação: que o controle por características observáveis é suficiente para eliminar a endogeneidade. Além das variáveis descritas anteriormente na tabela 2, adotou-se entre as covariáveis a interação entre as binárias indicadoras da presença de criança entre 0 e 5 anos e de adolescente entre 12 e 16 anos no domicílio. Além disso, em se tratando das variáveis relativas à estrutura familiar, foram adotadas interações com a variável binária mulher. Assim, na primeira coluna da tabela 3 reportam-se os resultados do modelo de Cox para a chamada amostra completa, isto é, que abrange tanto homens como mulheres, sendo possível observar que para as variáveis presença de criança entre 0 e 5 anos, presença de adolescente entre 12 e 16 anos, interação

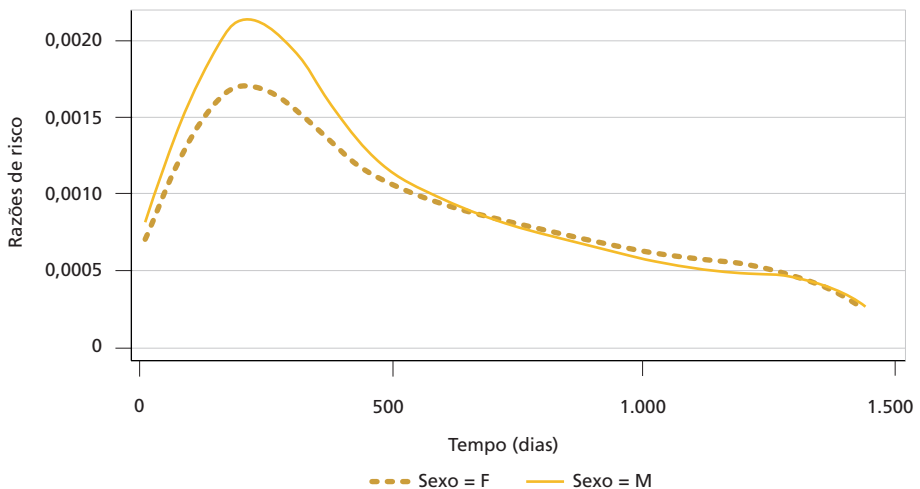
entre essas duas, presença de grávida no domicílio, outro membro da família com vínculo no mercado formal e estrutura familiar formada por um casal, os coeficientes estimados podem variar, a depender do sexo do indivíduo. A tabela 3 traz, ainda, as razões de risco quando o modelo de Cox é estimado em separado para mulheres e homens. Para esses recortes amostrais, naturalmente foram suprimidas a binária mulher e sua interação com as variáveis relativas à estrutura familiar.

GRÁFICO 1
Curvas de Kaplan-Meier por sexo

1A – Curvas de sobrevivência



1B – Curvas de risco



Elaboração dos autores.

TABELA 3
Razões de risco das regressões de Cox para o tempo no emprego

Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
Sexo	0,909***	Base		
Criança (entre 0 e 5 anos)	1,087***	1,025***	1,077***	1,031***
Adolescente (entre 12 e 16 anos)	0,991*	1,005	0,997	1,005
Criança e adolescente	0,969***	1,004	0,985*	0,999
Grávida na residência	1,122***	1,060***	1,123***	1,060***
Familiar no mercado formal	1,072***	1,023***	1,060***	1,029***
Casal	0,929***	0,981***	0,914***	0,978***
Idade	0,991***		0,988***	0,992***
Número de residentes	1,004***		1,004***	1,003***
Log (salário)	0,554***		0,517***	0,576***
Log (vínculos do estabelecimento)	1,026***		0,996***	1,044***
Primeiro emprego	0,894***		0,907***	0,889***
Sindicalizado	0,910***		0,950***	0,879***
Localidade rural	0,918***		0,912***	0,926***
Raça (referência: branca)				
Negra	0,975***		0,962***	0,984***
Parda	0,987***		0,973***	0,996
Amarela	1,012		1,017	1,009
Indígena	1,241***		1,029	1,311***
Região (referência: Sudeste)				
Centro-Oeste	1,030***		1,005	1,050***
Nordeste	0,757***		0,683***	0,793***
Norte	0,914***		0,884***	0,936***
Sul	1,025***		1,030***	1,023***
Grau de instrução (referência: médio completo)				
Sem instrução	1,149***		1,175***	1,145***
Fundamental incompleto	1,103***		1,087***	1,108***
Fundamental completo	1,075***		1,049***	1,091***
Médio incompleto	1,043***		1,039***	1,047***
Superior incompleto ou mais	1,003		1,019	0,984

(Continua)

(Continuação)

Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
CBO (referência: serviços administrativos)				
Agropecuária e pesca	1,410***		1,417***	1,406***
Indústria – generalistas	1,160***		1,027***	1,196***
Indústria – operadores	1,101***		1,065***	1,114***
Manutenção e reparação	1,047***		0,916***	1,097***
Serviços domésticos	0,905***		0,850***	0,961*
Comércio e serviços não domésticos	0,968***		0,963***	0,966***
Técnicos de nível médio	1,058***		1,028**	1,095***
Outros	1,064***		1,023*	1,112***
CNAE (referência: atividades administrativas)				
Agricultura e pecuária	1,133***		1,325***	1,040***
Indústria	1,081***		1,204***	1,007
Construção	1,645***		1,335***	1,519***
Comércio e reparação de veículos	1,167***		1,183***	1,097***
Alojamento e alimentação	1,352***		1,369***	1,234***
Administração pública	0,343***		0,388***	0,313***
Outros	0,946***		0,933***	0,910***
Número de indivíduos	1.093.393		433.227	660.166
Número de falhas	815.988		313.217	502.771
Wald χ^2	148.819***		70.151***	81.150***

Elaboração dos autores.

Obs.: ***estatisticamente significativo a 1%; **estatisticamente significativo a 5%; *estatisticamente significativo a 10%.

Os resultados para a amostra completa revelam que, supondo constantes as demais variáveis, uma mulher tem risco, em média, 9,1% *menor* de desligamento do emprego que um homem. Assim, é curioso observar que, embora a literatura indique que ser mulher reduz o risco de saída do estado de desemprego – conforme os estudos destacados na subseção 2.2 –, uma vez tendo ingressado no mercado formal de trabalho, a mulher tende a permanecer mais tempo no emprego que o homem.

Os resultados observados para as variáveis relativas à estrutura familiar estão em linha com as hipóteses anteriormente elencadas. Uma mulher com criança pequena em casa apresenta um risco de deixar o emprego 8,7% maior que a sua congênera que não coabita com criança pequena. Uma vez que foi adotado controle para a interação entre criança e adolescente, vale lembrar que esse efeito se refere à presença de criança e à ausência de adolescente no lar. Na presença de ambos no domicílio, o efeito é invertido, pois o coeficiente estimado da interação entre essas

variáveis foi de 0,969. A existência de grávida no domicílio – podendo ser a própria mulher – eleva o risco de desligamento do emprego em 12,2%. Para os homens, os mesmos efeitos são de menor magnitude e/ou não significativos.

A existência de outro membro do domicílio no mercado formal de trabalho eleva em 7,2% o risco de quebra de vínculo empregatício feminino. Por sua vez, quando a mulher pertence a uma estrutura familiar formada por casal, seu risco de saída do emprego é 7,1% menor em relação à mulher que não se encontra no mesmo tipo de arranjo familiar. Não é possível determinar se a detentora do vínculo de trabalho é a pessoa casada. Se assim o for, esse efeito contraria a maioria dos estudos que relatam que as mulheres casadas ofertam menos trabalho, relativamente às não casadas (Killingsworth e Heckman, 1986). Parece razoável, no entanto, que não seja esse o caso, pois a informação sobre a presença de outro familiar no mercado formal de trabalho, possivelmente o cônjuge, pode estar capturando esse efeito.

Nesse sentido, vale notar que somente 11% das mulheres da amostra (48 mil das 433 mil) têm algum outro familiar no mercado formal de trabalho, mas a grande maioria dessas (38 mil) está inserida num lar formado por casal. Desse modo, o efeito captado pela *dummy* para a presença de outro familiar no mercado formal é provavelmente devido às mulheres casadas e, portanto, certamente ao aumento do salário de reserva proporcionado pelo emprego formal do marido.

Dos outros 385 mil empregos femininos (isto é, daquelas que não contam com outro familiar no mercado de trabalho formal), a maioria (237 mil) é de mulheres não casadas e, portanto, são essas as chefes do lar, sendo o restante (147 mil) composto de mulheres que são casadas, mas cujo marido está desempregado ou atua na informalidade (pois não possui vínculo com o mercado formal). Em ambos os casos, portanto, trata-se de situações em que a mulher tende a figurar como a pessoa de referência no domicílio, por ser o único morador com emprego formal. Assim, o efeito do estado civil para a manutenção do emprego parece indicar que quando a mulher é casada com um marido que tem emprego formal, ela é mais propensa a sair do emprego, mas, no caso em que o marido não ofereça garantias de estabilidade, ela terá maior propensão em permanecer empregada em comparação com uma mulher não casada. Interessante notar que os mesmos efeitos para os homens são observados, mas com magnitudes bem menores, tanto para um lado como para o outro.

À medida que o indivíduo envelhece, torna-se menor o risco de saída do emprego. Na ausência de uma variável destinada a controlar o nível de experiência profissional dos trabalhadores, a variável *idade* passa a se confundir com esse atributo do capital humano. Isso porque indivíduos mais velhos costumam ser aqueles com maior tempo e treinamento no emprego, o que se traduz em maior produtividade e, assim, menor risco de saída do emprego.

Como era de se esperar, o salário apresenta um efeito positivo sobre a duração do emprego. Ser sindicalizado também reduz o risco de quebra do vínculo empregatício. Esse resultado pode ser reflexo do fato de que trabalhadores sindicalizados, ao contrário dos não sindicalizados, comumente beneficiam-se de negociações coletivas que visam evitar demissões em massa, substituindo-as por férias coletivas, períodos de *lay-off* (suspensão temporária de contratos), licença remunerada, acordos para congelamento de salários e/ou redução da jornada de trabalho, entre outros.

Quanto menor o nível de escolaridade do indivíduo, maior o risco de quebra do vínculo empregatício. Indivíduos sem instrução, por exemplo, têm um risco de sair do emprego 14,9% maior que indivíduos com ensino médio completo. Para a teoria do capital humano, a educação formal é um dos mecanismos por meio dos quais os trabalhadores podem buscar o aumento de sua capacitação, visando a aumentos em sua produtividade no trabalho e, em última instância, a ganhos salariais (Schultz, 1961). Assim, o nível de educação formal pode ser utilizado como uma *proxy* para a habilidade e a produtividade do trabalhador. Os trabalhadores mais escolarizados, por essa razão, seriam aqueles com maiores chances de se manterem no emprego.

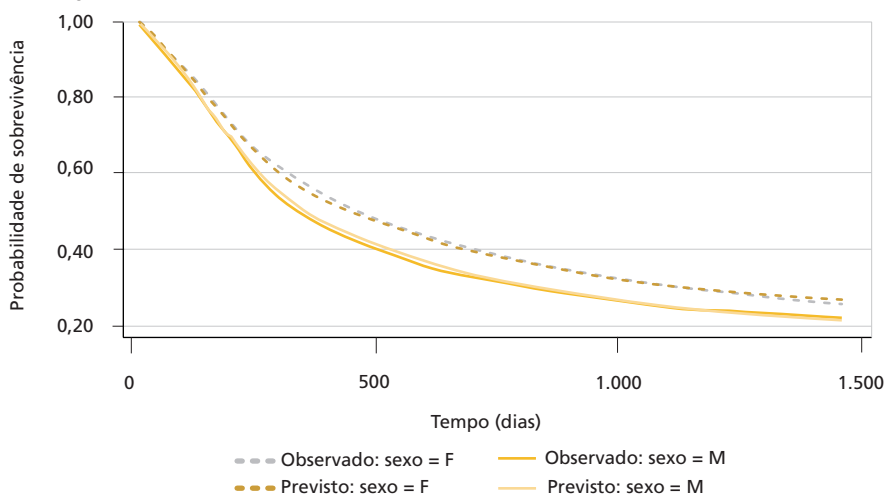
Analisando-se a influência do tipo de ocupação – captado pela CBO – sobre a duração do vínculo empregatício, verifica-se que as ocupações em atividades econômicas caracterizadas pela sazonalidade da produção, como a agropecuária e a pesca, tendem a apresentar menor duração, comparativamente ao emprego em serviços administrativos. Esse efeito se estende, ainda que com menor magnitude, para as ocupações na indústria. Já as ocupações relativas aos serviços são caracterizadas por um menor risco de quebra do vínculo empregatício. No caso específico das mulheres, é interessante notar que o emprego em serviços domésticos é o que mais reduz o risco de quebra do vínculo. Esse resultado vai ao encontro da literatura sobre gênero e mercado de trabalho, segundo a qual, para as mulheres de baixa renda, cujo nível de escolaridade é menor, o serviço doméstico remunerado é um nicho importante de emprego.

No gráfico 1 tem-se uma sugestão de violação da hipótese de riscos proporcionais, uma vez que as funções de risco se cruzam levemente. De fato, o teste de riscos proporcionais por meio dos resíduos de Schoenfeld rejeitou a hipótese nula para a maioria das covariadas, o que não surpreende. Conforme Box-Steffensmeier e Zorn (2001), sob a hipótese de proporcionalidade, os resíduos de Schoenfeld devem se comportar como um passeio aleatório sobre os tempos de sobrevivência, e o teste procura verificar se a inclinação dos resíduos ao longo do tempo é zero. O *p-valor* de um teste dessa natureza, entretanto, converge em probabilidade para zero quando o tamanho da amostra vai para infinito (Lin, Lucas Junior e Shmueli, 2013). Assim, em uma amostra com a ordem de grandeza como a deste estudo, o

erro-padrão se torna extremamente pequeno e quaisquer diferenças, por menores que sejam, tornam-se estatisticamente significativas. Nesse contexto, Lin, Lucas Junior e Shmueli (2013) recomendam foco na análise da magnitude e na sensibilidade do efeito. Nesse sentido, o gráfico 2 apresenta as curvas de sobrevivência, separadas por sexo, ajustadas no modelo de Cox e as observadas no modelo não paramétrico de Kaplan-Meier, em que se veem curvas estimativas e observadas bastante próximas. Comportamento semelhante foi constatado para outras covariáveis. Além disso, o valor encontrado para a estatística de concordância K de Gönen e Heller foi de 61%.

GRÁFICO 2

Ajuste do modelo de Cox às curvas observadas



Para fins de robustez e para verificação da estabilidade das estimativas dos coeficientes sob outras hipóteses, foram ajustados modelos de AFT para os mesmos três recortes amostrais da tabela 3. Além disso, como uma função de risco com um comportamento não monótono sugere a existência de heterogeneidade dos indivíduos (Vakratsas, 1998), foram também implementados os modelos com fragilidade (note no gráfico 1 que as funções de risco crescem até aproximadamente um ano e, após isso, apresentam um comportamento decrescente). Mais especificamente, foram testados três modelos de distribuição: Weibull, *log-logístico* e *log-normal*. Cada um deles foi rodado com e sem fragilidade. A tabela A.1, no apêndice, fornece os critérios de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) de cada modelo.

Os melhores ajustes, segundo os critérios AIC e BIC, foram observados para os modelos *log-normal*, na variante sem fragilidade, e *log-logístico*, quando a heterogeneidade não observada é considerada. Os gráficos dos resíduos de Cox-Snell

para o modelo *log-normal* sem fragilidade revelaram uma má qualidade de ajuste (gráfico A.1, no apêndice). Os coeficientes estimados desse modelo são reportados na tabela A.2 do apêndice.

A tabela 4 fornece as estimações para o modelo *log-logístico* que comporta a heterogeneidade não observada. Pode-se notar nos gráficos dos resíduos de Cox-Snell (gráfico 3) a boa qualidade do ajuste desses modelos. Ao se analisarem os resultados dos modelos *log-logísticos* para as três amostras (completa, mulheres e homens), verifica-se que eles estão em consonância com o modelo de Cox, corroborando que o ajuste semiparamétrico provê boas estimativas dos efeitos das covariáveis sobre o risco de falha. Outro sinal de robustez é a estabilidade dos coeficientes estimados, tanto entre os diferentes recortes amostrais (completa, mulheres e homens) como entre os modelos *log-logístico* com fragilidade (tabela 4) e *log-normal* sem fragilidade (tabela A.2).

TABELA 4
Razões de tempo de falha para o modelo *log-logístico* com heterogeneidade não observada

Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
Sexo	1,212***	Base		
Criança (entre 0 e 5 anos)	0,903***	0,972***	0,926 ***	0,968***
Adolescente (entre 12 e 16 anos)	1,031***	0,997	1,007	1,002
Criança e adolescente	1,094***	0,996	1,044***	1,009
Grávida na residência	0,865***	0,951***	0,879***	0,945***
Familiar no mercado formal	0,946***	0,987***	0,952***	0,981***
Casal	1,094***	0,988***	1,115***	1,011***
Idade	1,001 ***		1,007***	1,000
Número de residentes	1,001		1,002	1,000
Log (salário)	4,157 ***		6,094***	3,541 ***
Log (vínculos do estabelecimento)	0,943 ***		0,980***	0,927***
Primeiro emprego	1,134 ***		1,140***	1,131***
Sindicalizado	1,092 ***		1,079***	1,109***
Localidade rural	1,085 ***		1,076***	1,084***
Raça (referência: branca)				
Negra	1,065 ***		1,066***	1,058***
Parda	1,045 ***		1,052***	1,040***
Amarela	1,027		1,039	1,028
Indígena	0,901 ***		0,985	0,879***
Região (referência: Sudeste)				
Centro-Oeste	0,955 ***		1,013*	0,927***
Nordeste	1,491 ***		1,701***	1,389***
Norte	1,123 ***		1,194***	1,080***
Sul	0,973 ***		0,976***	0,967***

(Continua)

(Continuação)

Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
Grau de instrução (referência: médio completo)				
Sem instrução	0,942***		0,930***	0,943***
Fundamental incompleto	0,954***		0,973***	0,948***
Fundamental completo	0,960***		0,992	0,941***
Médio incompleto	0,991**		1,000	0,985***
Superior incompleto ou mais	0,943***		0,874***	0,979
CBO (referência: serviços administrativos)				
Agropecuária e pesca	0,726***		0,749***	0,739***
Indústria – generalistas	0,755***		0,916***	0,735***
Indústria – operadores	0,814***		0,790***	0,845***
Manutenção e reparação	0,874***		1,147***	0,833***
Serviços domésticos	1,168***		1,240***	1,113***
Comércio e serviços não domésticos	1,056***		1,066***	1,071***
Técnicos de nível médio	0,882***		0,857***	0,869***
Outros	0,84***		0,893***	0,777***
CNAE (referência: atividades administrativas)				
Agricultura e pecuária	0,87***		0,763***	0,958***
Indústria	0,990*		0,830***	1,087***
Construção	0,637***		0,596***	0,733***
Comércio e reparação de veículos	0,864***		0,773***	0,985**
Alojamento e alimentação	0,723***		0,670***	0,866***
Administração pública	3,036***		2,380***	3,335***
Outros	0,961***		1,005	0,980***
Número de indivíduos	1.093.393		433.227	660.166
Número de falhas	815.988		313.217	502.771
Wald χ^2	272.387***		128.540***	152.103***
AIC	3.181.713		1.251.024	1.915.144
BIC	3.182.320		1.251.507	1.915.646

Elaboração dos autores.

Obs.: ***estatisticamente significativos a 1%; **estatisticamente significativos a 5%; e *estatisticamente significativos a 10%.

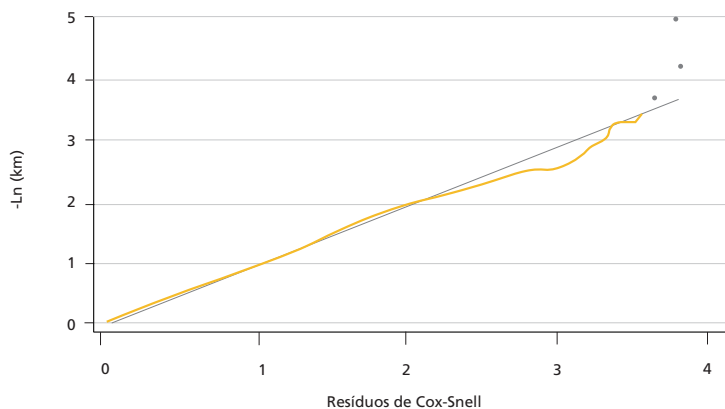
No que se refere às variáveis relativas à estrutura familiar, os modelos paramétricos de AFT mostram que uma mulher com criança pequena no domicílio sobrevive em torno de 9,7% a menos no emprego comparativamente a uma mulher que não coabita com criança pequena. No caso dos homens, o efeito dessa variável é menos importante, reduzindo o tempo no emprego em torno de 2,8%.

A presença de adolescente no domicílio se mostrou estatisticamente significativa apenas para as mulheres na amostra completa, e a sua interação com a presença de crianças pequenas foi considerada estatisticamente significativa somente para mulheres, tanto na amostra completa quanto na restrita. Esses resultados são análogos para os modelos de Cox, como visto na tabela 3.

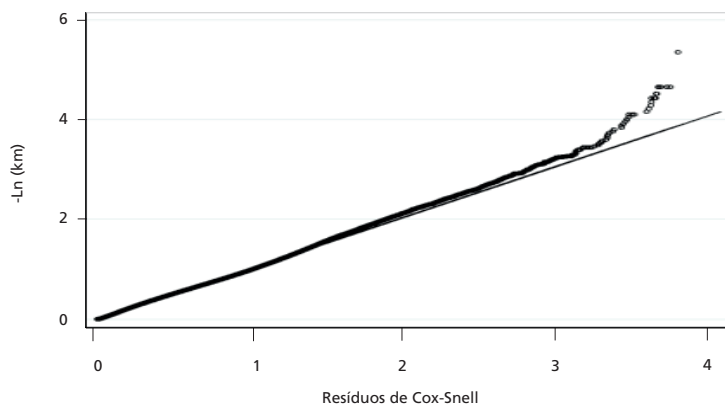
GRÁFICO 3

Resíduos de Cox-Snell para o modelo *log-logístico* com heterogeneidade não observada

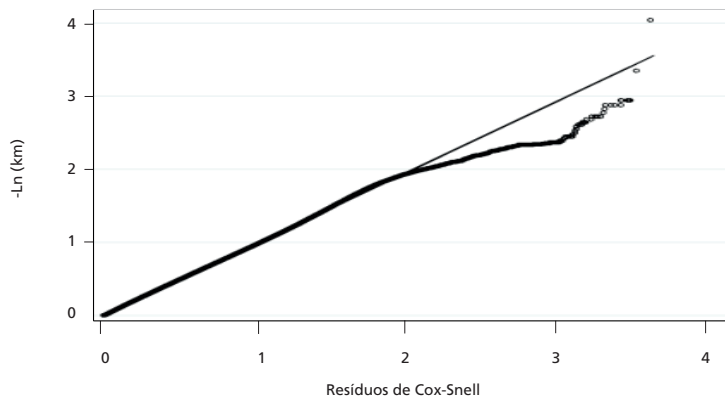
3A – Amostra completa



3B – Somente mulheres



3C – Somente homens



Elaboração dos autores.

Obs.: $-\ln(km)$ – logaritmo neperiano da probabilidade de Kaplan-Meier.

Assim, se, por um lado, lares com criança pequena e sem adolescente afetam os empregos dos pais, reduzindo a duração do vínculo, de modo mais enfático para as mulheres; por outro, o efeito se inverte para as mulheres e é anulado para os homens quando, além da criança pequena, houver adolescentes no lar. Na presença de criança pequena e adolescente na composição familiar, os empregos das mulheres duram no mínimo 4,4% mais, efeito medido no recorte amostral de mulheres, e no máximo 9,4% mais, efeito obtido no recorte para a amostra completa. Em ambos os modelos se nota, também, que a presença de adolescente anula o efeito criança pequena para os empregos masculinos.

A presença de uma gestante no domicílio ou de outro membro no mercado formal de trabalho reduz os tempos de emprego, conforme antecipado pelo modelo de Cox, com efeitos mais relevantes para as mulheres.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A evidência empírica nacional tem apontado que a estrutura familiar influi sobremaneira na decisão das mulheres de fazer parte da força de trabalho. O tipo de arranjo familiar em que a mulher está inserida e a presença de filhos pequenos no domicílio podem inibir a entrada da mulher no mercado de trabalho.

Este trabalho buscou contribuir para o entendimento das desigualdades de gênero no mercado de trabalho formal, ao considerar o contexto posterior à decisão dos indivíduos de ofertar trabalho, analisando as diferenças por gênero nos tempos de duração dos vínculos formais de emprego e em seus fatores determinantes. Esse é um tema que ganhou relevância no período recente, em razão da proposta de reforma da Previdência,⁵ que sugeriu a ampliação do tempo de contribuição dos trabalhadores e a equiparação da idade mínima de aposentadoria de homens e mulheres. Nesse sentido, a discussão sobre a dupla jornada de trabalho feminina e seu impacto na quantidade e na qualidade da inserção das mulheres no mercado de trabalho torna-se particularmente importante.

Para tanto, a análise realizada considerou os indivíduos com idade entre 16 e 65 anos, admitidos no emprego formal durante o ano de 2008 e que faziam parte do CadÚnico do então Ministério do Desenvolvimento Social (MDS). Esses indivíduos foram acompanhados por um prazo máximo de quatro anos, utilizando as informações da RAIS de 2009, 2010 e 2011. A estimação da duração dos vínculos empregatícios se deu por meio de curvas de sobrevivência, do modelo de PH de Cox e de modelos de AFT com e sem tratamento para a heterogeneidade não observada.

Por um lado, os resultados mostraram que, enquanto metade dos homens quebra o vínculo com o emprego em menos de um ano, metade das mulheres

5. Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 287/2016.

permanece, pelo menos, 461 dias empregada. Além disso, mesmo adotando-se controles para as características da mão de obra e a composição familiar, as mulheres apresentaram menor risco de quebra do vínculo empregatício que os homens.

No entanto, o efeito que as variáveis relativas à estrutura familiar têm sobre a duração dos empregos difere, a depender do sexo do indivíduo. Particularmente, verificou-se que a presença de criança de até 5 anos de idade no domicílio resulta em maior risco de quebra do vínculo empregatício para as mulheres, relativamente aos homens. O mesmo efeito foi observado com relação à presença de grávidas na residência ou quando outro familiar também está empregado no mercado formal. Esses resultados corroboram a hipótese de que a divisão sexual do trabalho que subsiste na sociedade brasileira prejudica a inserção no mercado formal de trabalho das mulheres pobres, por serem elas as principais responsáveis pelo cuidado dos filhos e pelas tarefas domésticas.

Por outro lado, os resultados também sugerem a existência de efeitos distintos, a depender da fase do ciclo de vida da mulher: a partir do momento que os filhos crescem, eles podem auxiliar nas tarefas domésticas e de cuidado dos irmãos menores, fato que se traduziu em um impacto positivo da presença de adolescentes com idade entre 12 e 16 anos no domicílio sobre a duração do emprego feminino. Corroboram também o efeito do ciclo de vida o fato de a idade ser um fator que reduz a propensão à saída do emprego para a mulher.

Os resultados deste trabalho mostram, assim, que a vulnerabilidade das mulheres de baixa renda no mercado formal de trabalho é ampliada na fase do ciclo de vida associada à reprodução. No curto prazo, a ampliação do tempo de permanência das mães no mercado formal de trabalho depende da expansão de serviços públicos que as auxiliem a lidar com as exigências conflitantes do trabalho e da família – por exemplo, o aumento do número de vagas oferecidas em creches e pré-escolas públicas, bem como de seu horário de funcionamento.

A solução de longo prazo para as tensões decorrentes da divisão sexual do trabalho, no entanto, depende não apenas da ampliação da corresponsabilidade do Estado com a provisão de cuidados com crianças, mas também da distribuição mais igualitária entre os cônjuges dos afazeres domésticos e das atividades relacionadas aos cuidados com a família.

REFERÊNCIAS

ANTIGO, M. F.; MACHADO, A. F. Transições e duração do desemprego: uma revisão de literatura com novas evidências para Belo Horizonte. **Nova Economia**, v. 16, n. 3, p. 375-406, set./dez. 2006.

BARBOSA, A. L. N. H.; COSTA, J. S. M. **Oferta de creche e participação das mulheres no mercado de trabalho no Brasil**. Brasília: Ipea, 2017. p. 23-35. (Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise, n. 62).

BELTRÃO, K. I.; ALVES, J. E. D. A reversão do hiato de gênero na educação brasileira no século XX. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14., 2004, Caxambu, Minas Gerais. **Anais...** Caxambu: Abep, 2004. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/anais/article/view/1421/1386>>.

BOX-STEFFENSMEIER, J. M.; ZORN, C. J. W. Duration models and proportional hazards in political science. **American Journal of Political Science**, v. 45, n. 4, p. 972-988, out. 2001.

BRUSCHINI, M. C. A. O trabalho da mulher brasileira nas décadas recentes. **Estudos Feministas**, número especial, p. 179-199, 1994.

BRUSCHINI, M. C. A.; RICOLDI, A. M. Família e trabalho: difícil conciliação para mães trabalhadoras de baixa renda. **Cadernos de Pesquisa**, v. 39, n. 136, p. 93-123, jan./abr. 2009.

FONTOURA, N. O.; GONZALEZ, R. **Aumento da participação de mulheres no mercado de trabalho: mudança ou reprodução e desigualdade?** Brasília: Ipea, 2009. p. 21-26. (Mercado de Trabalho: Conjuntura e Análise, n. 41).

GIAMBIAGI, F.; AFONSO, L. E. Cálculo da alíquota de contribuição previdenciária atuarialmente equilibrada: uma aplicação ao caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, p. 153-179, 2009.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Divisão sexual do trabalho profissional e doméstico: Brasil, França, Japão. *In*: COSTA, A. O. *et al.* (Org.). **Mercado de trabalho e gênero: comparações internacionais**. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2008. p. 263-278.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Trabalho para o mercado e trabalho para casa: persistentes desigualdades de gênero**. Brasília: Ipea, 2012. 18 p. (Comunicados do Ipea, n. 149).

KASSOUF, A. L. Wage gender discrimination and segmentation in the Brazilian labor market. **Economia Aplicada**, v. 2, n. 2, p. 243-269, 1998.

KEIDING, N.; ANDERSEN, P. K.; KLEIN, J. P. The role of frailty models and accelerated failure time models in describing heterogeneity due to omitted covariates. **Statistics in Medicine**, v. 16, n. 2, p. 215-224, jan. 1997.

KILLINGSWORTH, M. R.; HECKMAN, J. J. Female labor supply: a survey. **Handbook of Labor Economics**, v. 1, p. 103-204, 1986.

KLEINBAUM, D. G.; KLEIN, M. **Survival analysis: a self-learning text**. New York: Springer, 1996.

LAMBERT, P. *et al.* Parametric accelerated failure time models with random effects and an application to kidney transplant survival. **Statistics in Medicine**, v. 23, n. 20, p. 3177-3192, out. 2004.

LEICHSENDRING, A. R. Precariedade laboral e o Programa Bolsa Família. *In*: CASTRO, J. A. de; MODESTO, L. **Bolsa Família 2003-2010: avanços e desafios**. Brasília: Ipea, 2010. v. 1. p. 271-300.

LIN, M.; LUCAS JUNIOR, H. C.; SHMUELLI, G. Too big to fail: large samples and the p-value problem. **Information Systems Research**, p. 1-12, 2013. (Articles in Advance).

LIRA, S. A.; SAMPAIO, A. V. Duração do desemprego na região metropolitana de Curitiba. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 109, p. 139-160, jul./dez. 2005.

LIU, X. Survival models on unobserved heterogeneity and their applications in analyzing large-scale survey data. **Journal of Biometrics and Biostatistics**, v. 5, n. 2, abr. 2014.

MADALOZZO, R.; BLOFIELD, M. Como famílias de baixa renda em São Paulo conciliam trabalho e família? **Estudos Feministas**, v. 25, n. 1, p. 215-240, jan./abr. 2017.

MENEZES-FILHO, N. A.; PICHETTI, P. Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 30, n. 1, p. 23-48, abr. 2000.

OLIVEIRA, P. F. A.; CARVALHO JÚNIOR, J. R. A. Desigualdade de gênero na duração do desemprego e seus efeitos sobre os salários aceitos no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 4, out./dez. 2009.

PENIDO, M.; MACHADO, A. F. Duração do desemprego no Brasil metropolitano. *In*: WAJNMAN, S.; MACHADO, A. F. (Org.). **Mercado de trabalho: uma análise a partir das pesquisas domiciliares no Brasil**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2003. p. 203-218.

PINHEIRO, L. S. *et al.* **Mulheres e trabalho: breve análise do período 2004-2014**. Brasília: Ipea, 2016. (Nota Técnica, n. 24).

RAMOS, L.; AGUAS, M. F. F.; FURTADO, L. M. de S. Participação feminina na força de trabalho metropolitano: o papel do *status* socioeconômico das famílias. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 595-611, 2011.

REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, n. 1, p. 125-143, jan./mar. 2015.

REIS, M.; AGUAS, M. Duração do desemprego e transições para o emprego formal, a inatividade e a informalidade. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 1, p. 35-50, jan./mar. 2014.

SANTOS, D. B. *et al.* Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a duração do emprego formal dos indivíduos de baixa renda. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 5, p. 708-733, set. 2017.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, dez. 2001.

_____. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 41-55, jan./mar. 2006.

SOARES, S.; IZAKI, R. S. **A participação feminina no mercado de trabalho**. Rio de Janeiro: Ipea, 2002. 22 p. (Texto para Discussão, n. 923). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0923.pdf>.

SORJ, B. Arenas de cuidado nas intersecções entre gênero e classe social no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 43, n. 149, p. 478-491, maio/ago. 2013.

SORJ, B.; FONTES, A.; MACHADO, D. C. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 573-594, set./dez. 2007.

VAKRATSAS, D. Consumer heterogeneity and the shape of purchase rate functions. **Applied Stochastic Models and Data Analysis**, v. 14, n. 1, p. 85-94, mar. 1998.

APÊNDICE

TABELA A.1
Critérios de ajuste dos modelos

	Sem heterogeneidade não observada		Com heterogeneidade não observada	
	AIC	BIC	AIC	BIC
Weibull	3.427.908	3.428.503	3.183.912	3.184.037
Log-logístico	3.258.024	3.258.619	3.181.713	3.182.320
Log-normal	3.248.974	3.249.569	3.184.028	3.184.636

Elaboração dos autores.

Obs.: AIC – Critério de Akaike; BIC – Critério Bayesiano.

TABELA A.2
Razões de tempo de falha para o modelo *log-normal* sem heterogeneidade não observada

Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
Sexo	1,186***	Base		
Criança (entre 0 e 5 anos)	0,901***	0,970***	0,920***	0,963***
Adolescente (entre 12 e 16 anos)	1,022***	0,996	1,005	0,998
Criança e adolescente	1,067***	0,994	1,032***	1,004
Grávida na residência	0,863***	0,941***	0,871***	0,937***
Familiar no mercado formal	0,930***	0,976***	0,940***	0,968***
Casal	1,100***	1,000	1,124***	1,017***
Idade		1,007 ***	1,012***	1,005***
Número de residentes		0,998 *	0,998	0,999
Log (salário)		3,276 ***	4,098***	2,937***
Log (vínculos do estabelecimento)		0,955 ***	0,993***	0,935***
Primeiro emprego		1,152 ***	1,141***	1,157***
Sindicalizado		1,120 ***	1,088***	1,156***
Localidade rural		1,104 ***	1,098***	1,100***
Raça (referência: branca)				
Negra		1,054 ***	1,062***	1,044***
Parda		1,035 ***	1,045***	1,027***
Amarela		1,014	1,014	1,019
Indígena		0,844 ***	0,976	0,809***
Região (referência: Sudeste)				
Centro-Oeste		0,959 ***	1,004	0,932***
Nordeste		1,510 ***	1,710***	1,415***
Norte		1,148 ***	1,199***	1,108***
Sul		0,969 ***	0,965***	0,968***

(Continua)

(Continuação)

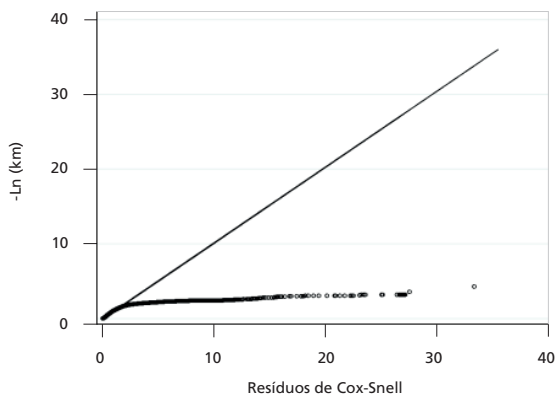
Amostra	Completa		Mulheres	Homens
	Mulher	Homem		
Grau de instrução (referência: médio completo)				
Sem instrução	0,899 ***		0,894***	0,898***
Fundamental incompleto	0,924 ***		0,941***	0,915***
Fundamental completo	0,940 ***		0,968***	0,920***
Médio incompleto	0,973 ***		0,979***	0,967***
Superior incompleto ou mais	0,967 ***		0,921***	1,000
Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) (referência: serviços administrativos)				
Agropecuária e pesca	0,688***		0,700***	0,693***
Indústria – generalistas	0,787***		0,935***	0,758***
Indústria – operadores	0,850***		0,846***	0,859***
Manutenção e reparação	0,910***		1,164***	0,855***
Serviços domésticos	1,178***		1,267***	1,094***
Comércio e serviços não domésticos	1,062***		1,067***	1,071***
Técnicos de nível médio	0,910***		0,917***	0,875***
Outros	0,860***		0,903***	0,805***
Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) (referência: atividades administrativas)				
Agricultura e pecuária	0,853***		0,721***	0,940***
Indústria	0,938***		0,801***	1,032***
Construção	0,561***		0,639***	0,633***
Comércio e reparação de veículos	0,829***		0,782***	0,921***
Alojamento e alimentação	0,684***		0,657***	0,797***
Administração pública	2,930***		2,386***	3,360***
Outros	1,007		1,044***	1,044***
Número de indivíduos	1.093.393		433.227	660.166
Número de falhas	815.988		313.217	502.771
Wald χ^2	237.055***		111.825***	130.055***
AIC	3.248.974		1.273.554	1.966.104
BIC	3.249.569		1.274.026	1.966.595

Elaboração dos autores.

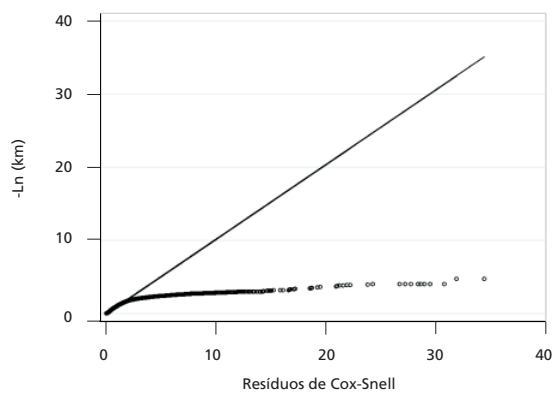
Obs.: ***estatisticamente significativo a 1%; **estatisticamente significativo a 5%; e *estatisticamente significativo a 10%.

GRÁFICO A.1
Resíduos de Cox-Snell para o modelo *log-normal* sem heterogeneidade não observada

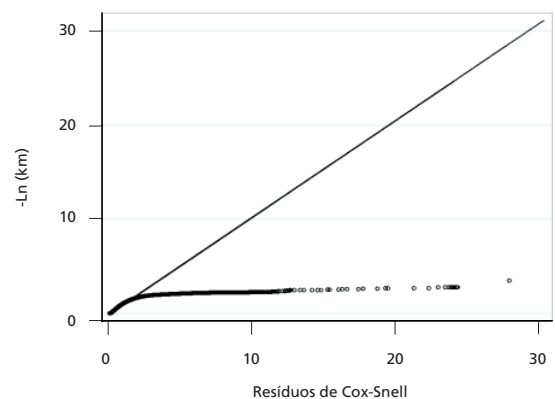
A.1A – Amostra completa



A.1B – Somente mulheres



A.1C – Somente homens



Elaboração dos autores.

Obs.: -Ln (km) – logaritmo neperiano da probabilidade de Kaplan-Meier.

DECISÃO DOS JOVENS BRASILEIROS: TRABALHAR E/OU ESTUDAR OU NEM-NEM

Maitê Rimekká Shirasu¹

Ronaldo de Albuquerque e Arraes²

Este estudo objetiva analisar os fatores que influenciam as decisões dos jovens urbanos entre estudar e/ou trabalhar ou nem estudar nem trabalhar (nem-nem). A abordagem metodológica diferencia-se na literatura brasileira por considerar a interdependência nas decisões dos jovens, provendo mais adequação e robustez aos resultados. Testa-se ainda a diferenciação na escolha entre essas atividades por gênero, com base na decomposição de Oaxaca. Os resultados revelam elevada heterogeneidade da população nem-nem por gênero e idade, o que dificulta se estabelecer generalizações. Destaca-se, todavia, que morar com companheiro(a) ou com um jovem nem-nem e familiares com baixo status socioeconômico são fatores relevantes para explicar padrões de vulnerabilidade dos jovens. Para as jovens, morar com companheiro e a maternidade são fatores incisivos para identificar sua condição nem-nem, especialmente na faixa etária entre 15 anos e 19 anos.

Palavras-chave: jovens nem-nem; diferenciação por gênero; faixas etárias; decomposição de Oaxaca.

DECISION OF BRAZILIAN YOUTHS: WORKING AND/OR STUDYING OR NEET

This paper deals with identifying the most relevant factors that affect Brazilian youngsters' decision on study/work or neither one, the latter named neet (not employed or in education or training). The methodological differs from others applied in the Brazilian literature for taking into account the interdependence in the youngsters' decision, thus providing more adequacy and robustness in the results. Additionally, an empirical investigation is conducted to test differentiation in the choice between these activities by gender based on the Oaxaca decomposition. The evidence reveals severe heterogeneity in the neet youth population by gender and age, which hinders generalizations. It could be highlighted, however, the importance of household socioeconomic status to dictate youth vulnerability standards, as well as the relevance of motherhood to identify potential female youths to be in the neet condition, especially those in the 15-19 age range.

Keywords: neet youth; gender differentiation; age groups; Oaxaca decomposition.

JEL: J16; J22; O15.

1 INTRODUÇÃO

O percentual de jovens que não estudam nem estão no mercado de trabalho, os denominados "nem-nem", é demasiadamente elevado, com o agravante de mostrar tendência ascendente. Segundo o relatório de 2016 do Banco Mundial, em 2015 existiam 260 milhões de jovens nem-nem de 15 a 24 anos no mundo, sendo 20,8 milhões só na América Latina e no Caribe. A proporção de jovens

1. Economista do quadro da Universidade Federal do Ceará (UFC). *E-mail:* <maiteshirasu@gmail.com>.

2. Professor de estatística, econometria e economia matemática da UFC. *E-mail:* <ronald@ufc.br>; <ronaldo@caen.ufc.br>.

nessa condição na América Latina era de 19%, próxima à média global de 22%, cabendo às mulheres uma participação de dois terços. Além disso, essa região apresenta a maior concentração de jovens nem-nem do mundo entre as famílias mais pobres. Essa alta incidência, além dos danos no mercado de trabalho, tende a elevar as disparidades entre gerações, obstruindo a mobilidade social e a redução da pobreza da região.

Em vista desse cenário, o tema tem sido prioritário na agenda de pesquisadores em nível universal, devido aos danos econômicos e sociais decorrentes do fenômeno nem-nem. É preciso levar em conta a perda de produtividade e suas implicações no crescimento econômico, bem como os impactos negativos que atingem a sociedade no presente e no futuro. Essa condição eleva as chances de esses jovens estarem em situação de vulnerabilidade social – envolvimento em práticas ilícitas, como drogas e crimes, gravidez precoce etc. –, agravando a desigualdade de oportunidades, dificultando o acesso ao mercado de trabalho e contribuindo para a manutenção do ciclo de pobreza e da desigualdade socioeconômica do país.

Embora tenha sido enfatizado na literatura e na mídia a partir de 2013 por causa do considerável aumento do percentual de nem-nem concentrado num período muito curto de tempo, esse fenômeno não é novo. Segundo Cardoso (2013), o problema tem caráter estrutural, ocorre há muito tempo e não se restringe a uma geração específica, mas, sim, a sucessivas gerações, funcionando como um mecanismo gerador de desigualdade de longo prazo, que afeta países de diferentes graus de desenvolvimento. Para o autor, esse problema estrutural contribui para explicar a resistência à queda dos indicadores de desigualdade econômica e social.

No Brasil, nos últimos quinze anos, tem crescido a importância das políticas sociais como forma de deter a expansão dessas distorções e desigualdades, especialmente aquelas na área educacional tendo os jovens como público-alvo. Algumas delas, como o Programa Bolsa Família (PBF), têm contribuído para a permanência de jovens na escola, conforme demonstram Glewwe e Kassouf (2012) e Shirasu e Arraes (2015). Outras, como o Programa Universidade para Todos (ProUni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (FIES), têm facilitado o acesso ao ensino superior, enquanto o Programa Nacional de Inclusão de Jovens (ProJovem) e o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec) têm auxiliado na inserção dos jovens de baixa renda no mercado de trabalho por meio da formação profissional. Visando ainda à inclusão no mercado de trabalho, o Programa Jovem Aprendiz, em parceria com o setor privado, tem contribuído para o desenvolvimento do potencial dos jovens, possibilitando uma aprendizagem remunerada e com baixa carga horária. Apesar de todas essas políticas inclusivas, uma quantidade substancial de jovens brasileiros está fora do sistema educacional e do mercado de trabalho.

No Brasil, assim como em qualquer país, há obstáculos para que esses jovens sejam absorvidos pelo mercado de trabalho e integrados ao sistema educacional. Segundo dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2015, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 7,2 milhões de jovens de 15 a 24 anos estavam fora da escola e do mercado de trabalho, perfazendo 21,8% do total de jovens nessa faixa etária. Entre os jovens nem-nem, 36,1% não procuravam emprego, e a maioria deles, 79,5%, vivia em áreas urbanas.

Equiparando-se ao percentual global de 22%, a elevada proporção de jovens nem-nem pode impactar ainda mais o desempenho econômico brasileiro, haja vista que, no país, no período entre 2010 e 2020, deveria ocorrer a chamada janela de oportunidades demográficas, quando a maior parte da sua população em idade ativa (15 a 64 anos) poderia contribuir para impulsionar o crescimento econômico. O problema dos nem-nem talvez limite a capacidade de o país aumentar sua produtividade na fase de transição demográfica, caso a fração desse contingente de jovens se mantenha ascendente.

Para abordar a questão dos nem-nem, é preciso compreender a amplitude do problema, o perfil dos jovens desse grupo, como tem evoluído esse percentual ao longo dos anos e a escolha entre as atividades alternativas. Nesse intuito, a literatura especializada tem avançado em anos recentes, identificando a baixa escolaridade do jovem e os seus escassos recursos financeiros como principais causas da condição nem-nem (Reis e Camargo, 2007; Monteiro, 2013; Ciríaco e Monte, 2015; Silva, 2016). Persiste, todavia, o uso de uma metodologia que não incorpora a relação de dependência entre as decisões de trabalhar e estudar. Ademais, vários trabalhos, além de incluir grandes intervalos de idade dentro de um mesmo grupo, não consideram a heterogeneidade de gênero e de local de residência, resultando na falta de consenso na área.

Tendo em vista essas lacunas, o objetivo deste estudo é identificar os determinantes na escolha dos jovens urbanos (de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos) entre estudar e trabalhar, exercer ambas as atividades ou nenhuma delas, e medir o grau de influência desses determinantes sobre cada uma das possibilidades em análise. Desse modo, busca-se compreender as causas sociais e econômicas do afastamento do jovem da escola e do mercado de trabalho, observando a heterogeneidade entre diferentes grupos de jovens e, assim, auxiliar na formulação de políticas públicas que apoiem cada um desses grupos.

Para tanto, serão utilizados dados da PNAD 2015 aplicados a um modelo apropriado de escolha discreta que considera a relação de dependência entre as decisões de trabalhar e de estudar. Além disso, será considerada uma modificação da decomposição de Oaxaca para que seja testada a diferenciação por gênero sobre as quatro possíveis alternativas de escolha entre as atividades dos jovens: estudar e/ou trabalhar ou nem-nem.

O trabalho está estruturado em mais quatro seções adicionais. A seção 2 sumariza os estudos relacionados ao tema. Descrições dos dados utilizados na análise empírica, seguidas pela abordagem metodológica, que modela a decisão da escolha do jovem em estudar e/ou trabalhar ou permanecer na inatividade, são apresentadas na seção 3. As duas seções restantes são dedicadas à discussão dos resultados e às conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Os determinantes da escolha entre trabalho e estudo por parte dos jovens já foram objeto de várias pesquisas com foco e abordagens diferenciadas, conforme algumas selecionadas e sumarizadas a seguir, iniciando-se por trabalhos de âmbito internacional e observando uma ordem temporal.

Com base em dados do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) para os jovens de 12 a 17 anos, Corseuil, Santos e Foguel (2001) compararam os fatores que determinam a escolha de trabalhar e/ou estudar, ou de não exercer nenhuma dessas atividades, para os países da América Latina, dando ênfase ao caso brasileiro. Eles investigaram a influência dos preços relativos, das preferências, da disponibilidade de recursos e das normas institucionais sobre a probabilidade de resposta usando um modelo *logit* multinomial, levando em consideração a existência de heterogeneidade por gênero e padrões distintos na forma como o tempo é alocado e a idade. Concluíram que não há uniformização quanto à escolha das atividades exercidas pelos jovens, que se diferencia por gênero, tendo as mulheres mais chances de se tornar inativas. No domicílio, pais com maior nível de escolaridade aumentam as chances de o filho se dedicar apenas aos estudos. Os autores também apontaram que fatores institucionais e culturais dos países são importantes na escolha dos jovens entre trabalho e estudo.

Considerando a existência de grandes diferenças de gênero na educação das crianças indianas, Pal (2004) investigou as causas dessas diferenças por meio de um modelo *probit* bivariado para meninos e meninas entre 5 e 15 anos, separadamente. Para tanto, foram examinados os custos de oportunidade implícitos e explícitos das crianças nem-nem relacionados à sua participação no mercado de trabalho. Entre os fatores importantes para explicar esse diferencial está a influência da educação dos pais. Enquanto a educação da mãe aumenta a probabilidade de a filha estudar e não tem efeito sobre o filho, a educação do pai tem efeito exatamente oposto.

Cardoso (2013) fez uma análise da condição nem-nem nos países europeus, destacando um paralelo com o Brasil e os possíveis reflexos da crise econômica de 2008 na evolução dessa condição. Delimitando dados dos censos demográficos de 2000 e 2010 para jovens de 18 a 25 anos, o autor estimou um modelo logístico multinível que permitiu concluir que a condição nem-nem é resistente à queda e fruto da conjunção de dois fatores determinantes: os contextos de inserção social

dos jovens e de suas trajetórias. Enquanto na Europa essa condição é um problema geracional e de classe média, no Brasil os mais afetados são os jovens das famílias mais pobres, intensificando-se em relação aos mais vulneráveis, que vivem em regiões e municípios menos desenvolvidos.

De Hoyos, Popova e Rogers (2016) fizeram um diagnóstico descritivo dos nem-nem na América Latina e no Caribe identificando quem são, onde estão e como tem se dado sua evolução ao longo dos últimos vinte anos. Essa análise revelou fatos interessantes, como a mudança na composição de gênero desse grupo, com um crescimento expressivo da participação dos homens. É um resultado preocupante, pois os homens estão mais associados às estatísticas de violência e crime. Isso, por sua vez, conduz ao crescimento dos nem-nem entre os mais pobres. Quanto ao *status* educacional, os autores destacaram o aumento dos nem-nem em dois grupos etários: de 15 a 18 anos, entre os que não concluíram o ensino médio, sugerindo que essa condição está associada à evasão escolar; e entre os de 19 a 24 anos que concluíram o ensino médio, apontando que a qualidade da educação recebida nas escolas tem sido insuficiente para o sucesso de inserção no mercado de trabalho.

Entre os trabalhos da literatura brasileira, destaca-se, inicialmente, o de Silva e Kassouf (2002), que estimaram um modelo *logit* multinomial para decisão ocupacional dos jovens de 15 a 24 anos usando dados da PNAD de 1998. Distribuíram a amostra em seis categorias: *i*) só estuda; *ii*) só trabalha; *iii*) estuda e trabalha; *iv*) estuda e se ocupa dos afazeres domésticos; *v*) somente cuida dos afazeres domésticos; e *vi*) não trabalha nem estuda. Além disso, os autores fizeram distinções por gênero e zona de residência. Dos resultados, sobressai o efeito da renda familiar líquida sobre a chance de ocorrência de nem-nem no domicílio, que varia com o gênero: positivo para mulheres e negativo para homens.

Tomás (2007) estudou os fatores que afetam a decisão de ingressar ou não no mercado de trabalho dos jovens de 15 a 24 anos das regiões metropolitanas (RMs) brasileiras usando dados da Pesquisa Mensal do Emprego (PME) de 1982-1983, 1991-1992 e 2000-2001 aplicados a um modelo *logit* multinomial. Os resultados indicam que há um adiamento do ingresso dos jovens no mercado de trabalho, ou seja, um prolongamento na condição de inatividade laboral, que não parece ser justificado apenas por dedicação integral ao estudo, mas também pelas dificuldades de ingresso no mercado de trabalho e pelas mudanças culturais na transição para a vida adulta. Foi verificado ainda que, diferentemente dos países desenvolvidos, o início da vida laboral no Brasil ocorre antes da conclusão da educação formal, existindo, pois, a acumulação de trabalho e estudo. Já com respeito aos fatores que influenciam a transição para o mercado de trabalho, concluiu-se que as características individuais, os recursos familiares e as variáveis demográficas são importantes na decisão de participar do mercado de trabalho.

Dada a importância dos rendimentos de aposentadorias e pensões na renda de muitos domicílios brasileiros, Reis e Camargo (2007) usaram dados da PNAD de 2003 e os modelos *logit* e *logit* multinomial para mensurar os efeitos desses rendimentos sobre as decisões dos jovens urbanos, de 15 a 21 anos, quanto à educação e à oferta de trabalho. Assim, evidenciaram que aposentadorias e pensões, ao aumentarem a renda domiciliar *per capita*, estão relacionadas a uma maior proporção de jovens estudando e a uma menor participação no mercado de trabalho. Dependendo do tamanho desses benefícios, no entanto, isso também pode levar a um aumento na probabilidade de os jovens serem nem-nem. Os resultados, então, sugerem que a existência de restrição de liquidez no domicílio explica parcialmente por que muitos jovens estão fora da escola.

Agregando os dados das PNADs de 2003 e 2006, Hoffmann (2010) investigou como o rendimento familiar oriundo de aposentadorias e pensões afeta a probabilidade de jovens na condição de nem-nem. Esse autor seguiu a mesma metodologia e o grupo etário do estudo de Reis e Camargo (2007), e confirmou suas principais conclusões, exceto pelos indícios de que aposentadorias e pensões levam a um aumento na probabilidade de que os jovens não estejam estudando nem participando do mercado de trabalho. Ressalta-se, contudo, que os resultados de Reis e Camargo devem ser vistos em termos relativos. Embora a probabilidade de ser nem-nem seja menos sensível a essa fonte de renda, ainda é menor na presença de aposentados e/ou pensionistas no domicílio, sugerindo que parte dessa renda é usada inclusive para o investimento na formação dos jovens, auxiliando-os a permanecer na escola. Não é excluída, todavia, a possibilidade de que, em algumas circunstâncias específicas, aposentadorias e pensões promovam uma ociosidade socialmente indesejável.

Camarano e Kanso (2012) buscaram traçar o perfil dos jovens nem-nem entre 15 e 29 anos com base nas vulnerabilidades e potencialidades advindas do contexto familiar e social nos quais estão inseridos. A análise foi feita considerando os dados das PNADs 2001-2011 e dos censos demográficos 2000 e 2010, e apontou características dos jovens nem-nem já mencionadas na literatura sobre o tema, tais como baixa renda e escolaridade do jovem e dos seus pais. O estudo apontou a existência de um forte componente de gênero nesse fenômeno e uma redução do número de mulheres na condição de nem-nem em oposição ao crescimento desse número entre os homens.

No intuito de investigar se a condição nem-nem é permanente entre os jovens de 17 a 22 anos, Menezes Filho, Cabanas e Komatsu (2013) utilizaram dados da PME para seis RMs brasileiras³ e um método de decomposição da taxa de inatividade em dois fatores: na taxa de entrada na condição nem-nem e sua duração média. Corroborando Tomás (2007), os resultados sugerem um prolongamento na condição de inatividade entre os jovens, mas devido a fatores distintos: enquanto esse autor atribui tal fato ao adiamento da idade de entrada no mercado de trabalho, Menezes Filho, Cabanas

3. As RMs de São Paulo, do Rio de Janeiro, de Belo Horizonte, de Salvador, de Pernambuco e de Porto Alegre.

e Komatsu (2013) apontam o aumento da duração do jovem na inatividade como fator preponderante. Essa condição é, contudo, transitória, e há indícios de grande rotatividade desse tipo de inatividade no mercado de trabalho. Esses autores também constataram, como em Tomás (2007), que tais resultados são mais preocupantes entre grupos específicos: os jovens com menor nível de escolaridade e as mulheres. Apesar de transitória, essa condição afeta negativamente a vida laboral dos jovens. Mesmo aqueles que conseguem concluir os estudos permanecem mais tempo desempregados.

O estudo de Monteiro (2013) buscou analisar a evolução de jovens nem-nem de 19 a 24 anos no período de 2001 a 2011. Para tanto, usou o modelo de probabilidade linear em diferentes amostras das PNADs, identificando que a condição de nem-nem é maior entre os jovens de baixa escolaridade e baixa renda; e entre as mulheres, especialmente com filho, conforme o curso da literatura. Adicionalmente, a presença da mãe no domicílio teve um efeito diferente entre homens e mulheres: para o primeiro grupo, está associada à condição de nem-nem; para o segundo, a uma maior participação no mercado de trabalho e um maior nível de escolaridade. Houve ainda um crescimento da inatividade entre os jovens após o ensino médio, mas, para esse autor, não inspiram preocupação, pois quase a metade é de mulheres com filhos. A preocupação surgiria se tal condição não fosse oriunda de escolhas pessoais e se o jovem passasse muito tempo como nem-nem, com risco de ser inativo permanentemente.

Gilman (2014), por sua vez, faz a análise dos determinantes da escolha ocupacional dos jovens de 15 a 29 anos, por meio da comparação entre a definição usual de trabalho e uma mais abrangente, que inclui as tarefas domésticas. A inclusão da definição mais abrangente só teve efeitos sobre as mulheres, uma vez que são mais propícias a ser responsáveis por essas tarefas. Segundo a autora, políticas *anti-nem-nem* devem buscar instrumentos que facilitem conciliação entre os estudos, o mercado de trabalho e os afazeres domésticos, tornando possível uma maior igualdade de oportunidades entre os sexos.

Usando dados das PNADs de 2002 a 2012 aplicados a um modelo *logit*, Ciríaco e Monte (2015) identificaram alguns fatores condicionantes do *status* de nem-nem dos jovens brasileiros de 18 a 25 anos, notadamente a influência dos efeitos da interação dos indivíduos pertencentes ao mesmo núcleo familiar na decisão do jovem de permanecer fora do mercado de trabalho e do sistema educacional. Concluíram que ter outro nem-nem na mesma faixa etária e um aposentado na família aumentam as chances de o jovem estar nessa condição, agravando a situação para famílias com menor poder aquisitivo.

Com base em dados da PNAD 2011 ajustados a um modelo *logit* multinomial, Tillmann e Comim (2016) investigaram os determinantes da decisão dos jovens entre trabalhar e estudar, diferenciando a ocupação remunerada de outras referentes a atividades domésticas. Assim, encontraram que, para a ocupação remunerada, a educação dos pais e a renda são os fatores mais importantes sobre a decisão de acumulação do capital humano dos jovens. Já para a ocupação sem remuneração,

ser mulher, ter baixa escolaridade, ser casada, ter filhos e viver no meio rural são os principais fatores de risco da condição de nem-nem.

Avançando na discussão sobre os jovens nem-nem, Vasconcelos *et al.* (2017) investigaram se o PBF exerce influências na decisão dos jovens de estar ou não nessa condição por meio de um modelo teórico de alocação do tempo e uma aplicação do método Propensity Score Matching (PSM). As evidências obtidas pelos autores apontam que o PBF estimula o engajamento dos jovens tanto na educação como no mercado de trabalho, reduzindo assim a probabilidade de que sejam nem-nem.

Cabe realçar, todavia, que este trabalho contribui com a literatura correlata na medida em que utiliza uma metodologia diferenciada, mais apropriada, que incorpora a natureza de dependência existente na decisão entre trabalhar e estudar, permitindo prover resultados adicionais, além de incorporar um conjunto mais amplo de covariáveis para explicar a referida escolha dos jovens. Ressalta-se ainda que este estudo, ao contrário dos anteriores, analisa os determinantes da decisão ocupacional dos jovens por faixa etária ao entender que há divergências significativas em cada etapa da juventude, e que a verificação de todos os jovens conjuntamente pode mascarar a existência de fatores de risco diversos para cada grupo.

3 METODOLOGIA

3.1 Base de dados

Tendo em vista que o empirismo desta pesquisa está alicerçado na PNAD 2015, cabem, inicialmente, alguns comentários acerca de seu processo de extração de dados, cruciais na geração de inferências deles decorrentes. Seu método amostral adota um procedimento estatístico complexo, composto por estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, e ajustes de pesos para calibração. Assim, pode-se dizer que a geração de informações nesta *survey* não é derivada de um processo de amostragem aleatória simples, o que inviabilizaria a utilização de vários modelos que pressupõem serem os dados gerados de forma aleatória, com observações independentes e identicamente distribuídas. Para Silva *et al.* (2002), o tratamento incorreto desse plano amostral pode gerar viés nas estimativas pontuais nos momentos da variável; e qualquer medida daí decorrente, causar sérios danos em qualquer inferência que se realize.

Como as estimativas pontuais são influenciadas pelos pesos amostrais, considerá-los no cálculo conduz a resultados com menor magnitude de viés. Estimções de medidas de dispersão, como a variância, entretanto, são influenciadas também pela estratificação e conglomeração, implicando que considerar apenas os pesos amostrais no cálculo gera estimativas viesadas. Silva, Pessoa e Lila (2002) argumentam que, ao ignorar esses aspectos, as análises tradicionais podem comprometer a qualidade da inferência estatística pretendida e, conseqüentemente,

a interpretação dos resultados. Portanto, é crucial que se trate o desenho amostral de forma adequada para se obter estimativas robustas e confiáveis.

Há vários métodos que podem ser aplicados aos dados da PNAD para incorporar a complexidade do seu plano amostral. Optou-se pela utilização do método de Máxima Pseudoverossimilhança devido a Blinder (1983), que considera o plano amostral e os pesos no processo de inferência a fim de proporcionar estimativas consistentes.

3.2 Descrição das variáveis

Foram consideradas jovens as pessoas com idade de 15 a 24 anos, como definido pela Organização das Nações Unidas (ONU). A escolha dessa faixa etária é feita de modo parcimonioso, visto que, quanto maior for o intervalo de idade, maiores serão as diferenças nas características dos jovens. Como ressalta Cardoso (2013), ao analisar uma faixa etária com intervalo maior, os extremos apresentam momentos muito diferentes na vida de uma pessoa, da fase escolar à fase da maturidade, em que o indivíduo já tenha dado início à vida produtiva e até constituído família.

A amostra expandida dos microdados da PNAD 2015 aqui utilizada totalizou 204.860.101 indivíduos, entre os quais 28.040.430 têm de 15 a 24 anos e residem na área urbana brasileira. Conforme a tabela 1, a maioria se dedica apenas ao trabalho (38,34%), enquanto a minoria se encontra na condição nem-nem (12,92%), totalizando 3,6 milhões de jovens. Sobre a distribuição das atividades por gênero, destaca-se que, na condição nem-nem, a participação das mulheres é quase o dobro da dos homens.

TABELA 1
Distribuição dos jovens por gênero e atividade

Atividade	População (amostra expandida)						B/A
	Total		Homens		Mulheres		
	Número de jovens ¹	%	Número de jovens ¹ (A)	%	Número de jovens ¹ (B)	%	
Só estuda	8.387	29,92	3.944	47,02	4.443	52,98	1,13
Só trabalha	10.752	38,34	6.252	58,15	4.500	41,85	0,72
Trabalha e estuda	5.278	18,82	2.717	51,48	2.561	48,52	0,94
Nem-nem	3.623	12,92	1.225	33,81	2.398	66,19	1,96
Total	28.040	100,00	14.138		13.902		

Fonte: PNAD, 2015.

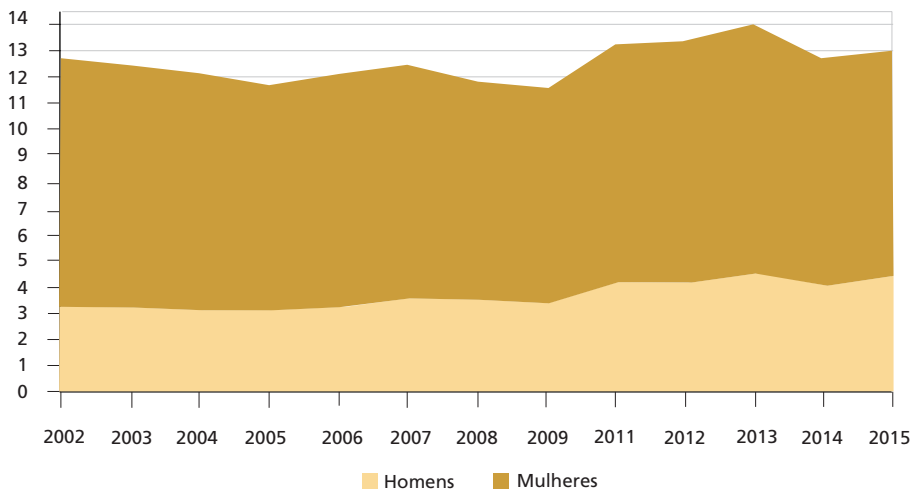
Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Refere-se a 1 mil indivíduos.

A evolução temporal da participação dos nem-nem (gráfico 1) demonstra a persistência desse problema. Nota-se que, mesmo em anos de expansão econômica

e/ou redução da desigualdade social no país, o percentual de nem-nem não variou de forma significativa. Ao longo dos treze anos analisados, a parcela de jovens nessa condição atingiu seu maior percentual: 14%, em 2013. Observa-se também que há uma tendência temporal similar por gênero, mantendo estável o diferencial entre homens e mulheres nem-nem ao longo do período.

GRÁFICO 1
Evolução da proporção de jovens nem-nem por gênero (2002-2015)
(Em %)



Fonte: PNAD, 2002-2015.
Elaboração dos autores.

A escolha das variáveis explicativas foi feita com base na literatura, tal como discutido na seção anterior. São usados três conjuntos de variáveis relacionadas com: *i*) os jovens; *ii*) as famílias dos jovens; e *iii*) o local onde vivem.

A tabela 2 dispõe a média amostral de cada variável de controle, exceto as geográficas, nas quatro atividades exercidas pelos jovens. Verifica-se que o grupo dos nem-nem compõe a parcela mais pobre da população, cuja renda média domiciliar *per capita* é inferior ao salário mínimo (SM)⁴ e tem, em média, menor escolaridade. Comparado com os demais, agrava-se nesse grupo o fato de deter a menor proporção dos que coabitam com a mãe, a maior proporção dos que são responsáveis pelos afazeres domésticos, que já são mães, que tem companheiro(a) e dos que convivem com outro nem-nem e crianças no domicílio.

4. Em 2015, o SM era de R\$ 788,00.

TABELA 2
Estatísticas descritivas das atividades por variável de controle

Variáveis de controle	Atividades			
	Só estuda	Só trabalha	Estuda e trabalha	Nem-nem
Características dos jovens				
Idade	17,1	21,0	19,1	19,9
Branca (%)	46,4	41,1	47,3	38,1
Anos de estudo	8,7	9,6	10	8,3
Migrante (%)	20,7	29,5	25,3	27,1
Tem filho (%)	4,6	31,3	7,4	48,3
Companheiro(a) (%)	3,1	29,4	7,9	35,6
Afazer domésticos (%)	64,7	62,6	64,5	72,7
Características da família				
Mora com a mãe (%)	84,3	60,1	78,6	59,0
Idade do chefe de família	47,0	42,7	46,1	43,5
Chefe de família homem (%)	57,9	56,3	54,4	55,8
Escolaridade do chefe de família	8,6	7,4	8,5	7,1
Razão de crianças	0,13	0,14	0,12	0,19
Razão de aposentados e pensionistas	0,07	0,06	0,07	0,06
Outro nem-nem (%)	7,2	11,2	5,1	14,8
Renda domiciliar <i>per capita</i> (R\$)	986,43	854,02	1.034,37	617,32
Características geográficas (%)				
Nordeste	32,5	35,3	16,1	16,1
Norte	34,9	31,7	16,5	16,9
Sul	25,9	41,3	22,4	10,4
Sudeste	28,8	40,6	19,2	11,3
Centro-Oeste	29,1	21,3	37,8	11,8

Fonte: PNAD, 2015.
 Elaboração dos autores.

Sobre a cor, os não brancos constituem a maior parte de todos os grupos em análise, liderada pelo dos jovens ociosos. Já a proporção de idosos ou pensionistas no domicílio é ínfima, independentemente da atividade que o jovem exerce, pois, em média, há aproximadamente um idoso ou pensionista para cada dezessete moradores. A maioria das famílias dos nem-nem é chefiada por homens com baixa faixa etária e detentores do mais baixo nível de escolaridade da amostra.

Na distribuição regional, percebe-se que as proporções de jovens nem-nem nas regiões menos desenvolvidas (Norte e Nordeste) superam às das demais, ocorrendo o inverso para aqueles que se dedicam apenas ao trabalho. Quanto ao *status* de migrante, constata-se que essa condição provê uma chance de menos da metade de um jovem nativo encontrar-se em total inatividade.

QUADRO 1
Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição
Variáveis dependentes	
Estuda	1, se frequenta a escola; 0, caso contrário.
Trabalha	1, se participa da população economicamente ativa (PEA); 0, caso contrário.
Características do jovem	
Idade	Aferida em anos no intervalo (15-24).
Branca	1, para cor da pele branca ou amarela; 0, caso contrário.
Migrante	1, se não vive no município em que nasceu; 0, caso contrário.
Filho	1, se possui pelo menos um filho; 0, caso contrário.
Companheiro(a)	1, se vive em companhia de cônjuge ou companheiro(a); 0, caso contrário.
Afazer domésticos	1, se cuidava dos afazeres domésticos na semana de referência; 0, caso contrário.
Características da família	
Mora com a mãe	1, se coabita com a mãe; 0, caso contrário.
Idade do(a) chefe de família	Idade em anos do(a) chefe de família.
Chefe de família homem	1, se o chefe da família for homem; 0, caso contrário.
Chefe_ens_fund	1, se o(a) chefe da família tem ensino fundamental completo; 0, caso contrário.
Chefe com ensino_médio	1, se o(a) chefe da família tem ensino médio completo; 0, caso contrário.
Chefe ensino_superior	1, se o(a) chefe da família tem ensino superior; 0, caso contrário.
Razão de crianças	Proporção de crianças até 14 anos no domicílio.
Razão de aposentados e pensionistas	Proporção de aposentados e pensionistas no domicílio.
Outro nem-nem	1, se convive com um ou mais jovens nem-nem na mesma faixa etária; 0, caso contrário.
Características geográficas	
Centro-Oeste	1, se vive na região Centro-Oeste; 0, caso contrário.
Nordeste	1, se vive na região Nordeste; 0, caso contrário.
Sul	1, se vive na região Sul; 0, caso contrário.
Sudeste	1, se vive na região Sudeste; 0, caso contrário.

Elaboração dos autores.

Obs.: Para o Ipea, famílias com renda *per capita* até um quarto do SM vivem na pobreza extrema, e aquelas com até meio SM na pobreza absoluta.

3.3 O modelo teórico

Como descrito na revisão de literatura, os estudos feitos para o Brasil que abordam a decisão dos jovens entre trabalhar e estudar estão centrados na utilização de metodologias que desconsideram a interdependência entre as escolhas dessas atividades, implicando em estimativas viesadas. Para evitar isso, optou-se pela aplicação de um modelo *probit* bivariado que, além de considerar tal hipótese, permite fazer decomposições para identificar os diferenciais nos atributos dos jovens sobre suas decisões ocupacionais.

O modelo *probit* bivariado é composto por duas equações simultâneas, definidas por variáveis dependentes binárias, e não impõe restrições quanto ao formato da

tomada de decisão – simultânea, sequencial etc. Considerando as escolhas de estudar e trabalhar, sua especificação econométrica é dada por:

$$est^* = X'\beta + \varepsilon, est = 1 \text{ se } est^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (1)$$

$$trab^* = Y'\delta + v, trab = 1 \text{ se } trab^* > 0, 0 \text{ caso contrário} \quad (2)$$

Essas variáveis são definidas por: $est = 1$, se o jovem estuda, e $trab = 1$, se o jovem trabalha,⁵ cujos valores ocorrem se, e somente se, as variáveis contínuas latentes correspondentes, est^* e $trab^*$, que afetam as probabilidades sobre as decisões de estudar e trabalhar, assumirem valores positivos; caso contrário, $est = 0$ e $trab = 0$. Assim, X e Y referem-se ao conjunto de variáveis de controle predeterminadas; β e δ são os vetores de parâmetros correspondentes. Os termos de erro (ε e v) são conjunta e normalmente distribuídos, com as hipóteses a seguir.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon \\ v \end{pmatrix} | \beta, \delta \sim N \left(\begin{pmatrix} [0] \\ [0] \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Os erros apresentam médias e variâncias iguais a 0 e 1, respectivamente, e correlação igual a ρ . Se os erros forem não correlacionados ($\rho = 0$), então as equações (1) e (2) podem ser estimadas separadamente como *probits* univariados. Caso contrário, os jovens decidem alocar o tempo entre as alternativas mutuamente exclusivas a seguir.

$$(est = 1 \text{ e } trab = 0), est^* > 0 \text{ e } trab^* \leq 0, \text{ apenas estuda} \quad (3)$$

$$(est = 1 \text{ e } trab = 1), est^* > 0 \text{ e } trab^* > 0, \text{ estuda e trabalha} \quad (4)$$

$$(est = 0 \text{ e } trab = 1), est^* \leq 0 \text{ e } trab^* > 0, \text{ apenas trabalha} \quad (5)$$

5. Foi considerado que o jovem trabalha se ele participa da PEA. Segundo o IBGE, esse grupo é composto de pessoas de 10 a 65 anos de idade, classificadas como ocupadas ou desocupadas na semana de referência da pesquisa. Por essa definição, o termo nem-nem utilizado neste artigo incorpora os jovens que não estudam, não trabalham nem estão procurando emprego.

$$(est = 0 \text{ e } trab = 0), est^* \leq 0 \text{ e } trab^* \leq 0, \text{ nem - nem} \quad (6)$$

Nesse modelo, pressupõe-se, então, que as decisões de trabalhar e estudar são endógenas e correlacionadas, implicando que os termos de erro não são independentes, ou seja, a probabilidade de uma opção depende da probabilidade de outra, sendo conjuntamente determinadas. A interdependência da decisão de trabalhar e estudar será verificada por meio do teste de Wald sobre a $H_0: \rho = 0$.

Com base nas estimativas dos coeficientes das equações (1) e (2), estima-se a probabilidade prevista dessas quatro combinações possíveis. A vantagem da aplicação desse modelo sobre as formulações alternativas é a possibilidade de se obter explicitamente as probabilidades conjuntas e os efeitos marginais dessas probabilidades.

3.4 Decomposição de Oaxaca

A fim de decompor os diferenciais de atributos dos jovens na decisão entre estudar e trabalhar será aplicada uma modificação da decomposição de Oaxaca proposta por Pal (2004) para o modelo *probit* bivariado. O objetivo é decompor a diferença entre homens e mulheres de estarem estudando e trabalhando em dois componentes, sendo um explicado pelas variáveis de controle observadas e o outro por fatores não observados. Para tanto, são considerados os resultados da estimação simultânea das equações do modelo bivariado para a probabilidade de o jovem estudar e trabalhar. Dada a natureza discreta das variáveis dependentes *est* e *trab*, é possível distinguir quatro casos (3), (4), (5) e (6) e, usando a distribuição normal bivariada, calcular as probabilidades a seguir.

$$Pr(est = 1, trab = 0) = Pr[\varepsilon_1 > -X_1\beta_1, \varepsilon_2 < -X_2] \quad (3.1)$$

$$Pr(est = 1, trab = 1) = Pr[\varepsilon_1 > -X_1\beta_1, \varepsilon_2 > -X_2] \quad (4.1)$$

$$Pr(est = 0, trab = 1) = Pr[\varepsilon_1 < -X_1\beta_1, \varepsilon_2 > -X_2] \quad (5.1)$$

$$Pr(est = 0, trab = 0) = Pr[\varepsilon_1 < -X_1\beta_1, \varepsilon_2 < -X_2] \quad (6.1)$$

Sendo assim, tem-se quatro casos relacionados à decisão de o jovem estudar e/ou trabalhar que, combinados, geram a probabilidade de estar ou não frequentando a escola.

$$Pr(est = 1) = Pr(est = 1, trab = 1) + Pr(est = 1, trab = 0) \quad (7)$$

$$Pr(est = 0) = Pr(est = 0, trab = 1) + Pr(est = 0, trab = 0) \quad (8)$$

A probabilidade esperada de estudar para homens e mulheres é, respectivamente, dada pelas equações (9) e (10).

$$S_h^* = \widehat{Pr}_h(est = 1|X_i, \theta_i^*) = \sum_{j=0}^1 Pr(est = 1, trab = j|X_h, \theta_h^*) \quad (9)$$

$$S_m^* = \widehat{Pr}_m(est = 1|X_i, \theta_i^*) = \sum_{j=0}^1 Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_m^*) \quad (10)$$

Em que X_i se refere às características do jovem i ; θ_i^* , às estimativas dos parâmetros obtidos no modelo *probit* bivariado; e $i = h$ se o jovem for homem e m se for mulher. Usando essas probabilidades esperadas para homens e mulheres, decompõe-se o diferencial de atributos por gênero.

$$S_h^* - S_m^* = \sum_{j=0}^1 [Pr(est = 1, trab = j|X_h, \theta_h^*) - Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_h^*)] + \sum_{j=0}^1 [Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_h^*) - Pr(est = 1, trab = j|X_m, \theta_m^*)] \quad (11)$$

O primeiro termo mantém os parâmetros estimados constantes, mas permite que as características específicas do gênero possam variar. Corresponde à parte explicada da variação total da decisão de estudar atribuída às diferentes características observadas entre homens e mulheres, cuja denominação é hiato de dotações. O segundo, por sua vez, mantém as covariadas constantes e permite variação dos parâmetros. O termo hiato de comportamento refere-se à parte não explicada, que inclui as características não observadas, e é atribuída às diferentes decisões de estudar entre homens e mulheres. Alternativamente, é possível calcular a expressão na equação (11) usando parâmetros estimados na regressão das mulheres em vez de parâmetros estimados na regressão dos homens.

4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A literatura tem mostrado diferenças significantes entre os gêneros nos fatores que influenciam a decisão ocupacional dos jovens. Em vista disso, estimou-se o modelo separadamente conforme o gênero. Adicionalmente, no intuito de capturar melhor a heterogeneidade relacionada à idade do jovem, optou-se por estimar também o modelo desagregado em duas faixas etárias: 15 a 19 anos e 20 a 24 anos.

Inicialmente, estimou-se o modelo *probit* bivariado e procedeu-se à análise dos coeficientes de correlação bivariada, os quais foram, em todas as especificações do modelo, negativos e significativamente diferentes de zero, conforme é possível observar nas tabelas A.1 e A.2 no apêndice. Isso demonstra que há interdependência entre estudo e trabalho, e que as estimativas bivariadas são mais robustas, justificando a adequação do modelo adotado.

As tabelas A.3 e A.4, também disponibilizadas no apêndice, contêm os efeitos marginais⁶ das estimações do modelo *probit* bivariado para homens e mulheres sobre as quatro probabilidades conjuntas – $\Pr(\text{est} = 0, \text{trab} = 0)$, que corresponde à probabilidade de o jovem estar na condição nem-nem; e P01, P10 e P11, interpretadas similarmente. Os efeitos marginais das variáveis explicativas contínuas sobre essas probabilidades foram calculados no ponto médio, enquanto os efeitos das variáveis binárias correspondem a uma variação discreta de 0 para 1.

4.1 Estimativas conjuntas da probabilidade de estudar e trabalhar

4.1.1 Probabilidade de só estudar

Os resultados mostram que, em geral, os jovens que se declararam brancos e vivem com a mãe em domicílios chefiados por homens de maior idade têm mais probabilidade de se dedicar apenas aos estudos. Essas evidências reforçam a importância do *background* familiar sobre a decisão dos jovens de permanecer estudando.

Essa probabilidade também é maior quanto mais escolarizado é o jovem. Um resultado aparentemente contraditório revelado pelas estimativas mostra, entretanto, um efeito negativo da escolaridade sobre a probabilidade de só estudar para as mulheres de 15 a 24 anos e de 15 a 19 anos. Isso possivelmente decorre da elevada distorção idade-série entre os homens, fazendo com que acabem concluindo o ensino médio mais tarde que as mulheres. Nessa faixa etária, uma elevada proporção de mulheres já concluiu o ensino médio, reduzindo, assim, a probabilidade de elas permanecerem apenas estudando.

Verifica-se, assim, que essa probabilidade também é menor à medida que se aumenta a idade, especialmente para jovens de 15 a 19 anos – que, em sua maioria, estão na transição do ensino fundamental para o médio e da escola para o mercado de trabalho. Para os que abandonam precocemente os estudos, a baixa atratividade da escola e a discrepância entre o que é ensinado e o que é exigido no mercado de trabalho podem auxiliar na compreensão desse resultado. Entre os jovens que concluem o ensino obrigatório, são apontados fatores como desejo

6. Por limitação de espaço, as estimativas dos coeficientes estão omissas, porém disponíveis à demanda do leitor no apêndice.

por independência financeira, constituição de uma família e aumento do custo de oportunidade de permanecer na escola.

Esse elevado custo de oportunidade também pode explicar, parcialmente, a importância da região em que o jovem vive sobre a probabilidade de ele se dedicar apenas aos estudos. Jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas têm mais chances de sucesso no mercado de trabalho, o que aumenta o custo de oportunidade de continuar estudando e reduz a probabilidade de só estudar. Nota-se que, apesar de influenciar todos os jovens da amostra, essa variável é preponderante para os jovens de 15 a 19 anos.

Além disso, jovens que moram com a(o) companheira(o) têm menor probabilidade de só estudar, sobretudo homens de 15 a 19 anos. Embora esse fator afete indiscriminadamente homens e mulheres, o maior impacto recai sobre os primeiros, sinalizando que, a despeito da mudança na estrutura da família, com a maior participação das mulheres no mercado de trabalho, ainda restam resquícios da divisão de responsabilidades em que cabe ao homem o sustento do lar.

Nessa perspectiva, os resultados aqui obtidos indicam ainda que, para as mulheres, realizar os afazeres domésticos reduz a probabilidade de só estudar, independentemente da faixa etária considerada. Não foi encontrado, entretanto, efeito estatisticamente significativo sobre os homens.

A maternidade também afasta as mulheres da participação no sistema educacional, principalmente para as jovens de 15 a 19 anos. Para estas, ter filho reduz em 14 pontos percentuais (p.p.) a probabilidade de só estudar, enquanto para as jovens de 20 a 24 anos a redução é de apenas 2,5 p.p. Esses indícios sugerem que a maternidade em si não é determinante na redução das chances de as jovens estudarem, mas sim a gravidez precoce. A maternidade na faixa etária de 20 a 24 anos pode se dever à escolha da própria mulher de constituir família, em concordância com Aguila *et al.* (2013). Ressalta-se ainda que menor também é essa probabilidade quanto maior a proporção de crianças no domicílio, quando consideradas as jovens de 15 a 19 anos, com nenhum efeito significativo para os homens.

Quanto à migração, os resultados mostram que residir em domicílio diferente do local de nascimento reduz a probabilidade de só estudar apenas para os jovens de 15 a 19 anos, particularmente para os homens.

Ao se analisar a contribuição da educação do chefe de família, *proxy* da educação dos pais, verifica-se que, independentemente da faixa etária e do sexo considerados, a educação dos pais é um dos principais determinantes na decisão do jovem de permanecer na escola. Desse modo, jovens com pais mais educados têm maior probabilidade de só estudar, podendo aumentar em até 28 p.p. Quando se desagrega por faixa etária e gênero, verifica-se que essa influência é bem maior para

os mais jovens, em especial para os homens, e é crescente com o nível educacional do chefe da família.

Considerando as demais características do chefe de família, verifica-se que ser do sexo masculino e ter mais idade estão associadas a uma maior probabilidade de os jovens se dedicarem integralmente aos estudos. Uma possível explicação para esse resultado reside no fato de que tais peculiaridades são inerentes a um núcleo familiar mais estruturado – isso afasta as dificuldades inerentes a famílias monoparentais e de parentalidade precoce.

Ainda no que se refere às características da família, ter um aposentado e/ou pensionista no domicílio em que o jovem mora também influencia na sua decisão entre trabalhar e estudar. Em média, jovens que vivem nesses domicílios têm maior probabilidade de estar somente estudando. Uma análise por faixa etária, contudo, revela que esse efeito é significativo apenas para os que têm entre 20 e 24 anos, sobretudo mulheres. Essas evidências sinalizam que a renda proveniente de aposentadorias e pensões pode, em parte, estar sendo investida na educação de jovens.

No que diz respeito a um possível efeito de interação entre os jovens no mesmo domicílio sobre a decisão de permanecer só estudando, constatou-se que morar com um jovem nem-nem reduz a probabilidade de dedicação integral aos estudos apenas para os homens de 15 a 19 anos. Efeito oposto foi encontrado para os homens de 20 a 24 anos.

4.1.2 Probabilidade de só trabalhar

A inserção no mercado de trabalho é um desafio, e um importante passo na vida de qualquer jovem. O trabalho, além de complementar a renda de muitos lares, tem efeito benéfico sobre o incremento de habilidade obtido por meio da experiência. A dedicação exclusiva ao trabalho durante a juventude, todavia, pode ter efeitos negativos sobre o futuro no mercado de trabalho e a qualidade de vida: é nessa fase que os jovens adquirem mais qualificação, o que repercutirá sobre seus ganhos futuros.

Em relação à idade, à medida que os jovens vão ficando mais velhos, maior a probabilidade de só trabalhar, sobretudo para os homens de 15 a 19 anos. Isso reflete a inserção no mercado de trabalho, que tende a crescer com o aumento da idade, bem como o desejo de independência financeira.

Analogamente aos resultados obtidos sobre a probabilidade de só estudar, os jovens brancos que moram com a mãe em domicílios chefiados por homens mais velhos têm menor probabilidade de só trabalhar. Isso reforça a importância para os jovens de viver em um lar estruturado.

Quanto ao nível educacional dos jovens, verifica-se que os homens, em qualquer faixa etária considerada, e as mulheres de 20 a 24 anos com maior

escolaridade têm menor probabilidade de se dedicar apenas ao trabalho. Não foram obtidos resultados significantes para as mulheres de 15 a 19 anos, enquanto um pequeno efeito positivo foi encontrado ao analisar a faixa etária mais abrangente de 15 a 24 anos.

Por sua vez, ser migrante, morar com companheira(o), com um nem-nem e com uma maior proporção de crianças no domicílio aumentam essa probabilidade. Ressalta-se, contudo, que essas variáveis influenciam diferentemente a decisão de só trabalhar dos jovens, dependendo da faixa etária e do gênero considerados.

Ser migrante tem efeito apenas sobre um grupo específico de jovens: homens de 15 a 19 anos. Como já visto anteriormente, para esse grupo, a migração reduz a probabilidade de só estudar. Entretanto, aumenta a probabilidade de esses jovens se dedicarem exclusivamente ao trabalho. Isso sugere que, para esse grupo considerado, a migração compreende mais oportunidades de ofertar trabalho.

Em geral, jovens que residem com companheiro(a) têm maior probabilidade de só trabalhar, sobretudo homens de 15 a 19 anos, cujo aumento é de 34 p.p., enquanto para os demais o aumento é de 16 p.p. Entre as mulheres, esse aumento é de 8 p.p., e só é relevante para as mais jovens. Essa probabilidade também é maior para os jovens de 15 a 19 anos que moram com um jovem nem-nem, independentemente do sexo considerado.

Semelhante aos resultados anteriormente obtidos, a maternidade afeta a decisão entre trabalho e estudo das jovens. Está associada a uma maior probabilidade de as jovens se dedicarem exclusivamente ao trabalho, mas parece influenciar apenas a decisão das jovens de 15 a 19 anos.

Além disso, uma maior proporção de crianças no domicílio afeta apenas as mulheres, mas, a depender da faixa etária analisada, isso ocorre de forma diferente. Para as jovens de 15 a 19 anos, essa variável aumenta a probabilidade de elas só trabalharem, enquanto para as jovens de 20 a 24 anos essa probabilidade aumenta em 10 p.p., mais do que o dobro obtido para o outro grupo etário.

Diferentes efeitos por gênero são obtidos do mesmo modo quando se verifica a influência da realização das atividades domésticas sob a decisão de só trabalhar. Para os homens de 15 a 19 anos, fazer essas atividades está associada a uma menor probabilidade de ofertar mão de obra no mercado de trabalho em período integral, sem efeitos estatisticamente significantes para os jovens de 20 a 24 anos. Para as mulheres, por sua vez, independentemente da faixa etária considerada, os resultados apontam para um incremento na probabilidade de só trabalhar, sinalizando as diferenças culturais quanto aos deveres de homens e mulheres, dentro da família, que ainda existem na sociedade.

No que se refere à presença de aposentados e pensionistas, verifica-se uma redução na probabilidade de só trabalhar para os jovens que vivem nesses domicílios,

exceto para as jovens de 15 a 19 anos, em que essa probabilidade é maior. Destaca-se, entretanto, o efeito dessa variável sobre os jovens de 20 a 24 anos, principalmente sobre as mulheres. Para elas, a maior proporção de aposentados e pensionistas no domicílio reduz em 13 p.p. a probabilidade de só trabalhar.

A contribuição da educação dos pais para essa probabilidade também é significativa. Nota-se que, em geral, quanto maior o nível educacional do chefe de família, menor é a probabilidade de dedicação exclusiva ao trabalho, principalmente para os jovens de 20 a 24 anos. Esse resultado sugere que os pais com maior escolaridade apoiam os filhos a permanecerem estudando mesmo após a conclusão do ensino obrigatório. Esse maior apoio dos pais pode ser visto nas estatísticas dos chamados jovens cangurus. Esses jovens são definidos como aqueles que têm entre 25 a 34 anos e ainda vivem com os pais, adiando a independência. Segundo o IBGE, um a cada quatro jovens nessa faixa etária ainda vive com a família.

Quanto à região de residência, nota-se que os jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas, principalmente no sul do país, têm menor probabilidade de só estudar, mas também têm maior probabilidade de só trabalhar. Interessante observar que a menor probabilidade de dedicação integral aos estudos afeta sobremaneira os jovens de 15 a 19 anos, ao passo que a maior probabilidade de só trabalhar é destacadamente maior entre os jovens de 20 a 24 anos, independentemente do gênero.

4.1.3 Probabilidade de trabalhar e estudar

Quase 19% dos jovens brasileiros de 15 a 24 anos conciliam trabalho e estudo. Para muitos deles, o trabalho ajuda a custear a manutenção dos estudos, e para outros é importante para complementar a renda da família. Como nas outras formas de alocar o tempo dos jovens, os fatores determinantes na decisão de estudar e trabalhar mudam conforme a faixa etária e o gênero considerados.

Para os jovens de 15 a 19 anos, ser mais velho, ter um melhor nível educacional, fazer as atividades domésticas e viver em regiões mais desenvolvidas aumentam a probabilidade de estudar e trabalhar. Essa probabilidade é menor para os jovens que vivem em domicílios chefiados por homens mais velhos e que convivem com um jovem nem-nem. Esse convívio parece afetar sobretudo as mulheres.

No que se refere aos jovens de 20 a 24 anos, quanto maior a idade, menor é a probabilidade de conciliar ambas as atividades. Os jovens de 15 a 19 anos podem ainda estar estudando e transitando para o mercado de trabalho, ao passo que nem todos os jovens de 20 a 24 anos que concluíram a educação obrigatória prosseguem estudando.

Complementarmente, essa probabilidade é menor para as mulheres que declararam fazer as atividades domésticas, que vivem em domicílios com maior proporção de

crianças e para os homens que moram em regiões mais desenvolvidas. Esse primeiro resultado pode ser explicado, em parte, pelo fato de que muitas mulheres de 20 a 24 anos já constituem família e podem ter que se dedicar exclusivamente ao lar e aos cuidados com os filhos. Ressalta-se que, para os homens, nessa faixa etária, não houve efeito significativo. Os resultados indicam, todavia, que a probabilidade de trabalhar e estudar, em geral, é maior para os jovens com mais anos de estudo e que se autodeclararam brancos.

Para as mulheres, ter filho reduz a probabilidade de estudar e trabalhar. Nota-se, entretanto, que a maternidade é decisiva para as jovens de 15 a 19 anos, pois ter filho reduz a probabilidade de conciliar trabalho e estudo em 14 p.p., enquanto para as demais a redução é de 7 p.p.

Sobre o fato de morar com companheiro(a) e a probabilidade de estudar e trabalhar, prepondera o efeito negativo, verificando-se significância para as mulheres, e, para os homens, apenas naqueles situados na faixa de idade superior. A educação dos pais afeta a decisão ocupacional dos jovens de forma diferente, a depender da faixa etária considerada. Para os jovens de 15 a 19 anos, o maior nível educacional dos pais está associado a uma menor probabilidade de conciliar trabalho e estudo; já para os jovens de 20 a 24 anos, essa probabilidade é maior. Os pais com mais instrução percebem a importância da educação e incentivam os filhos a se dedicar exclusivamente aos estudos. Após a conclusão do ensino obrigatório, os resultados parecem apontar que, mesmo cientes da relevância de permanecer estudando, julgam também importante as experiências obtidas no mercado de trabalho.

4.1.4 Probabilidade de ser nem-nem

Para os jovens de 15 a 19 anos, ser mais velho está associado a uma maior probabilidade de inatividade, independentemente do sexo considerado. Isso pode ser explicado, em parte, pela elevada evasão escolar no ensino médio e pela entrada precoce no mercado de trabalho, caracterizado, nessa fase, por alta rotatividade, compelindo-os à condição de nem-nem. Essa probabilidade também é maior quando esses jovens vivem em domicílios com um nem-nem, sobretudo para as mulheres. Em contrapartida, morar com a mãe e em domicílios com maior proporção de aposentados e pensionistas reduz a probabilidade de o jovem ser nem-nem.

Por sua vez, para os jovens de 20 a 24 anos, verificam-se resultados distintos, dependendo do gênero considerado. Para os homens, aqueles que se autodeclararam brancos e que ainda moram com a mãe e em domicílios com chefes de família mais velhos têm maior probabilidade de estar na condição de nem-nem. No que tange às mulheres nessa faixa etária, morar em domicílios com maior proporção de crianças e aposentados, e chefiados por homens mais velhos são fatores que aumentam essa probabilidade.

No que concerne à característica educacional dos jovens, verifica-se que, para qualquer faixa etária e gênero considerados, jovens com mais anos de estudo são menos propensos a permanecer na inatividade. Observa-se que esses jovens têm maior probabilidade de se dedicar apenas aos estudos ou de conciliar trabalho e estudo.

Na maioria dos casos, um maior nível educacional dos pais está associado à probabilidade menor de o jovem ser nem-nem, com efeitos mais evidentes para o grupo das mulheres e de jovens de 15 a 19 anos. Para os jovens de 20 a 24 anos, entretanto, a educação dos pais parece perder um pouco sua influência sobre a decisão ocupacional dos jovens. Essa influência só é verificada para pais que fizeram o ensino médio e para o grupo das mulheres. Particularmente para os homens nessa faixa etária, não foi identificado efeito estatisticamente significativo, com exceção de um efeito positivo quando o chefe da família tem ensino superior completo.

Como apontado na literatura, a maternidade é um importante determinante dessa condição, aumentando, em média, 17 p.p. a probabilidade de as jovens de 15 a 24 anos estarem inativas. Os resultados, contudo, mostram que o grupo que realmente é afetado pela maternidade é o das jovens mães de 15 a 19 anos. Logo, não é simplesmente a maternidade que eleva as chances de ser nem-nem, mas sim a maternidade precoce, que aumenta em 22 p.p. essa probabilidade. Isso sinaliza que parte expressiva da explicação do elevado percentual de mulheres nesse grupo está relacionada aos filhos, pois, muitas delas, sem alternativa, precisam abandonar os estudos e o trabalho para cuidar da prole.

Em associação à maternidade, viver com companheiro aumenta a probabilidade de a jovem ser nem-nem. Para as jovens de 20 a 24 anos, viver com companheiro aumenta em 11 p.p. a probabilidade de ser nem-nem, enquanto para as de 15 a 19 anos esse efeito é ainda maior, 15 p.p. Para os homens, diferentemente, só foi verificado efeito sobre os jovens de 20 a 24 anos com uma redução nessa probabilidade.

Não obstante Cardoso (2013) ter mostrado evidências de que o migrante tem maior probabilidade de estar fora do mercado de trabalho e da escola, os resultados aqui obtidos estimando o modelo separadamente por sexo, faixa etária e usando uma metodologia mais robusta não se mostraram significantes.

Em geral, jovens que vivem em regiões mais desenvolvidas têm menor probabilidade de permanecer fora da escola e do mercado de trabalho, haja vista que nessas regiões há mais oportunidades para o jovem trabalhar e estudar.

Em suma, a análise das variáveis determinantes para a decisão dos jovens entre trabalhar e estudar deixa patente a necessidade de avaliar separadamente os jovens

por faixa etária e por gênero. Dependendo do quanto cada variável influencia, essa probabilidade muda de acordo com o grupo considerado. Ademais, a partir desses resultados, verifica-se que, nas faixas etárias consideradas, o grupo de jovens de 15 a 19 anos parece ser o mais vulnerável, necessitando assim de mais atenção por parte do poder público.

4.2 Decomposição por gênero das atividades dos jovens

Neste tópico serão examinadas as implicações das estimativas do *probit* bivariado para explicar as diferenças de gênero na participação dos jovens no sistema educacional e no mercado de trabalho. Usando as equações de (7) a (11) e os parâmetros estimados no *probit* bivariado para homens e mulheres, foram calculadas as probabilidades preditas de estudar e trabalhar para ambos os sexos. Isso foi feito para a probabilidade factual e contrafactual dos homens e das mulheres, conforme pode ser visto na tabela 3.

TABELA 3
Probabilidades observadas e preditas da escolha ocupacional dos jovens
 (Em %)

Atividade	Probabilidade observada		Probabilidade predita baseada nas regressões do modelo <i>probit</i> bivariado			
	Homens	Mulheres	Homens (coeficiente dos homens)	Mulheres (coeficiente das mulheres)	Mulheres (coeficiente dos homens)	Homens (coeficiente das mulheres)
Estudar	47,12	50,38	48,30	51,51	49,28	53,72
Trabalhar	63,43	50,79	62,11	48,87	65,15	46,47
Só estudar	27,90	31,96	28,87	33,42	27,87	35,71
Só trabalhar	44,22	32,37	42,68	30,78	43,74	28,46
Estudar e trabalhar	19,22	18,42	19,43	18,09	21,41	18,02
Nem-nem	8,67	17,25	9,02	17,71	6,98	17,82

Elaboração dos autores.

A probabilidade de estudar é ligeiramente superior para as mulheres, enquanto a probabilidade de trabalhar é destacadamente maior para os homens. Considerando os jovens que não estudam nem trabalham, a probabilidade observada dessa categoria é 8,67% para os homens e 17,25% para as mulheres. A probabilidade predita correspondente para as mulheres usando os coeficientes das mulheres é 17,71% e de 9,02% para os homens com os coeficientes dos homens. Se, entretanto, para o primeiro caso, forem considerados os coeficientes dos homens, a probabilidade de uma mulher ser nem-nem cai para 6,98%. Ao passo que, a probabilidade de um homem estar nessa condição quase dobra, 17,82%, quando os coeficientes das mulheres são usados.

Com essas probabilidades preditas foram calculadas a variação explicada e não explicada das diferenças de gênero na decisão de estudar e trabalhar. A análise

dos resultados da tabela 4 segue a seguinte intuição: os valores absolutos com sinal positivo indicam que a categoria base (homem) apresenta vantagem na probabilidade de estudar/trabalhar em relação à categoria de comparação (mulher), e os com sinal negativo, o contrário. Em outras palavras, diferenças com sinais positivos indicam que a probabilidade de estudar/trabalhar é maior para os homens, enquanto aquelas com sinais negativos apresentam probabilidade maior para as mulheres.

A tabela 4 mostra que o diferencial das probabilidades de escolha ocupacional do tempo dos jovens é mais bem explicado pelo hiato de comportamento, ou seja, pela variação não explicada, exceto pela probabilidade de estudar. A diferença entre homens e mulheres em relação à decisão de estudar pode ser explicada em grande parte pelo hiato de dotações. Nesse caso, cerca de 77% da maior probabilidade de estudar das mulheres é devido às características socioeconômicas e pessoais desse grupo de jovens, não às diferenças de gênero em si.

TABELA 4
Decomposição de Oaxaca

	Estudar		Trabalhar		Nem-nem	
	Valor	%	Valor	%	Valor	%
Hiato de dotações (variação explicada)	-0,97	77,19	-3,04	15,74	2,04	15,95
Hiato de comportamento (variação não explicada)	-2,23	22,81	16,28	84,26	-10,73	84,05
Hiato total	-3,21	100,00	13,24	100,00	-8,69	100,00

Elaboração dos autores.

O hiato de comportamento explica o diferencial entre homens e mulheres quanto à decisão de trabalhar e de ser nem-nem, aproximadamente 84,3% e 84,0%, respectivamente. No primeiro caso, o diferencial é favorável aos homens; e no segundo, às mulheres têm a maior probabilidade de ser nem-nem. Esses resultados sugerem que em relação à probabilidade de trabalhar e de ser nem-nem há um componente de discriminação de gênero. O tamanho dessa variação não explicada, no entanto, não pode ser atribuído unicamente à diferenciação de gênero, haja vista importantes variáveis que não foram incluídas no modelo devido à limitação dos dados.⁷

O sinal negativo da variação não explicada da decisão de estudar, e de não exercer nenhuma das atividades, indica que as mulheres com os mesmos atributos observados que os homens têm maiores chances de estudar e de ser nem-nem. Já para as chances de trabalhar, o sinal positivo do diferencial não explicado sugere que homens com as mesmas características observadas nas mulheres têm mais probabilidade de participar do mercado de trabalho.

7. Não foi incluída a variável *tem filho* na decomposição de Oaxaca porque só estava disponível para as mulheres. As demais variáveis, inclusive *afazeres domésticos*, foram considerados no cálculo da decomposição de Oaxaca.

Portanto, se as mulheres estão em posição mais vantajosa quanto a de estudar, elas também estão em desvantagem sobre a condição de nem-nem. Os homens, por sua vez, estão em melhores condições no que se refere ao mercado de trabalho. Vale ressaltar que boa parte do efeito não explicado deve estar relacionado a uma não consideração da maternidade na estimação do modelo utilizado para a decomposição, uma vez que as probabilidades marginais do modelo completo apontam a expressiva importância desse fator sobre a probabilidade de ser nem-nem.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em 2015, aproximadamente 7,2 milhões de brasileiros de 15 a 24 anos estavam à margem do sistema educacional e do mercado de trabalho, em um país que vem atravessando uma janela de oportunidades demográficas e cuja escassez de mão de obra qualificada é um dos entraves para o desenvolvimento econômico. Ademais, apesar da maior participação das mulheres no mercado de trabalho e na escola, e da mudança na composição do grupo dos nem-nem a partir de 2009, elas ainda são a maioria dos nem-nem.

Dada a amplitude do problema, vários estudos foram feitos a fim de compreender melhor o fenômeno. A maioria, no entanto, agrupa todos os jovens dentro de uma mesma categoria, sem levar em conta as especificidades de cada gênero; outros tantos fazem essa comparação entre indivíduos de faixas etárias muito distintas, desconsiderando as peculiaridades das diferentes etapas de suas vidas.

Uma diferenciação da abordagem aqui conduzida é considerar a interdependência entre as alternativas de estudar e/ou trabalhar, que, de nosso conhecimento, é negligenciada por estudos correlatos brasileiros. Tal como aqui feito, aplicou-se o modelo *probit* bivariado para determinar conjuntamente a participação dos jovens urbanos de 15 a 24 anos na escola e no mercado de trabalho, observando a heterogeneidade de gênero e de idade, a fim de gerar estimativas mais completas e robustas.

Em suma, os resultados obtidos neste artigo, ao usar uma metodologia mais apropriada, contribuem para a literatura sobre o tema ao mostrar a perda de inferência de análises que reúnem jovens de diferentes características em um único grupo. Verificamos que os efeitos das variáveis incorporadas ao modelo mudam de magnitude e sinal, a depender do grupo etário e de gênero considerado.

Com isso, podemos ver, por exemplo, que a maternidade, apontada na literatura como o principal determinante da inatividade das jovens brasileiras – apesar de afetar a decisão de estudar e/ou trabalhar ou de ser nem-nem de todas as jovens da amostra – é preponderante para as jovens de 15 a 19 anos. É a maternidade precoce que mais colabora para a elevada proporção de mulheres no grupo dos nem-nem.

O melhor *background* familiar, por sua vez, em geral, está associado a maior probabilidade de só estudar e de exercer ambas as atividades; e menor probabilidade

de só trabalhar e de não estudar nem trabalhar. Os resultados, entretanto, mostram que a educação dos pais é decisiva para jovens de 15 a 19 anos, especialmente para os homens, no que se refere à escolha de permanecer estudando. Para os jovens de 20 a 24 anos, é determinante na redução da probabilidade de só trabalhar, principalmente para as mulheres. Quanto à probabilidade de exercer ambas as atividades, é menor quanto maior o nível educacional do chefe da família para os homens de 15 a 19 anos, e maior para os de 20 a 24 anos. Por fim, as mulheres com pais mais educados são menos propensas a estar na condição de nem-nem; o oposto ocorre no caso dos homens de 20 a 24 anos. Esses resultados sinalizam a importância da educação na interrupção do ciclo intergeracional de pobreza.

Considerando as variáveis utilizadas no estudo, a análise dos resultados sugere que o grupo de jovens de 15 a 19 anos são mais vulneráveis à inatividade do que os jovens de 20 a 24 anos e, por isso, demandam uma atenção diferente. Emerge daí a importância de intervenções mais antecipadas com foco nesse grupo que reduzam a evasão escolar, que tornem a escola mais atrativa e que visem reduzir a gravidez precoce. Para os jovens de 20 a 24 anos, políticas de qualificação e de auxílio na inserção no mercado de trabalho, que assegurem a transição para empregos mais estáveis, bem como políticas com foco nos jovens cuidadores e que deem suporte às mães por meio da maior oferta de vagas em creches e na educação infantil devem fazer parte da agenda nacional de políticas públicas.

A falta de atratividade da escola, ao reduzir o interesse do aluno em estudar, pode levá-lo a se evadir e, em seguida, à condição de nem-nem. É fundamental a superação do abismo que existe entre o modelo atual e as expectativas dos jovens quanto ao retorno da educação, para a preservação do fluxo regular de ensino, que permita uma transição adequada para a vida laboral.

Em relação à diferenciação entre homens e mulheres quanto à escolha ocupacional dos jovens obtida por meio da decomposição de Oaxaca, vimos que a probabilidade de trabalhar e de ser nem-nem é explicada pelo hiato de comportamento. Isso sinaliza a existência de um viés de gênero na decisão de como alocar o tempo dos jovens. A maior probabilidade de estudar das mulheres, entretanto, pode ser explicada pelo hiato de dotações, ou seja, pelas características analisadas. Em suma, as mulheres estão em posição mais vantajosa quanto à decisão de estudar, mas em desvantagem quanto à condição de nem-nem. Os homens, por sua vez, estão em melhores condições no que se refere ao mercado de trabalho.

Este estudo analisou uma amostra com jovens tanto no ensino médio como no superior, e também na transição da escola para o mercado de trabalho. Por essa razão, deve-se considerar a existência de pelo menos duas amplas categorias de nem-nem, com fatores de risco e características bem diferentes: os não vulneráveis – que, embora inativos, têm capital humano, social e cultural, e, apesar de serem nem-nem, apresentam baixo

risco de marginalização; e os nem-nem vulneráveis – aqueles em risco de marginalização, com pouco capital humano, social e cultural. Enquanto os primeiros podem estar nessa condição apenas temporariamente e por opção, os últimos podem ter tido filhos precocemente e precisaram se afastar da escola e do mercado de trabalho, ou deixaram a escola devido a restrições orçamentárias, ou, ainda, porque a escola não é atraente.⁸

Tendo em vista o exposto e a heterogeneidade dos nem-nem, para a efetividade de qualquer iniciativa é fundamental que as diversas necessidades e características de cada subgrupo sejam consideradas no desenho de políticas que visem ao reengajamento desses jovens no mercado de trabalho ou no sistema educacional, devendo ser evitadas abordagens generalizadas que tratem todos da mesma maneira. Assim, políticas para resolver esse problema devem envolver diferentes iniciativas direcionadas a vários grupos.

REFERÊNCIAS

- AGUILA, E. *et al.* **Pobreza y vulnerabilidad en México: el caso de los jóvenes que no estudian ni trabajan.** Califórnia: Corporación Rand, 2013. 51 p. (Working Paper, n. 991).
- BLINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. **International Statistical Review**, v. 51, p. 279-292, 1983.
- CAMARANO, A. A.; KANSO, S. **O que estão fazendo os jovens que não estudam, não trabalham e não procuram trabalho?** Rio de Janeiro: Ipea, 2012. (Nota Técnica, n. 53).
- CARDOSO, A. Juventude, trabalho e desenvolvimento: elementos para uma agenda de investigação. **Caderno CRH**, Salvador, v. 26, n. 68, p. 293-314, ago. 2013. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ccrh/v26n68/a06v26n68.pdf>>. Acesso em: 10 jun. 2016.
- CIRÍACO, J. S.; MONTE, P. A. A situação ocupacional e educacional dos jovens no Brasil: 2002 a 2012. *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ABET, 14., 2015, Campinas. **Anais...** Campinas: ABET, 2015. Disponível em: <<http://abet2017.com.br/wp-content/uploads/2015/09/Juliane-da-Silva-Ciriaco.pdf>>. Acesso em: 4 jul. 2016.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões críticas em idades críticas: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina.** Rio de Janeiro: Ipea, 2001. 46 p. (Texto para Discussão, n. 797). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4029>. Acesso em: 15 jul. 2016.

8. A pesquisa Nossa Escola em (Re)Construção de 2016 revelou que 90% dos estudantes brasileiros de 13 anos a 21 anos que responderam ao questionário não estão satisfeitos com suas aulas e que a educação está muito distante da sua realidade. Informações disponíveis em: <https://s3.amazonaws.com/porvir/wp-content/uploads/2016/10/06150937/RelatorioCompleto_NossaEscolaEmReConstrucao_Final.pdf>.

DE HOYOS, R.; POPOVA, A.; ROGERS, F. H. **Out of school and out of work: a diagnostic of ninis in Latin America**. Washington: World Bank Group, 2016. (Policy Research Working Paper, n. 7548). Disponível em: <<http://documents.worldbank.org/curated/pt/941721468195848625/pdf/WPS7548.pdf>>. Acesso em: 18 abr. 2016.

GILMAN, H. R. What happened when the City of Boston asked teenagers for help with the budget. **Next City**, Philadelphia, June 2014. Disponível em: <<https://nextcity.org/daily/entry/boston-young-people-participatory-budgeting-winners-youth-lead-change>>.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, n. 2, p. 505-517, Mar. 2012.

HOFFMANN, R. Como aposentadorias e pensões afetam a educação e o trabalho de jovens do domicílio. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 1, p. 201-209, abr. 2010.

MENEZES FILHO, N. A.; CABANAS, P. H. F.; KOMATSU, B. K. **A condição “nem-nem” entre os jovens é permanente?** São Paulo: Insper, 2013. (Policy Paper, n. 7).

MONTEIRO, J. **Quem são os jovens nem-nem?** Uma análise sobre os jovens que não estudam e não participam do mercado de trabalho. Rio de Janeiro: FGV; IBRE, 2013. (Texto para Discussão, n. 34).

PAL, S. How much of the gender difference in child school enrolment can be explained? Evidence from rural India. **Bulletin of Economic Research**, v. 56, n. 2, p. 133-158, 2004.

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. Impactos de aposentadorias e pensões sobre a educação e a participação dos jovens na força de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 2, ago. 2007.

SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. de A. e. Determinantes da evasão e repetência escolar no ensino médio do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 4, p. 117-136, dez. 2015.

SILVA, K. R. da. **Os determinantes do trabalho e da escolha entre trabalhar e estudar dos jovens brasileiros**. 2016. Monografia (Graduação) – Universidade Federal do Rio Grande, Rio Grande, 2016.

SILVA, N. de D. V.; KASSOUF, A. L. O trabalho e a escolaridade dos brasileiros jovens. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto, Minas Gerais. **Anais...** Ouro Preto: Abep, 2002.

SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência e Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

TILLMANN, E.; COMIM, F. Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 2, ago. 2016.

TOMÁS, M. C. **O ingresso dos jovens no mercado de trabalho**: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras nas últimas décadas. 2007. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

VASCONCELOS, A. M. *et al.* Programa Bolsa Família e geração “nem-nem”: evidências para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 233-257, 2017.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

FERREIRA-BATISTA, N.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional da pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 515-554, set./dez. 2012.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

MUKHERJEE, C.; PAL, R. **Role of parental expectations in determining child labour and schooling**. Sweden: Lund University, Department of Economics, 2016, 31 p. (Working Paper).

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 4, 1973.

TILLMANN, E. A. **Escolaridade, rendimentos e desigualdade de gênero entre os jovens no Brasil**. 2013. 69 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.

APÊNDICE

TABELA A. 1
Resultados do modelo *probit* bivariado – homens

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
	Estuda		
Branca	0,1018*	0,0256	0,1561*
Idade	-0,3237*	-0,5814*	-0,1306*
Anos de estudo	0,1092*	0,1021*	0,1667*
Mora com a mãe	0,1756*	0,1709*	0,1570*
Companheiro(a)	-0,5456*	-0,9117*	-0,4481*
Afazer domésticos	0,0822*	0,1088*	0,0185
Migrante	-0,0464**	-0,0783**	0,0148
Razão crianças	0,0058	-0,0484	-0,1573
Razão aposentados e pensionistas	0,3436*	0,2123***	0,2928**
Outro nem-nem	-0,2563*	-0,4504*	-0,1227
Chefe homem	0,1294*	0,1547*	0,0775**
Chefe idade	0,0055*	0,0047*	0,0076*
Chefe com ensino fundamental	0,2148*	0,2224*	0,2025*
Chefe com ensino médio	0,5224*	0,2978*	0,6507*
Chefe com ensino superior	0,7482*	0,5454*	0,7901*
Nordeste	-0,0726**	-0,0154	-0,1362*
Sul	-0,3200*	-0,2814*	-0,3622*
Sudeste	-0,3272*	-0,2521*	-0,4022*
Centro-Oeste	-0,1778*	-0,1516*	-0,2143*
Constante	4,7153*	9,2401*	-0,0993
	Trabalha		
Branca	-0,1371*	-0,1172*	-0,1548*
Idade	0,2167*	0,3711*	0,0633*
Anos de estudo	0,0388*	0,0107***	0,0408*
Mora com a mãe	-0,1624*	-0,1703*	-0,1263*
Companheiro(a)	0,6665*	0,8674*	0,6041*
Afazer domésticos	0,0288	0,0631**	0,0423
Migrante	0,0944*	0,1557*	0,0096
Razão de crianças	0,1011	0,1364	0,1262
Razão de aposentados e pensionistas	-0,2812*	-0,1153	-0,2923**
Outro nem-nem	-0,1171*	-0,0233	-0,1057
Chefe homem	-0,1157*	-0,1471*	-0,0417

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
	Trabalha		
Chefe idade	-0,0072*	-0,0076*	-0,0072*
Chefe com ensino fundamental	-0,1677*	-0,1898*	-0,0779***
Chefe com ensino médio	-0,3298*	-0,3360*	-0,2362**
Chefe com ensino superior	-0,7108*	-0,6908*	-0,6563*
Nordeste	0,0486	0,0699***	0,0232
Sul	0,4723*	0,5448*	0,4194*
Sudeste	0,3080*	0,2993*	0,3617*
Centro-Oeste	0,2921*	0,3985*	0,1812*
Constante	-3,7153*	-6,1375*	-0,5004***
ρ	-0,4103	-0,3469	-0,3951
Teste de Wald ($\rho = 0$)	$\chi^2(1) = 842,052$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$	$\chi^2(1) = 328,364$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$	$\chi^2(1) = 324,705$ $Prob > \chi^2 = 0,0000$

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância dos coeficientes: (*) 1%; (**) 5%; e (***) 10%.

TABELA A.2

Resultados do modelo *probit* bivariado – mulheres

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
	Estuda		
Branca	0,0730*	0,0231	0,1054*
Idade	-0,2610*	-0,4925*	-0,1647
Anos de estudo	0,0600*	0,0348*	0,1199*
Mora com a mãe	0,1197*	0,2017*	0,0691
Companheiro(a)	-0,5154*	-0,6444*	-0,4303*
Afazer domésticos	-0,0928*	-0,0004	-0,1671*
Migrante	-0,0124	-0,0400	0,0009
Tem filho	-0,5951*	-0,7782*	-0,3219*
Razão de crianças	0,0480	-0,0900	-0,2917**
Razão de aposentados e pensionistas	0,2027**	0,2706**	0,1763
Outro nem-nem	-0,2574*	-0,5351*	-0,4241*
Chefe homem	0,0610*	0,1070*	0,0228
Chefe idade	0,0038*	0,0043*	0,0039***
Chefe com ensino fundamental	0,2497*	0,2105*	0,2864*

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Faixa etária		
	15 a 24 anos	15 a 19 anos	20 a 24 anos
Estuda			
Chefe com ensino médio	0,6906*	0,4583*	0,7696*
Chefe com ensino superior	0,6657*	0,4737*	0,6786*
Nordeste	-0,1661*	-0,1895*	-0,1447*
Sul	-0,2720*	-0,2836*	-0,2865*
Sudeste	-0,2917*	-0,3058*	-0,2941*
Centro-Oeste	-0,1203*	-0,1697*	-0,1135**
Constante	4,4765*	8,6087*	1,7733*
Trabalha			
Branca	-0,0835*	-0,0609**	-0,0909*
Idade	0,1714*	0,3100*	0,0822*
Anos de estudo	0,0778*	0,0639*	0,0596*
Mora com a mãe	-0,0539***	-0,0653	-0,0481
Companheiro(a)	0,1448*	-0,0364	-0,2009*
Afazer domésticos	0,0992*	0,1309*	0,0803**
Migrante	0,0108	0,0455	-0,0198
Tem filho	-0,2019*	-0,2343*	-0,1494*
Razão de crianças	-0,2659*	0,1661***	-0,5985*
Razão de aposentados e pensionistas	-0,2123**	-0,0489	-0,3619*
Outro nem-nem	-0,2390*	-0,2566*	-0,3358*
Chefe homem	-0,1564*	-0,1743*	-0,1240*
Chefe idade	-0,0070*	-0,0081*	-0,0062*
Chefe com ensino fundamental	-0,1282*	-0,1022*	-0,0941*
Chefe com ensino médio	-0,2059*	-0,2786*	-0,1120
Chefe com ensino superior	-0,5103*	-0,5251*	-0,4295*
Nordeste	0,1855*	0,1542*	0,2240*
Sul	0,5565*	0,6183*	0,5311*
Sudeste	0,4552*	0,4817*	0,4621*
Centro-Oeste	0,3459*	0,4614*	0,2788*
Constante	-3,7739*	-6,1105*	-1,6409*
ρ	-0,2925	-0,2387	-0,2912
Teste de Wald ($\rho = 0$)			

Elaboração dos autores.

Obs.: Significância dos coeficientes: (*) 1%; (**) 5%; e (***) 10%.

TABELA A.3
Efeitos marginais das probabilidades conjuntas por faixa etária – homens¹

Variáveis	15 a 24 anos			15 a 19 anos			20 a 24 anos			
	P_{10}	P_{01}	P_{11}	P_{10}	P_{01}	P_{11}	P_{10}	P_{01}	P_{11}	P_{00}
	Características do jovem									
Branca	0,039*	-0,050*	0,001	0,038*	-0,017*	-0,029*	0,020*	-0,057*	0,022*	0,016*
Idade	-0,083*	0,123*	-0,045*	-0,197*	0,138*	0,008**	-0,012*	0,037*	-0,022*	-0,003
Anos de estudo	0,007*	-0,022*	0,036*	0,013*	-0,016*	0,021*	0,007*	-0,028*	0,037*	-0,016*
Mora com a mãe	0,051*	-0,075*	0,017**	0,075*	-0,050*	-0,018	0,017*	-0,051*	0,023*	0,011***
Companheiro(a)	-0,154*	0,254*	-0,048*	-0,331*	0,339*	-0,013	0,165*	-0,053*	-0,052*	-0,062*
Afazeres domésticos	0,005	-0,017**	0,027*	-0,016*	-0,012***	0,037*	-0,002	0,003	0,007	-0,008
Migrante	-0,023*	0,029	0,005	-0,010**	0,030*	0,031*	0,000	-0,002	0,004	-0,002
Filho	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	Características da família									
Razão de crianças	-0,018	0,016	0,020	-0,018**	-0,047	0,023	-0,017	0,052	-0,024	-0,011
Razão de aposentados e pensionistas	0,098*	-0,139*	0,038	0,004	0,066	-0,048***	0,036*	-0,106*	0,040***	0,029
Outro nem-nem	-0,012	0,047*	-0,089*	0,054*	-0,063*	0,074*	0,007**	0,008	-0,032	0,024
Chefe homem	0,038*	-0,054*	0,013*	0,003	0,066*	-0,042*	0,001*	-0,022*	0,013***	0,002
Chefe idade	0,002*	-0,003*	0,000	0,001*	0,003*	-0,002*	0,017*	-0,003*	0,001*	0,001*
Chefe com ensino fundamental	0,061*	-0,085*	0,024*	0,000	0,089*	-0,055*	0,070*	-0,055*	0,037*	0,000
Chefe com ensino médio	0,148*	-0,182*	0,057*	-0,023**	0,142*	-0,072*	0,141*	-0,202*	0,143*	-0,011
Chefe com ensino superior	0,277*	-0,285*	0,012	-0,004	0,273*	-0,125*	-0,009**	-0,301*	0,115*	0,045*
	Regiões									
Nordeste	-0,018*	0,028*	-0,010	0,001	-0,023	0,010	-0,009**	0,030**	-0,025*	0,004
Sul	-0,113*	0,165*	-0,010	-0,042*	-0,194*	0,117*	-0,038*	0,125*	-0,046*	-0,042*
Sudeste	-0,099*	0,139*	-0,029*	-0,011***	-0,125*	0,076*	-0,046*	0,137*	-0,057*	-0,034*
Centro-Oeste	-0,071*	0,097*	0,002	-0,028*	-0,137*	0,072*	-0,021*	0,068*	-0,030*	-0,016*

Elaboração dos autores.
 Nota: ¹ Probabilidade P_{ij} indica: P_{10} = só estudar; P_{01} = só trabalhar; P_{11} = ambas as atividades; e P_{00} = nenhuma atividade.
 Obs.: Significância dos coeficientes: (*) 1%; (**) 5%; (***) 10%.

TABELA A.4
Efeitos marginais das probabilidades conjuntas por faixa etária – mulheres¹

Variáveis	15 a 24 anos			15 a 19 anos			20 a 24 anos					
	P_{10}	P_{01}	P_{11}	P_{10}	P_{01}	P_{11}	P_{10}	P_{01}	P_{11}			
	Características do jovem											
Branca	0,031*	-0,031*	-0,002	0,002	0,020***	-0,009***	-0,013	0,002	0,022*	-0,043*	0,011***	0,011
Idade	-0,086*	0,087*	-0,018*	0,017*	-0,176*	0,090*	0,022*	0,064*	-0,028	0,052*	-0,023*	-0,001
Anos de estudo	-0,003**	0,004**	0,027*	-0,028*	-0,010*	0,002	0,021*	-0,013*	0,009*	-0,007*	0,029*	-0,030*
Mora com a mãe	0,034*	-0,035*	0,014***	-0,013***	0,057*	-0,032*	0,008	-0,033*	0,013**	-0,025***	0,008	0,004
Companheiro(a)	-0,082*	0,061*	-0,119*	0,140*	-0,139*	0,077*	-0,090*	0,152*	-0,033*	0,021	-0,094*	0,106*
Alfabetos domésticos	-0,039*	0,038*	0,002	-0,001	-0,034*	0,013**	0,034*	-0,013	-0,030*	0,053*	-0,024*	0,001
Migrante	-0,005	0,005	0,000	0,000	-0,020***	0,009	0,007	0,003	0,002	-0,005	-0,002	0,005
Filho	-0,091*	0,058*	-0,139*	0,172*	-0,143*	0,058*	-0,139*	0,224*	-0,025*	0,017	-0,071*	0,079*
	Características da família											
Razão de crianças	0,062*	-0,063*	-0,043**	0,044**	-0,061***	0,027**	0,033	0,001	0,024	-0,099*	-0,114*	0,190*
Razão de aposentados e pensionistas	0,083*	-0,084*	0,000	0,002	0,065	0,037**	0,020	-0,047***	0,057*	-0,127*	-0,002	0,072**
Outro nem-nem	-0,004	0,003	-0,099*	0,099*	-0,035	0,040*	-0,132*	0,127*	-0,018	-0,006	-0,113*	0,138*
Chefe homem	0,043*	-0,044*	-0,019*	0,019*	0,067*	-0,030*	-0,033*	-0,003	0,015*	-0,036*	-0,008	0,029*
Chefe idade	0,002*	-0,002*	-0,001*	0,001*	0,003*	-0,001*	-0,002*	0,000	0,001*	-0,002*	0,000	0,001*
Chefe com ensino fundamental	0,076*	-0,075*	0,023*	-0,025*	0,067*	-0,034*	-0,003	-0,030*	0,045*	-0,080*	0,046*	-0,012
Chefe com ensino médio	0,179*	-0,160*	0,079*	-0,097*	0,151*	-0,063*	-0,031	-0,057*	0,121*	-0,203*	0,162*	-0,080*
Chefe com ensino superior	0,252*	-0,200*	0,002	-0,054*	0,215*	-0,081*	-0,088*	-0,046*	0,159*	-0,242*	0,080*	0,003
	Regiões											
Nordeste	-0,068*	0,072*	0,002	-0,006	-0,077*	0,040*	0,016	0,021**	-0,037*	0,084*	-0,007	-0,040*
Sul	-0,149*	0,173*	0,041*	-0,066*	-0,219*	0,113*	0,124*	-0,019***	-0,071*	0,180*	-0,011	-0,097*
Sudeste	-0,145*	0,151*	0,029*	-0,035*	-0,185*	0,087*	0,088*	0,010	-0,079*	0,173*	-0,011	-0,083*
Centro-Oeste	-0,088*	0,096*	0,040*	-0,048*	-0,158*	0,075*	0,102*	-0,019***				

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Probabilidade P_{ij} indica: P_{10} = só estudar; P_{01} = só trabalhar; P_{11} = ambas as atividades; e P_{00} = nenhuma atividade.

Obs.: Significância dos coeficientes: (*) 1%; (**) 5%; e (***) 10%.

TRABALHO INFANTIL E PROGRAMAS DE TRANSFERÊNCIA DE RENDA: UMA ANÁLISE DO IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NAS ZONAS URBANA E RURAL DO BRASIL

Wallace Patrick Santos de Farias Souza¹

Shirley Pereira de Mesquita²

Victor Rodrigues de Oliveira³

Maria Eduarda de Lima e Silva⁴

O objetivo deste trabalho é investigar o efeito de transferência de renda condicional do Programa Bolsa Família (PBF) nas margens extensiva (participação no mercado de trabalho) e intensiva (horas trabalhadas) de trabalho infantil no Brasil, analisando o impacto separadamente para as zonas urbana e rural. Para tanto, foram utilizados dados do Censo Demográfico 2010 e a abordagem do estimador de Lewbel (2012) em dois estágios, o que permite a construção de instrumentos internamente, a partir da heterocedasticidade do termo de erro do primeiro estágio. Essa abordagem empírica trata o problema da endogeneidade na escolha de participação no programa (tratamento), que pode estar causando viés nos resultados comumente encontrados na literatura. Com relação à margem extensiva, o resultado do estimador de Lewbel demonstra que o PBF pode reduzir a entrada precoce de crianças no mercado de trabalho, reforçando a hipótese de que variáveis omitidas podem viesar os resultados de estudos do impacto da referida política nacional de assistência social sobre o trabalho infantil. Para a margem intensiva, ser beneficiário do programa está associado ao aumento da quantidade de horas trabalhadas pelas crianças. A heterogeneidade dos resultados entre as margens intensiva e extensiva pode estar relacionada à atuação dos efeitos renda e substituição na decisão de trabalho infantil pelos pais e ao possível efeito de suas preferências.

Palavras-chave: trabalho infantil; margem intensiva; margem extensiva; efeito tratamento.

CHILD LABOR AND CONDITIONAL CASH TRANSFER PROGRAM: AN ANALYSIS OF BOLSA FAMILIA IMPACT ON URBAN AND RURAL AREAS IN BRAZIL

The aim of this paper is to study the effect of the “Bolsa Família” conditional cash transfer program on the extensive margin (participation into the labor force) and intensive margin (intensity of work on the job) of child labor in Brazil. For this purpose, we use data from the Brazil Demographic Census 2010 and the Lewbel’s estimator (2012) approach. This method allows the build of endogenous instruments from the heteroscedasticity of the error term. Thus, This empirical approach addresses the problem of endogeneity in the choice of participation in the program (treatment). We discuss that, the common finds in the literature may be biased, because of the non-treatment of this endogeneity problem. The Lewbel’s estimator results show that on the extensive margin the “Bolsa Família” Program reduce child labor. This result reinforces the hypothesis that omitted variables may be biasing the results of studies of the impact of this program on child labor.

1. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: <wpsfarias@gmail.com>.

2. Professora do Departamento de Economia da UFPB. E-mail: <shirley_mesquita@yahoo.com.br>.

3. Professor da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: <victor5491@gmail.com>.

4. Doutoranda em economia aplicada pela UFPB. E-mail: <mariaeduardaels@gmail.com>.

Regarding the intensive margin, we found that among the families that receive the cash transfer from the program there is an increase on the number of hours worked by the children. We suppose that the heterogeneity of the results between the intensive and extensive margins may be related to the performance of the income and substitution effects on the child labor decision by the parents and the possible effect of their preferences.

Keywords: child labor; intensive margin; extensive margin; treatment effects.

JEL: C40; D12; J22.

1 INTRODUÇÃO

O trabalho infantil afeta a vida das crianças no curto e no longo prazo. Como principais consequências para o bem-estar dos infantes, há os efeitos negativos sobre o desenvolvimento físico, emocional, social e profissional (Minayo-Gomez e Meirelles, 1997; Emerson e Souza, 2005; Beegle, De Weerd e Dercon, 2006). Entre esses efeitos, destacam-se a entrada tardia na escola, a evasão e o baixo desempenho escolar, bem como danos à saúde física e mental (Patrinos e Psacharopoulos, 1997; Heady, 2003). Além disso, evidências empíricas apontam para uma redução nos rendimentos do trabalho durante a vida adulta (Ilahi, Orazem e Sedlacek, 2001; Emerson e Souza, 2005; Kassouf, 2005).

A Organização Internacional do Trabalho (OIT) estima que, entre 2000 e 2012, o percentual de crianças trabalhando diminuiu em aproximadamente 31%. Não obstante, mais ou menos 168 milhões de crianças e adolescentes entre 5 e 17 anos ainda estavam trabalhando no mundo, com uma maior incidência em países em desenvolvimento (Ilo, 2013). Nesse contexto, investigar esse complexo fenômeno é uma questão de grande importância entre os formuladores de políticas econômicas, sobretudo nos países em que a predominância é maior.

No Brasil, a inserção de crianças no mercado trabalho tem sido foco de discussões políticas em anos recentes, principalmente devido ao compromisso firmado pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) com a OIT, e reafirmado em 2014, para eliminar as piores formas de trabalho infantil até 2016 a fim de erradicá-lo totalmente até 2020. Embora desde 2005 o número de crianças trabalhando venha registrando forte desaceleração no país, o problema ainda persiste, sobretudo na categoria das piores formas de trabalho estabelecidas internacionalmente. Entre as mais precárias estão: *i*) o trabalho infantil doméstico; *ii*) o trabalho na agricultura familiar; *iii*) na produção familiar dentro do próprio domicílio; *iv*) no comércio informal urbano; e *v*) nas formas ilícitas, como a prostituição e o tráfico de drogas.⁵

Diante dessa realidade, alguns autores têm estudado esse tema por intermédio de abordagens empíricas e teóricas. No tocante à literatura econômica sobre

5. Informação disponível em: <<http://reporterbrasil.org.br/trabalhoinfantil>>.

trabalho infantil, o tempo de não trabalho das crianças é considerado um luxo para os pais. Dessa forma, é razoável supor que um aumento na renda familiar, a partir de uma transferência direta do governo, alteraria as decisões familiares de alocação do tempo das crianças, favorecendo a substituição de trabalho por lazer e estudo. Esse comportamento é resultado da existência de um "efeito renda", atuando sobre a decisão dos pais de alocação de tempo de trabalho dos filhos. Os resultados empíricos, no entanto, têm apresentado inconsistências quanto à predominância desse efeito entre as escolhas das famílias.

Algumas evidências empíricas sobre o efeito do PBF no trabalho infantil no Brasil apontam que o aumento da renda advinda de programas governamentais reduz a inserção de crianças no mercado de trabalho (Skoufias e Parker, 2001), enquanto outras apontam uma redução nas horas de trabalho (Edmonds e Schady, 2009; Attanasio *et al.*, 2010; Araújo, 2010; Pais, Silva e Teixeira, 2017). Já Cacciamali *et al.* (2010) mostram que a participação nesses programas aumenta a probabilidade de trabalho infantil. Por fim, alguns trabalhos apresentam não significância dos resultados, indicando que o PBF não teria efeito sobre a decisão de trabalho infantil (Amarante *et al.*, 2011; Nascimento e Kassouf, 2016).

Essa inconsistência nos resultados encontrados na literatura pode estar relacionada ao método de estimação e especificação do modelo empírico adotado. Nesses casos, a presença de características não observáveis talvez afete simultaneamente a participação no PBF e a decisão de trabalho infantil. A estimação do efeito de um programa por meio de métodos comumente utilizados na literatura, que consideram a hipótese de seleção apenas nas características observáveis, não lida com a endogeneidade do tratamento. Portanto, variáveis omitidas ou a não garantia de um tratamento exógeno podem viesar os resultados.

Outra questão importante é a endogeneidade da renda familiar na equação de trabalho infantil, dado que a decisão de colocar a criança no mercado de trabalho é, em última instância, familiar, e a renda uma variável relevante na determinação desse fenômeno. Alguns trabalhos optam por excluí-la na especificação do modelo, podendo gerar viés por variável omitida (Araújo, 2010; Pais, Silva e Teixeira, 2017).

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho é investigar o efeito do PBF nas margens extensiva (participação no mercado de trabalho) e intensiva (horas trabalhadas) do trabalho infantil, levando em consideração o possível problema de endogeneidade no tratamento e a inclusão da variável de renda familiar na equação de trabalho infantil. Para tanto, foram utilizados métodos de pareamento na tentativa de distinguir o efeito da política (participação no PBF) sobre os grupos de tratamento e controle, tendo as demais características observáveis balanceadas.

Como abordagem empírica foi utilizado o estimador de Lewbel (2012), que é robusto à endogeneidade no tratamento, dado que variáveis não observáveis podem

afetar a participação no programa, mesmo controlando pela renda familiar. Essa técnica explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação do modelo, possibilitando explicar a participação no PBF, intimamente relacionada com a renda familiar.

No tocante à renda familiar, apenas famílias elegíveis⁶ ao programa compõem a amostra usada nas estimativas, ou seja, famílias de baixa renda, dado que esse é o principal critério de elegibilidade para o recebimento do PBF. Entre as famílias elegíveis, porém, somente algumas de fato recebem o auxílio, enquanto outras não têm acesso. Assim, justifica-se a utilização do método para instrumentalizar o recebimento do PBF, dado que as famílias estão na mesma faixa de renda e elegíveis ao programa, ainda que nem todas recebam. Isso indica que fatores não observados podem influenciar no recebimento ou que este não é aleatório.

Além do estimador de Lewbel (2012), o efeito de tratamento médio sobre os tratados (ATT) foi estimado para fins de comparação, tal como utilizado em parte da literatura, em especial em Nascimento e Kassouf (2016). A especificação das variáveis segue também a abordagem desses autores em um dos trabalhos mais recentes sobre o tema no Brasil, focando características já consolidadas na literatura. Além disso, as estimativas são realizadas separadamente por zona censitária (urbana e rural), dado que a literatura tem apontado diferenças na caracterização do trabalho infantil, bem como no impacto heterogêneo de programas sociais quando se observam as duas áreas (Cardoso e Souza, 2004).

Além desta introdução, este estudo está organizado em mais seis seções. A segunda seção indica a revisão da literatura e algumas evidências empíricas sobre o tema. A terceira seção descreve o PBF, enquanto na quarta seção é apresentada a discussão da estratégia empírica utilizada. A base de dados é apresentada na quinta seção. Na sexta seção tem-se a discussão dos resultados, e, por fim, a sétima seção é reservada às considerações finais.

2 REVISÃO DA LITERATURA

2.1 Modelo teórico

A hipótese discutida neste trabalho, de que a renda advinda de programas sociais afeta a decisão dos pais sobre a alocação do tempo das crianças, é baseada no modelo de alocação do tempo apresentado por Becker (1965), com modificações propostas por Ersado (2002). O modelo inicia com o processo de decisão da família em alocar o tempo da criança entre o trabalho e atividades de não trabalho, como lazer e educação, levando em consideração o retorno privado de cada atividade.

6. O critério de elegibilidade e a construção da variável binária de tratamento (famílias que recebem e não recebem o PBF) estão explicitadas nas próximas seções.

Destaca-se a adoção do modelo neoclássico de oferta de mão de obra domiciliar, o qual assume que a família toma uma decisão conjunta em relação a quanto consumir e quanto cada membro oferta de mão de obra.

Ersado (2002) afirma que o processo de decisão de participação dos infantes no mercado de trabalho e a quantidade de horas trabalhadas, de lazer e de escolaridade é tipicamente estipulado por um indivíduo adulto. Adicionalmente, o autor afirma que a família representativa é formada por um adulto e uma criança que buscam maximizar sua função de utilidade em dois períodos (t e $t + 1$):

$$V_t = U(C_t, L_{p,t}, L_{c,t}, S_{c,t}, X_t). \quad (1)$$

Em que U é uma função de utilidade côncava bem-comportada ao longo do conjunto de consumo (C), o nível de instrução das crianças é (S_c), o tempo de lazer dos pais e das crianças é representado por (L_p, L_c), e (X) é um vetor de características individuais e familiares.

No primeiro período, os pais decidem se enviam seus filhos para a escola ou para o mercado de trabalho. Segundo Ersado (2002), se eles tomam a decisão de colocar seus filhos para trabalhar em t , as crianças irão receber o salário W_c (salário da criança) no primeiro período, e W_u (salário do adulto desqualificado) no segundo período. Agora, se os pais decidirem enviá-las à escola no primeiro período, elas não terão qualquer rendimento no primeiro período ($W_c = 0$) e receberão W_s (salário do adulto qualificado) no segundo período. Dessa forma, o autor presume a relação $W_c \leq W_u \leq W_s$.

Assim, o total de recursos da família depende da decisão que o pai toma no primeiro período, t . Em $t + 1$, o consumo e o lazer da criança dependem de seu salário (se W_u ou W_s), uma função do montante de tempo da criança alocado em educação. O objetivo do chefe da família é maximizar a utilidade na equação (1), sujeita ao tempo e às restrições de recursos de cada período.

$$C_t + W_t(L_{p,t}, L_{c,t}, S_{c,t}) = \Omega_t + W_t T. \quad (2)$$

Na equação (2), W_t é um vetor de salários para os pais e para as crianças; T é o total de tempo disponível para a família (isto é, $T = T_p + T_c$, com T_p e T_c como tempo dos pais e das crianças, respectivamente); o valor do consumo total é dado por C_t , e Ω_t é a renda do não salário. Este último componente inclui os lucros dos trabalhadores empregados por conta própria em atividades agrícolas e não agrícolas (π_t), o rendimento de juros sobre os ativos da família (A_t), e transferências e todas as outras fontes de renda do não salário (Y_t):

$$\Omega_t = \Pi_t + \delta A_t + Y_t. \quad (3)$$

Em que δ é a taxa de juros.

Ao tomar sua decisão, o chefe de família deve levar em conta a restrição de tempo do infante. Em geral, esse tempo pode ser gasto com lazer, educação e trabalho, o que inclui o trabalho doméstico não pago (equação 4).

$$T_c = L_{c,t} + S_{c,t} + E_{c,t}. \quad (4)$$

Em que $E_{c,t}$ é o tempo da criança gasto com trabalho pago e não pago.

Ainda de acordo com Ersado (2002), a decisão de o infante ir para a escola ou entrar no mercado de trabalho tem implicações intertemporais para a família. Logo, a trajetória temporal dos ativos da família pode ser definida conforme indicado na equação (5).

$$A_{t+1} = (1 + \delta) + \{\Pi_t + Y_t E_{c,t} + W_t(T_p - L_{p,t}) - C_t\}. \quad (5)$$

Em que A_t é o total de ativos mantidos no período inicial; o segundo termo no lado direito é a poupança (ou despoupança, se negativa) no período t depois do período de consumo. Foram usadas as equações (3) e (5) para resolver Ω_t .

A equação (6) representa uma medida consistente da renda intertemporal do não salário, que permite aos agentes poupar ou não.

$$\Omega_t = (A_{t+1} - A_t) + \{C_t - (W_t E_{c,t} + W_t(T_p - L_{p,t}))\} \equiv \Delta A_t. \quad (6)$$

A partir de então, temos que o tomador de decisões da família maximiza o bem-estar, como na equação (1), sujeito à restrição de tempo das crianças (equação 4) e à renda do não salário (equação 6). A solução do problema de maximização implica que a decisão do chefe de família de enviar as crianças para a escola ou para o mercado de trabalho é uma função dos preços, do salário das crianças, do trabalho qualificado e não qualificado, dos ativos mantidos pela família, da renda do não salário e outros fatores denotados por um vetor X_t , o que inclui aspectos como características familiares e qualidade da educação, entre outros (equação 7).

$$\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi). \quad (7)$$

Em que Ψ constitui todas as características observadas e não observadas que possam afetar a decisão dos pais. A função utilidade indireta é obtida substituindo a equação (6) na função de utilidade (equação 1), definindo a utilidade máxima que as famílias recebem uma vez que tomam a decisão ótima.

$$V = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (8)$$

Como a instrução escolar é uma forma de acumulação de capital humano, então a função utilidade indireta deve avaliar a decisão de o infante ir ou não para a escola.

$$V_s = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (9)$$

Portanto, o pai deve enviar a criança para a escola em vez de inseri-la no mercado de trabalho no tempo t se entender que seu filho estará em melhor condição com o acúmulo de capital humano. Assim temos:

$$V_s - V_u \geq 0. \quad (10)$$

Em que V_u é a função utilidade indireta ao tomar a decisão de não enviar a criança para a escola, dada por:

$$V_u = U(\Gamma * (W_t, \Pi_t, A_t, Y_t, X_t, \Psi)). \quad (11)$$

Um resultado importante, que pode ser derivado do modelo teórico, é que programas de transferência de renda (renda do não trabalho) aumentam a renda familiar e, portanto, reduziriam a alocação de tempo de trabalho da criança, por meio da ação do efeito renda.

2.2 Evidências empíricas

Nos últimos anos, principalmente nos países da América do Sul, a maior parte dos programas de transferência de renda têm promovido melhorias na condição de pobreza dos indivíduos. Na literatura especializada, há numerosos estudos que avaliam empiricamente os efeitos das transferências de renda sobre a pobreza, o nível de escolaridade, o trabalho infantil, entre outros atributos.

O quadro 1 apresenta um resumo dos resultados encontrados na literatura internacional sobre o tema.

QUADRO 1
Síntese da revisão da literatura internacional

Autor	País	Método	Principais resultados
Skoufias e Parker (2001)	México	<i>Design</i> quase experimental	Reduz a participação das crianças no mercado de trabalho
Edmonds e Schady (2009)	Equador	Regressão em dois estágios	Reduz o número de horas trabalhadas
Attanasio <i>et al.</i> (2010)	Colômbia	Diferença em diferença	Reduz a participação das crianças no mercado de trabalho nas margens intensiva e extensiva
Amarante <i>et al.</i> (2011)	Uruguai	Regressão descontínua e diferença em diferença	O efeito do programa é não significativo sobre o trabalho infantil

Elaboração dos autores.

Skoufias e Parker (2001) analisaram os efeitos de programas de transferência direta de renda para combater o trabalho infantil e aumentar a frequência escolar, a partir da análise do Programa Nacional de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA) mantido pelo governo do México, e que tem como objetivo aliviar a condição de extrema pobreza na área rural do país. Foi empregado o método empírico *design* quase-experimental, que visa garantir que tanto o grupo de tratado como o de controle sejam similares em termos de características observáveis e não observáveis, e difiram apenas no *status* de participação.

As estimações avaliam o impacto das transferências de renda sobre a margem extensiva do trabalho infantil, por gênero e grupo de idade. Os resultados demonstram que o programa reduz, de forma significativa, a probabilidade de os infantes participarem do mercado de trabalho, sendo o efeito maior entre os meninos. De acordo com os autores, além do impacto sobre o trabalho infantil, esse programa foi considerado bem-sucedido ao contribuir para a redução, no curto prazo, da pobreza e por proporcionar o aumento da acumulação do capital humano dos jovens das famílias do meio rural.

O estudo conduzido por Edmonds e Schady (2009) avaliou a resposta do trabalho infantil ao recebimento de uma transferência monetária promovida pelo programa Bono de Desarrollo Humano (BDH) no Equador, que, diferentemente dos demais programas, não exigia qualquer condicionalidade que beneficiasse o investimento em capital humano.

As famílias elegíveis ao benefício compõem os dois quantis mais pobres da população do Equador, e recebem um montante equivalente a cerca de 7% de suas despesas mensais. Para avaliar o impacto do BDH sobre o trabalho infantil, os autores utilizaram uma regressão em dois estágios e avaliaram a alocação de tempo das crianças. Os resultados encontrados demonstram que a transferência de renda reduz o número de horas trabalhadas por semana e aumenta a frequência escolar.

Attanasio *et al.* (2010) discutem os efeitos do programa Família en Acción (FA), aplicado na Colômbia, sobre a alocação de tempo das crianças, entre as atividades

escolares e o trabalho. No programa, o subsídio é pago à mãe e requer que o infante, entre 7 e 17 anos, cumpra pelo menos 80% da frequência escolar. Na estimação dos efeitos do programa, os autores empregaram a abordagem de diferenças em diferenças. Os resultados demonstram que o FA aumenta a participação escolar ao mesmo tempo que contribui para reduzir a participação das crianças no mercado de trabalho, nas margens intensiva e extensiva.

Já o trabalho de Amarante *et al.* (2011) investigou o impacto do Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), um plano emergencial e temporário mantido pelo governo do Uruguai por aproximadamente três anos (de abril de 2005 a dezembro de 2007). O PANES pretendia reduzir a participação das crianças no mercado de trabalho e aumentar a sua frequência escolar por meio da exigência do cumprimento de condicionalidades atrelado ao acompanhamento médico e à frequência escolar. A fim de testar a robustez dos resultados, foram utilizadas duas estratégias de identificação – o método de regressão descontínua e diferenças em diferenças. Os resultados indicaram que o PANES não obteve êxito em cumprir seus objetivos. Os autores atribuem isso ao valor da transferência, que pode não ser um incentivo monetário suficiente, ou ao fato de os determinantes do trabalho infantil e da frequência escolar serem muito mais complexos e necessitem de ações complementares.

No tocante à literatura nacional, o quadro 2 apresenta um resumo dos principais resultados.

QUADRO 2
Síntese da revisão da literatura nacional

Autor	Método	Principais resultados
Araújo (2010)	<i>Propensity Score Matching</i> (PSM)	Pouco efetivo sobre a margem extensiva, mas reduz as horas trabalhadas
Cacciamali <i>et al.</i> (2010)	<i>Probit</i> bivariado	O programa aumenta a probabilidade de participação das crianças no mercado de trabalho
Pedrozo Júnior (2010)	Regressão descontínua	O programa não é significativo sobre o trabalho infantil
Nascimento e Kassouf (2016)	PSM	Participar do PBF não tem efeito significativo sobre as margens intensiva e extensiva, mas o valor do benefício é significativo e negativo sobre a participação e as horas trabalhadas
Pais, Silva e Teixeira (2017)	PSM	Aumenta o número de horas trabalhadas pelas crianças

Elaboração dos autores.

No Brasil, o trabalho de Araújo (2010) procura investigar o efeito da transferência de renda realizada pelo PBF sobre o trabalho infantil a partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) de 2006, aplicando o PSM. Com base nos resultados encontrados, a autora conclui que, de fato, as crianças continuam exercendo as duas atividades (estudar e trabalhar). Dessa forma, o programa não

é efetivo para reduzir a participação de infantes no mercado de trabalho, porém ainda contribui para reduzir as horas trabalhadas, uma vez que devem dividir seu tempo entre as duas atividades.

O trabalho de Cacciamali *et al.* (2010) avalia a mesma questão do trabalho citado anteriormente, a partir de dados da PNAD de 2004. Para a análise estatística, foi utilizado o modelo *probit* bivariado que avalia a opção da criança de trabalhar e estudar. Os resultados demonstram que o programa eleva a probabilidade de a criança frequentar a escola e a incidência do trabalho infantil, principalmente entre as crianças inseridas nas famílias pobres no meio rural.

Os resultados encontrados são atribuídos às características da amostra, bem como aos objetivos do programa (Cacciamali *et al.*, 2010). Como o combate ao trabalho infantil não constitui um dos objetivos explícitos do programa, e o PBF visa beneficiar pessoas mais necessitadas, é possível que as famílias mais propensas a se tornar elegíveis ao benefício de transferência de renda sejam as que apresentam maior probabilidade de enviar seus filhos para o mercado de trabalho – sua renda é tão baixa que não contam com alternativas, e recorrem ao trabalho infantil para garantir a sobrevivência familiar.

O estudo realizado por Pedrozo Júnior (2010) também procurou identificar os efeitos do PBF sobre o trabalho infantil, valendo-se de dados da PNAD 2006. Devido ao desenho institucional do programa, no entanto, utilizou-se o modelo de regressão descontínua em vez do PSM aplicado em outros estudos. Como resultado das estimações, concluiu que o PBF teve pouco efeito em reduzir a propensão de participação das crianças em atividades econômicas no curto prazo.

Um dos trabalhos mais recentes sobre o tema é o de Nascimento e Kassouf (2016). As autoras utilizam dados da PNAD de 2011, buscando avaliar os efeitos da transferência de renda concedida por meio do PBF sobre o *status* de trabalho de crianças entre 5 e 15 anos a partir do PSM. A hipótese inicial do estudo é que a redução do trabalho infantil seria um dos efeitos secundários do programa, uma vez que apresenta como uma de suas condicionalidades a frequência escolar, além de promover uma fonte de renda complementar que poderia substituir os rendimentos do trabalho da criança.

As autoras buscam identificar separadamente os efeitos da participação das famílias no programa e o impacto do valor da transferência de renda sobre a probabilidade de as crianças trabalharem e sobre o número de horas trabalhadas. Inicialmente, estimaram um modelo *logit* tomando como variável explicativa a participação no PBF, pretendendo-se, dessa forma, captar o efeito de participar do programa sobre o trabalho infantil. Os resultados encontrados demonstram que nesse contexto não há efeitos significativos sobre a participação de crianças no mercado de trabalho, nem sobre as horas trabalhadas. Em seguida, as autoras estimaram um

segundo modelo *logit*, assumindo como variável explicativa o montante de renda transferida pelo programa. Nesse caso, os resultados demonstram que o valor da transferência é significativo sobre a probabilidade de a criança trabalhar. No entanto, há um efeito de magnitude muito pequena, não chegando a 1%. O efeito é também significativo e negativo para explicar o número de horas trabalhadas. Dessa forma, quanto maior o valor do benefício, menor a probabilidade de a criança trabalhar, bem como o número de horas trabalhadas.

Um dos trabalhos citados por Nascimento e Kassouf (2016) é o de Basu e Tzannatos (2003), que afirmam que a transferência de renda para as pessoas pobres pode possibilitar que adquiram terra ou abram um negócio, criando um ambiente mais propício para o emprego da mão de obra infantil. Outra explicação é apresentada por Fors (2012 *apud* Nascimento e Kassouf, 2016, p. 246-247)⁷ ao afirmar que, em países com nível de renda muito baixo, as transferências de renda podem não funcionar.

Adicionalmente, Ferro e Kassouf (2005 *apud* Nascimento e Kassouf, 2016, p. 228)⁸ argumentam que a pobreza não é necessariamente o fator predominante na decisão de enviar os filhos ao trabalho, pois fatores culturais, a percepção do trabalho como educativo e o fato de a educação formal não ser considerada educativa também influenciam nessa decisão. Assim, a transferência de renda não é suficiente para retirar a criança do trabalho, uma vez que tal atividade não é vista como um mal ou prejudicial.

Já Pais, Silva e Teixeira (2017) asseguram que a participação no PBF aumenta o número de horas trabalhadas pelas crianças. Os resultados encontrados pelos autores mostram que a incidência do programa aumenta em 52% o tempo que crianças e adolescentes gastam trabalhando, ou seja, a participação das crianças no mercado de trabalho é maior entre as crianças integrantes das famílias participantes do programa do que entre as não beneficiárias. Para fins da análise, foram utilizados dados da PNAD 2006 e o modelo padrão de ATT.

Já os efeitos dos programas de transferência de renda podem diferir em análises de famílias do meio rural e urbano do Brasil, sobretudo devido às diferentes características do fenômeno do trabalho infantil entre as regiões censitárias. A principal atividade desenvolvida pela criança da área rural é no negócio familiar, especialmente na agricultura, enquanto no meio urbano destacam-se o trabalho doméstico para terceiros, a atuação no comércio e o envolvimento com atividades ilícitas como principais atividades que ocupam os infantes.⁹

7. FORS, H. C. Child labor: a review of recent theory and evidence with policy implications. *Journal of Economic Surveys*, v. 26, n. 4, p. 570-593, 2012.

8. FERRO, A. R.; KASSOUF, A. L. Avaliação do impacto dos programas do Bolsa Escola sobre o trabalho infantil no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 3, p. 417-444, dez. 2005.

9. Informação disponível em: <<http://reporterbrasil.org.br/trabalho infantil>>.

Em segundo lugar, o trabalho infantil no meio rural não está atrelado apenas a fatores econômicos, mas também a questões culturais, que têm um peso maior em comparação com o que ocorre na zona urbana. Em geral, o envolvimento na economia familiar é visto de maneira positiva pelos pais, atuando como uma forma de transmissão de valores e de ofício entre gerações (Marin *et al.*, 2012). Di Giovanni (2002) e Basu e Tzannatos (2003) apresentam uma discussão na qual o trabalho infantil não é visto como negativo – para as famílias que vivem em situação precária, é melhor enviar seus filhos para o trabalho, uma vez que a escola não fornecerá conhecimentos úteis para o mercado, sendo melhor que aprendam o ofício dos pais. Portanto, a escola não é vista como um espaço que possa capacitar as crianças para a vida adulta, e só o trabalho pode prepará-las para essa fase (Nascimento e Kassouf, 2016).

Já no meio urbano, a oferta de trabalho é mais diversificada, e o custo de oportunidade de manter a criança fora do trabalho é maior. Portanto, a percepção dos pais e a decisão sobre a alocação da oferta do trabalho dos filhos em resposta a uma transferência de renda podem ter efeitos diferentes.

3 O PBF

O PBF é um dos maiores programas de assistência social mantidos pelo governo federal do Brasil. Na atualidade, beneficia mais de 13,9 milhões de famílias em todo o país.

O PBF foi instituído pela Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, a partir da unificação de uma série de programas de transferência de renda, a saber: Bolsa Escola, Programa Nacional de Acesso à Alimentação (PNAA), Programa Bolsa-Alimentação e o Auxílio-Gás. Trata-se de um programa de transferência direta de renda, condicionado à frequência escolar de crianças e adolescentes até os 17 anos e ao acompanhamento de cuidados de atenção à saúde (acompanhamento das consultas de pré-natal das gestantes e da alimentação das nutrizes). O objetivo principal do programa é promover o alívio imediato da extrema pobreza e proporcionar às famílias um meio de superar sua condição de vulnerabilidade socioeconômica, bem como ser um instrumento para a interrupção do ciclo intergeracional de reprodução da pobreza, por meio do incentivo ao investimento em capital humano das crianças (Romero e Hermeto, 2009; Cacciamali *et al.*, 2010).¹⁰

O principal critério de seleção para participar do programa é a renda familiar. Para tanto, foram instituídas duas linhas de elegibilidade, quais sejam: faixa de renda de extrema pobreza e de pobreza. Ao longo dos anos de existência do programa,

10. Mais informações sobre os objetivos do PBF estão disponíveis em: <<http://mds.gov.br/assuntos/bolsa-familia/o-que-e>>.

os valores-limites na definição dessas faixas de renda foram alterados cinco vezes¹¹ e, atualmente, o PBF tem como alvo as famílias com renda familiar *per capita* mensal de até R\$ 85 e entre R\$ 85,01 e R\$ 170, que são as famílias que se encontram em situação de extrema pobreza e pobreza, respectivamente.

No tocante ao montante do benefício básico concedido às famílias elegíveis, o valor é de R\$ 85, podendo aumentar por meio do acúmulo de outros benefícios variáveis. Por exemplo, para aqueles benefícios referentes à existência de gestantes e nutrízes, há um acréscimo de R\$ 39,00 no valor pago, e, para os benefícios de famílias com jovens (adolescentes com idades entre 16 e 17 anos que frequentemente algum estabelecimento de ensino), o valor é acrescido de R\$ 46,00.

Segundo Osorio e Souza (2012), com relação aos valores pagos pelo benefício, pode-se observar que de 2003 a 2007 houve um aumento real. Esse aumento é atribuído às alterações do desenho institucional do programa, que estabelece o benefício aos jovens e a expansão do limite de três para cinco crianças. Em 2011, foi adotada uma política de valorização e aperfeiçoamento do PBF a partir da implantação do Plano Brasil sem Miséria (BSM) e, entre 2011 e 2016, o valor do benefício médio pago às famílias elegíveis acumulou um aumento de 29% acima da inflação, passando de R\$ 94 em junho de 2011 para R\$ 176 em junho de 2016.

Quanto à questão do trabalho infantil, o PBF não faz nenhuma referência direta. Não está entre as condicionalidades para participação no programa o afastamento das crianças do mercado de trabalho. Espera-se, no entanto, que a redução do tempo disponível dos infantes, devido à obrigatoriedade da frequência escolar e ao aumento na renda familiar resultante das transferências monetárias, acarrete uma diminuição da oferta de trabalho infantil. Nesse contexto, poderia ser esperado um efeito indireto do PBF sobre o trabalho das crianças.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

4.1 Efeito de tratamento médio

Uma metodologia comum na literatura de avaliação de impacto de programas sociais é a construção e comparação dos efeitos do programa ou tratamento sobre os indivíduos tratados e não tratados. Em estudos não aleatórios, a aplicação de um tratamento ou a adesão a algum programa pode apresentar viés de seleção na amostra devido à situação de autoseleção dos indivíduos ou a algum processo de julgamento dos pesquisadores relacionado às unidades selecionadas para serem

11. Segundo Osorio e Souza (2012), e de acordo com as legislações pertinentes, a linha de extrema pobreza era demarcada pelos seguintes valores: de 2003 a abril de 2006, até R\$ 50 *per capita*/mês; de 2006 a junho de 2008, abaixo de R\$ 60 *per capita*/mês; a partir de abril de 2009 até abril de 2014, abaixo de R\$ 70 por indivíduo/mês; de abril de 2014 a abril de 2016, a linha de extrema pobreza foi caracterizada por renda familiar mensal *per capita* de até R\$ 77; e, por fim, em abril de 2016 foi realizado novo reajuste, e ficou estabelecido como marco o valor de R\$ 85 *per capita*/mês.

tratadas. Segundo Firpo e Pinto (2013), uma forma de solucionar esse problema é supor que o pesquisador controla um conjunto de características observáveis dos indivíduos tratados e não tratados.

Em estudos não aleatórios, uma das abordagens que podem ser utilizadas é a do método de pareamento. De acordo com Pinto (2012), esse método busca construir um grupo controle para o grupo de tratamento e toma como hipótese que o indivíduo do grupo de tratamento possui um conjunto de características observáveis similares a outro indivíduo do grupo controle. Assim, o objetivo do pareamento é estimar o ATT sobre os indivíduos tratados.

De acordo com Dehejia e Wahba (2002), a condição necessária para que possamos estimar o ATT é que o resultado dos indivíduos não tratados deve ser independente da atribuição do tratamento. Caso contrário, os efeitos do tratamento poderiam ser atribuídos a diferenças entre características não controladas pelo pesquisador, por exemplo, características não observáveis como habilidade e acesso à informação dos indivíduos.

Assim, a principal hipótese do modelo é que o pesquisador controla, por um vetor X de características observáveis, todas as variáveis relacionadas ao resultado potencial do tratamento e que também podem afetar a decisão de participar ou não do programa. De acordo com Pinto (2012), essa hipótese é conhecida como seleção nas observáveis ou ignorabilidade.

$$Y(0) \perp T_i | X_i \quad (12)$$

Essa hipótese tem duas implicações. A primeira é que as características do indivíduo não influenciam a sua decisão de participar ou não do tratamento, assim como não afetam os resultados potenciais na ausência de tratamento. A segunda implicação garante que o indivíduo no grupo controle, com o mesmo vetor X , é um bom previsor do que aconteceria com o indivíduo do grupo tratado, caso ele não tivesse recebido o tratamento (Pinto, 2012). A partir dessa implicação, tem-se a segunda hipótese do modelo, conhecida como hipótese de sobreposição. Espera-se que o vetor X , que contém informações do indivíduo i no grupo controle, também represente as características do indivíduo i do grupo de tratamento. Dessa forma, é possível construir o contrafactual para o indivíduo tratado e, assim, estimar o resultado do indivíduo caso ele não tivesse sido tratado.

$$\Pr[T_i = 1 | X_i] < 1. \quad (13)$$

A conclusão é que os grupos de tratamento e controle não diferem sistematicamente um do outro. Se os dois grupos são iguais, a única diferença entre eles é o efeito do tratamento, e, assim, é possível estimar o ATT sobre os tratados por:

$$\Delta_i = Y_{(1)} - Y_{(0)}. \tag{14}$$

Em um cenário com a presença de características não observáveis que afetam simultaneamente a decisão de participar do programa e dos seus resultados potenciais, a estimação do impacto de uma política pelo ATT sob a hipótese de seleção nas observáveis pode, no entanto, gerar resultados viesados. A próxima seção, portanto, apresenta uma estratégia para lidar com essa limitação.

4.2 Método de Lewbel – identificação com heterocedasticidade

Um método bastante utilizado na literatura é a estimação do efeito médio com o uso de variável instrumental, dado que variáveis omitidas, ou a não garantia de um tratamento exógeno, podem viesar os resultados. Nesse caso, seria necessário o uso de um instrumento para lidar com a endogeneidade do tratamento, que pode não ser aleatório – é possível que mesmo famílias que se enquadram no critério de elegibilidade de renda não recebam o benefício. Como nem sempre há um instrumento disponível ou imune a críticas, é usado o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente, os quais proporcionam a identificação.

Esse método consiste em explorar a heterocedasticidade do termo de erro para construir internamente os instrumentos. Em um sistema triangular como o apresentado nas equações (15) a (17), em que a correlação entre os termos de erro se deve a um fator comum não observado, a identificação é obtida ao se ter regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos.

$$W = X' \beta_1 + Y_\gamma + \phi_1, \phi_1 = v_1 R + C_1. \tag{15}$$

$$Y = X' \beta_2 + \phi_2, \phi_2 = v_2 R + C_2. \tag{16}$$

$$E[X|\phi_1] = 0, E[X|\phi_2] = 0, Cov[Z, \phi_1 \phi_2] = 0. \tag{17}$$

Assim, R pode ser vista como uma variável omitida que afeta a variável endógena, que é o recebimento do PBF, denotada no sistema por Y . O objetivo é avaliar o impacto sobre a decisão de trabalhar ou não, denotado por W , enquanto C_1 e C_2 são

erros idiossincráticos. Em um sistema triangular é possível identificar o efeito causal de Y sobre W denotado por γ , usando uma versão modificada de mínimos quadrados em dois estágios (Two-Stage Least Squares – 2SLS) ou de método generalizado dos momentos (Generalized Method of Moments – GMM). A única exigência para a identificação e a estimação é que os momentos apresentados na equação (17) sejam satisfeitos e haja alguma heterocedasticidade em ϕ_1 , em que $Z \subseteq X$.

A identificação resultante é baseada na existência de momentos de ordem maior e, por isso, é provável que as estimativas forneçam resultados menos robustos do que a identificação com base nas restrições de exclusão padrão, ainda que possa ser útil em aplicações sem instrumentos disponíveis. Estudos empíricos, porém, têm demonstrado que esse estimador gera avaliações muito próximas daquelas baseadas na abordagem tradicional com variáveis instrumentais. Emran e Hou (2013), por exemplo, apresentam evidências do efeito do acesso aos mercados doméstico e internacional sobre o consumo *per capita* para a área rural da China. As estimativas, utilizando variável instrumental, são similares às obtidas pelo enfoque proposto por Lewbel (2012). Entre outras aplicações que geram resultados semelhantes entre os estimadores estão as de Kelly e Markowitz (2010), por exemplo.

4.3 Bounding para o efeito de tratamento

Uma estratégia para avaliar a robustez dos resultados foi sugerida por Oster (2019). Para compreender essa abordagem, considere que temos o vetor U de variáveis não observadas, e que uma das hipóteses centrais em que essa ferramenta se apoia é a de seleção proporcional (*proportional selection assumptions*), representada pela equação (18).

$$\delta \frac{\sigma_{XT}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{UT}}{\sigma_U}. \quad (18)$$

Em que $\sigma_{XT} = cov(X, T)$, $\sigma_{UT} = cov(U, T)$, $\sigma_X = var(X)$ e $\sigma_U = var(U)$, com δ sendo o coeficiente de proporcionalidade.

Considere agora três modelos de regressão:

- um modelo de regressão que tem como variável independente apenas o tratamento (PBF), com β e R representando, respectivamente, o coeficiente estimado do tratamento e o R^2 dessa regressão;
- as variáveis $\tilde{\beta}$ e \tilde{R} representam essas mesmas estatísticas para um modelo que inclui todas as variáveis independentes observadas (T e X); e
- as variáveis β^* e R_{\max} representam as estatísticas para um modelo que tem como variáveis independentes o tratamento (T), as observadas (X) e as não observadas (U).

Dada a hipótese de proporcionalidade, seleção igual corresponde ao caso em que $\delta = 1$. Com $\delta \neq 1$, a expressão a seguir se refere a uma boa aproximação para o viés, quando δ está relativamente bastante perto de 1:

$$\beta^* = \tilde{\beta} - \frac{\delta (\hat{\beta} - \tilde{\beta}) (R_{\max} - \tilde{R})}{(\tilde{R} - R)} \quad (19)$$

Assim, há a possibilidade da mensuração de um valor $\hat{\delta}$ aproximado para δ , que é o grau de seleção para o qual β é igual a um valor-alvo $\tilde{\beta}$. Quando $\beta = 0$, tem-se o grau de seleção sobre as não observáveis relativamente às observáveis, o que seria suficiente para explicar uma ausência de impacto do tratamento.

$$\tilde{\delta} = \frac{(\hat{\beta} - \tilde{\beta})(\tilde{R} - R)}{(\tilde{\beta} - \beta)(R_{\max} - \tilde{R})} \quad (20)$$

5 BASE DE DADOS

Nesta seção é apresentado um breve resumo da descrição e das estatísticas das variáveis utilizadas no presente estudo. A fonte de dados são os microdados oriundos do censo demográfico realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2010. Diferentemente da PNAD, o censo abrange todos os municípios brasileiros, e sua amostragem se caracteriza por um plano amostral simples, que fornece uma amostra superior à PNAD.

As questões do censo abordam um conjunto de características socioeconômicas referentes aos entrevistados e aos domicílios. Em particular, a questão referente à posição do entrevistado no domicílio permite identificá-lo como responsável, cônjuge, filho ou com alguma relação de parentesco com o chefe do domicílio. Portanto, a partir da identificação de cada domicílio entrevistado, torna-se possível definir a presença de crianças, suas características e aquelas referentes aos seus responsáveis.

Este trabalho irá considerar uma amostra para as zonas censitárias urbana e rural com crianças de 5 a 15 anos de idade, sem qualquer deficiência física e/ou mental e que apresentavam relação de parentesco com a pessoa responsável pelo domicílio. Essa faixa etária foi escolhida porque concentra aproximadamente 94% do trabalho infantil no Brasil, e por caracterizar maior dependência dos filhos em relação aos

seus pais.¹² Ademais, trata-se de um corte comum em estudos empíricos sobre o tema (Emerson e Souza, 2005; Aquino *et al.*, 2010; Ferreira-Batista e Cacciamali, 2012).¹³ Cabe ainda destacar que foram consideradas outras faixas de idade nas estimativas, usando subamostras do intervalo entre 5 e 15 anos.

O impacto do PBF parece indicar diferenças marcantes entre as zonas rural e urbana (Cardoso e Souza, 2004). No campo, as crianças estão mais envolvidas em atividades na agricultura familiar, enquanto na zona urbana seu envolvimento se concentra em atividades informais, como comércio e ocupações ilícitas – considerando que, na cidade, o custo de vida geralmente é maior que no campo, e há melhores oportunidades de trabalho e remuneração. Portanto, supõe-se que a dinâmica do trabalho infantil apresenta diferentes nuances entre as zonas rural e urbana, justificando a estimação por zona censitária.¹⁴

A amostra utilizada contém apenas famílias elegíveis à participação no PBF, em que o principal critério para o recebimento é a renda familiar. Dessa forma, foram excluídas da base de dados todas as famílias com renda superior à linha de recebimento. Essa seleção na amostra garante que os grupos comparáveis sejam mais homogêneos, o que, por sua vez, melhora o *matching* entre eles. Entre as famílias elegíveis, é possível identificar o recebimento de rendimento oriundo do PBF nos microdados do censo de 2010. Assim, o grupo de tratamento é obtido como o conjunto de indivíduos elegíveis ao PBF e que recebiam algum rendimento do programa, enquanto o grupo de controle corresponde aos indivíduos elegíveis a receber transferências do PBF, mas que não recebiam. Essa variável será utilizada para permitir a identificação de uma possível relação de causalidade entre um programa de transferência de renda e a decisão de trabalho infantil.

A variável de interesse refere-se ao trabalho infantil. Neste trabalho, considerou-se como criança trabalhadora aquela que na semana de referência do censo de 2010 trabalhou ao menos uma hora, sendo remunerada em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios. Para as estimativas, são utilizadas duas

12. Essa é uma faixa etária em que o trabalho infantil não é permitido por lei, exceto na condição de aprendiz a partir dos 14 anos de idade. A OIT – na Convenção nº 138, de 6 de junho de 1973, art. 2º, itens 3 e 4 – fixou como idade mínima recomendada para o trabalho, em geral, os 16 anos. No caso dos países-membros considerados muito pobres, a convenção admite que seja fixada, inicialmente, uma idade mínima de 14 anos. No caso do Brasil, é proibido o trabalho noturno, perigoso ou insalubre aos menores de 18 anos, e de qualquer forma de trabalho para os menores de 16 anos, exceto como aprendiz e apenas a partir dos 14 anos. Na condição de aprendiz, a jornada da criança ou do adolescente deve ser de no máximo seis horas diárias, sendo proibido qualquer tipo de prorrogação ou compensação. Apenas nos casos em que o aprendiz já terminou o ensino fundamental, o limite aumenta para oito horas diárias, desde que, entre as atividades desenvolvidas, estejam computadas horas destinadas à aprendizagem teórica.

13. Outros cortes amostrais também foram convenientes. Primeiro, foram eliminados da amostra chefes de domicílio menores de 25 anos de idade, para evitar incluir crianças na condição de responsável pelo domicílio. Os responsáveis que não responderam as questões sobre cor da pele, escolaridade e renda domiciliar *per capita* também foram excluídos da amostra. Por fim, as crianças que não tinham informação sobre a condição de trabalho, isto é, se trabalha ou não, também foram excluídas da amostra.

14. Disponível em: <<http://www.economist.com/node/16690887>>.

variáveis dependentes: a primeira é uma *dummy* que assume valor um se a criança entre 5 e 15 anos de idade exerceu alguma atividade remunerada; e zero caso contrário, o que capta a margem extensiva de trabalho infantil. A segunda variável mensura a quantidade de horas trabalhadas pelas crianças e capta a margem intensiva de trabalho infantil.

Para a equação de participação no PBF, especificamente, são incluídas variáveis explicativas seguindo o trabalho de Nascimento e Kassouf (2016): características das crianças (idade, cor, raça), educação do chefe e do cônjuge, idade do chefe, diferença de idade entre ele e o cônjuge, o número total de irmãos (irmãos entre 0 e 15 anos) e o número de adolescentes (irmãos entre 16 e 17 anos), além de *dummies* de região e uma *dummy* de área censitária (urbana e rural).

Já para a equação de resultado do trabalho infantil, além das covariadas descritas anteriormente na equação de participação, tem-se a variável binária de recebimento do PBF, bem como a renda familiar *per capita*, dado que, mesmo que a amostra contenha apenas famílias elegíveis, ela pode ainda impactar na escolha das famílias por inserir a criança no mercado de trabalho e na quantidade de horas trabalhadas. Adicionalmente, certas variáveis captam a estrutura familiar (biparental ou monoparental), bem como a localização e a renda de outras fontes, tais como aposentadorias e pensões.

O quadro A.1 e a tabela A.1 no apêndice apresentam a descrição e as estatísticas, respectivamente, das variáveis utilizadas nas duas equações estimadas. Para a amostra utilizada nesta pesquisa, a média semanal é de 24 horas trabalhadas pelas crianças, e a distribuição por gênero da criança é balanceada, sendo 51% meninos, e 24% declaradamente de cor branca.

Entre as famílias da amostra elegíveis ao programa, 48% recebem o PBF, e a média de idade do chefe das famílias elegíveis é 38 anos. Também é notável observar o baixo nível de escolaridade do chefe e de seu cônjuge, concentrado, em sua maioria, na categoria com ensino fundamental incompleto. Isso condiz com o fato de haver apenas famílias de baixa renda na amostra, que em geral têm menor grau de instrução. Com relação à estrutura familiar, 74% são biparentais.

Por fim, é observada uma média de irmãos por família abaixo de um, com exceção para a faixa de idade entre 15 e 17 anos. O número de irmãos foi dividido em quatro faixas de idade (de 0 a 5 anos; 6 a 9 anos; 10 a 15 anos; e 16 a 17 anos), a fim de visualizar melhor a média da amostra em diferentes faixas etárias.

6 RESULTADOS

Esta seção apresenta resultados e discussões deste estudo, dada a estratégia empírica adotada. A tabela 1 indica estimativas do PSM usando dados do censo de 2010,

com variáveis que impactam na probabilidade de participação do PBF por parte dos indivíduos.

TABELA 1
Resultados do modelo *logit* que estima a probabilidade de participação no PBF

Variável	Coeficiente		
	Total	Urbano	Rural
Idade	-0,0023	-0,0044	0,0019
Cor	-0,2802***	-0,2644***	-0,2805***
Homem	-0,0133	-0,0218	0,0036
Idade (chefe)	-0,0173***	-0,0146***	-0,0193***
Educação (chefe)	-0,0847***	-0,0861***	-0,0623***
Diferença de idade	0,0020	0,0005	0,0067**
Educação (cônjuge)	-0,0469***	-0,0662***	0,0017
Número de irmãos	0,2686***	0,4184***	0,0374*
Número de adolescentes	0,1041**	0,2195***	-0,1260*
Norte	0,6120***	0,7466***	0,1005
Nordeste	1,2611***	1,3684***	0,9890***
Sul	-0,2005***	-0,1804***	-0,5189***
Centro-Oeste	0,2424***	0,3366***	-0,1456
Urbano	-0,5253***	—	—
Constante	0,2684**	-0,6027**	0,8685***
Número de observações	121.727	48.612	73.115

Elaboração dos autores, com base nas estimativas.

Obs.: ****p*-valor < 0,01; ** *p*-valor < 0,05; e * *p*-valor < 0,10.

Os resultados são obtidos a partir de um modelo *logit* com a amostra contendo apenas pessoas que efetivamente atendem ao critério de elegibilidade do PBF, ou seja, famílias cuja renda mensal familiar *per capita* é de até R\$ 140. A probabilidade estimada é a base para realizar o pareamento, entre os elegíveis, dos que recebem e não recebem o PBF, sendo realizadas também estimações separadas para os meios urbano e rural.

Os coeficientes estimados para as três equações distintas (considerando todas as crianças, independentemente de local de residência; e apenas crianças da área urbana e crianças da área rural) mostram que a criança ser branca, morar na área urbana e ter maior nível de educação do que o chefe da família e seu cônjuge reduzem a probabilidade de receber o PBF. Por seu turno, ter mais irmãos ou adolescentes na família aumenta essa probabilidade. No tocante às regiões de localização, a família que reside na região Sul, em comparação com a da região Sudeste (categoria base), tem menor probabilidade de ser beneficiária do programa. Já para as demais

regiões, as probabilidades são maiores que as do Sudeste, com destaque para a região Nordeste que apresenta a maior chance de receber o benefício.

A probabilidade de ser ou não beneficiário, condicionada às características descritas, é usada para realizar o pareamento entre as observações. Assim, encontra-se para cada observação que recebe o benefício (grupo de tratamento) uma ou mais com a mesma probabilidade de participação, mas que não seja beneficiária (grupo de controle). Aliado a isso, o uso apenas de famílias elegíveis tem o intuito de tornar os grupos mais homogêneos e comparar observações com o máximo de semelhanças possível, diferindo apenas pelo fato de uma receber ou não o benefício do PBF.

A tabela A.2, no apêndice, apresenta os resultados do teste de balanceamento para o PSM para a amostra total e com crianças de 5 a 15 anos de idade.¹⁵ Nota-se que praticamente todas as variáveis estão balanceadas, com exceção da *dummy* para região censitária e do número de irmãos. Em outras palavras, os coeficientes para a quase totalidade dos regressores são estatisticamente iguais para os grupos de tratamento e de controle.

Já a tabela 2 mostra os resultados do impacto do PBF sobre a primeira variável de interesse, a participação no trabalho infantil. O efeito foi estimado em amostras por zona censitária e faixas de idade. Além da variável binária indicadora de que a família recebe ou não o PBF (variável de tratamento), foi usado um vetor *X* de controles – conforme descrito na seção de base de dados – na estimação do ATT pareado pelo *kernel matching*.

TABELA 2
Efeito médio estimado – ATT padrão

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
ATT _(5 a 15 anos)	-0,0664 (0,0673)	-0,0196 (0,0178)	0,0015 (0,0027)
Observações	121.727	48.612	73.115
ATT _(5 a 13 anos)	-0,0001 (0,0012)	-0,0007 (0,0009)	0,0005 (0,0021)
Observações	84.625	33.788	50.837
ATT _(14 a 15 anos)	-0,0015 (0,0036)	-0,0060** (0,0030)	0,0022 (0,0061)
Observações	37.102	14.824	22.278

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* de 1 mil replicações.

2. ****p*-valor < 0,01. ***p*-valor < 0,05. **p*-valor < 0,10.

As estimativas do ATT padrão mostram que nenhum dos coeficientes foi estatisticamente significativo quando considerada a amostra com crianças de 5 a 15 anos

15. As tabelas do balanceamento por diferentes faixas de idade e separadas por áreas urbana e rural não foram apresentadas por questão de espaço, mas podem ser solicitadas aos autores por *e-mail*.

de idade. Esse resultado indica que a participação no PBF não estaria exercendo efeito sobre a decisão de trabalho infantil na sua margem extensiva.

Seguindo a tabela 2, são reportados os resultados para as faixas de idade, buscando observar se o efeito não significativo permanece para diferentes grupos de crianças. Destaca-se a faixa de idade de 14 a 15 anos. Na condição de aprendiz, a partir dos 14 anos o jovem pode trabalhar até seis horas diárias. Os resultados apontam que a maioria dos coeficientes continua estatisticamente insignificante, exceto na faixa de idade de 14 a 15 anos no meio urbano, indicando efeito de redução no trabalho infantil.

Para uma maior robustez nos resultados, tem-se, na tabela 3, a estimação do efeito do PBF usando o método de Lewbel (2012), que consiste em uma estimativa a partir da heterocedasticidade a fim de gerar instrumentos internos para o efeito do tratamento quando o produto desses erros não é correlacionado com os regressores. A aplicação desse método ajuda a confirmar o efeito negativo dessas condições, ou seja, da renda do programa social sobre a redução de chance do trabalho infantil. O método é importante, pois a escolha das famílias beneficiadas em determinado município pode não ser aleatória, tendo motivos políticos ou outros que viesariam a escolha dos grupos receptores. Além do mais, não é trivial dispor de um instrumento capaz de corrigir essa possível distorção.

TABELA 3
Efeito médio estimado – método de Lewbel (2012)

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
ATT _{GMM} (5 a 15 anos)	-0,0058*** (0,0009)	-0,0089*** (0,0014)	-0,0035** (0,0015)
Observações	121.727	48.612	73.115
Teste de Kleibergen-Paap LM	4055,87	2004,08	1065,09
ATT _{GMM} (5 a 13 anos)	-0,0027*** (0,0006)	-0,0007 (0,0005)	-0,0027** (0,0011)
Observações	84.625	33.788	50.837
Teste de Kleibergen-Paap LM	2754,69	1366,98	706,70
ATT _{GMM} (14 a 15 anos)	-0,0147*** (0,0021)	-0,0274*** (0,0043)	-0,0091*** (0,0031)
Observações	37.102	14.824	22.278
Teste de Kleibergen-Paap LM	1333,23	678,14	378,01

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

2. ****p*-valor < 0,01; ***p*-valor < 0,05; e **p*-valor < 0,10.

Dito isso, a tabela 3 mostra um efeito negativo do PBF sobre o trabalho infantil estimado pelo *generalized method of moments* (GMM) a partir do método

de Lewbel (2012), usando o mesmo vetor X de controles da tabela anterior, isto é, características pessoais, familiares, localização e rendimento. Diferentemente dos resultados anteriores, todos os coeficientes para a amostra de crianças de 5 a 15 anos de idade são estatisticamente significativos, indicando que o PBF pode reduzir a entrada precoce das crianças no mercado de trabalho. Para as outras faixas de idade, os resultados corroboram o efeito negativo do PBF em praticamente todas as estimações.

Nos resultados por zona censitária, o impacto é maior para o meio urbano, o que possivelmente pode estar atrelado ao perfil das atividades desenvolvidas nesse meio. Por sua vez, o trabalho infantil rural pode não ser tão influenciado por esse tipo de benefício, sobretudo pelo perfil de ocupação em atividades familiares, bem como pela maior dificuldade de acesso à escola, comparado à zona urbana. Isso talvez indique que o custo de oportunidade de manter a criança na escola pode ser maior nas áreas rurais, e, portanto, o benefício adquirido por meio do PBF não seria um estímulo significativo para alterar de forma mais intensa o comportamento dos pais quanto ao trabalho infantil.

A literatura sobre o tema aponta significativas diferenças no efeito de programas de transferência de renda condicionada implantados nas zonas urbana e rural. As comunidades rurais são mais suscetíveis à ocorrência de choques negativos, tais como secas, pragas, desemprego ou doença de algum membro da família, que possam afetar a renda do domicílio. Famílias situadas nessas localidades têm maior probabilidade de utilizar o trabalho infantil como uma alternativa para absorver o efeito desses choques e preservar o consumo familiar. Ademais, as dificuldades interpostas ao acesso a serviços de saúde e educação no meio rural e os custos de oportunidade mais elevados no meio urbano, devido à possibilidade de maiores ganhos em relação ao meio rural, estão associados a diferenças do comportamento das famílias com relação à oferta de trabalho dos infantes (Janvry *et al.*, 2006; Behrman *et al.*, 2012).

Na última linha de cada faixa de idade da tabela 3 é apresentado o teste Kleibergen-Paap LM de subidentificação do modelo, no qual se rejeita a hipótese nula indicando que o modelo é identificado. Mesmo que não existam instrumentos externos disponíveis ou que a sua utilização gere questionamentos, é possível ter certo grau de confiança nos resultados apresentados, visto que pode ser encontrada na literatura uma semelhança entre as estimativas, usando essa estratégia e as obtidas por instrumentos externos.

Na tabela A.3 no apêndice é apresentada a estatística do teste Breusch-Pagan de heterocedasticidade dos erros, em que a hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada para quase todos os modelos estimados. Isso corrobora a robustez dos resultados apresentados pelo método de Lewbel em comparação ao ATT padrão.

As mesmas estimações são realizadas usando as horas semanais trabalhadas pelas crianças como variável dependente,¹⁶ que capta a margem intensiva de trabalho infantil. Desse modo, a tabela 4 usa o mesmo vetor X de controles e método de estimação da tabela 2, tendo como única diferença a variável de resultado. Assim como antes, o efeito é calculado para toda a amostra e para as zonas urbana e rural separadamente, além de diferentes faixas de idade. Os resultados mostram um coeficiente positivo, porém não significativo em nenhuma das amostras para as crianças entre 5 e 15 anos. O coeficiente tem o sinal contrário ao encontrado antes, e as demais especificações buscam confirmar se, de fato, existe uma reversão do impacto do PBF quando o efeito é sobre as horas trabalhadas. Os resultados das demais faixas de idade da tabela 4 são também, em sua maioria, não significativos. A exceção são os coeficientes das áreas urbana e rural da faixa de 5 a 13 anos de idade, que indicam efeito positivo do PBF sobre o montante de horas trabalhadas das crianças.

TABELA 4
Efeito médio estimado – ATT padrão

	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
ATT (5 a 15 anos)	0,664 (0,404)	0,209 (0,166)	1,404 (1,499)
Observações	121.727	48.612	73.115
ATT (5 a 13 anos)	6,7155 (1,0806)	0,7369*** (0,2491)	6,5750** (0,0165)
Observações	183.139	74.576	112.563
ATT (14 a 15 anos)	-0,0621 (0,3505)	-0,2549 (0,1688)	0,1613 (0,6321)
Observações	37.102	14.824	22.278

Fonte: Censo Demográfico, 2010.
Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses, com *bootstrap* 1 mil replicações.

2. *** p -valor < 0,01; ** p -valor < 0,05; * p -valor < 0,10.

Por fim, a tabela 5 aplica o método de Lewbel (2012) tal como a tabela 3, na tentativa de instrumentalizar a escolha das famílias beneficiárias do PBF. Todos os coeficientes para a amostra de crianças entre 5 e 15 anos de idade são estatisticamente significativos, indicando que receber o benefício do PBF aumenta a quantidade ofertada de trabalho pelas crianças. O impacto é maior para o meio urbano, o que pode estar relacionado ao tipo de atividade desenvolvida por essas

16. Um problema potencial que permeia esse tipo de análise (oferta de trabalho) é o provável efeito de variáveis não observadas. Caso os indivíduos que trabalham sejam distribuídos de forma não aleatória na amostra, isto é, autosselecionados a partir de atributos produtivos favoráveis, as estimativas a respeito da determinação das horas de trabalho alocadas por um modelo de efeito de tratamento padrão não considerariam as probabilidades individuais de participação na oferta de trabalho e, portanto, forneceriam estimadores tendenciosos (Heckman, 1979). Para esta pesquisa, o método utilizado na estimação das horas trabalhadas considera a correção para esse viés de autosseleção.

crianças. Nesse cenário, o acréscimo de renda dado pelo PBF pode não estar gerando um estímulo suficiente para compensar o custo de oportunidade de reduzir as horas de trabalho. Nas demais faixas de idade, destaca-se o efeito negativo nas horas trabalhadas de crianças na faixa de 14 a 15 anos no meio urbano. Essa faixa de idade tem uma característica específica, dado que na legislação brasileira crianças a partir de 14 anos já podem trabalhar na condição de aprendiz.

TABELA 5
Efeito médio estimado – método de Lewbel (2012)

	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
ATT _{GMM} (5 a 15 anos)	0,7681*** (0,0760)	0,1237** (0,0563)	0,4825** (0,1929)
Observações	121.727	48.612	73.115
Teste de Kleibergen-Paap LM	6706,67	3728,96	3213,64
ATT _{GMM} (5 a 13 anos)	0,7550*** (0,0656)	0,1559*** (0,0464)	0,2688 (0,1755)
Observações	183.139	74.576	112.563
Teste de Kleibergen-Paap LM	6800,06	3634,36	3376,25
ATT _{GMM} (14 a 15 anos)	-0,2271 (0,1847)	-0,4721*** (0,1507)	-0,0488 (0,6203)
Observações	37.102	14.824	22.278
Teste de Kleibergen-Paap LM	1333,23	678,14	378,01

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Obs.: 1. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

2. ****p*-valor < 0,01; ** *p*-valor < 0,05; e * *p*-valor < 0,10.

Em resumo, o PBF tem um impacto no sentido de reduzir a oferta de trabalho das crianças beneficiárias. Porém, uma vez que o indivíduo está trabalhando, o benefício não é capaz de reduzir o número de horas trabalhadas. A heterogeneidade do efeito do PBF entre as margens intensiva e extensiva de trabalho infantil pode estar relacionada à atuação dos efeitos renda e substituição na decisão de trabalho infantil pelos pais. Por um lado, os rendimentos não oriundos do trabalho tendem a aumentar o salário reserva e a restrição orçamentária das famílias, o que reduz a necessidade de procurar outras fontes de renda, como o próprio trabalho infantil. Dessa forma, o aumento da renda familiar gerado pelo benefício concedido atua na redução da participação no mercado de trabalho – sendo esse o efeito renda. Por outro lado, o desenho do PBF pode estar gerando um efeito substituição de trabalho adulto por trabalho infantil.

Os resultados de Pedrozo Júnior (2010) apontam que os pais podem decidir trabalhar menos para manter a elegibilidade para o recebimento do PBF, gerando como contrapartida um aumento na probabilidade de trabalho infantil. Por exemplo,

o pai pode optar não trabalhar ou reduzir as horas de trabalho para que seu salário seja menor e sua família elegível ao programa. Contudo, para compensar essa redução salarial, pode escolher colocar o filho para trabalhar ou aumentar suas horas trabalhadas, com o objetivo de complementar a renda da família (Pedrozo Júnior, 2010). Nesse cenário, o custo de oportunidade de a criança sair do mercado de trabalho aumenta, podendo provocar também o aumento das horas trabalhadas apresentado nos resultados, caracterizando o efeito substituição.

Por fim, é possível que exista um efeito das preferências dos pais atuando sobre esses resultados. Assim, entre os pais menos altruístas, o efeito substituição supera o efeito renda, e, portanto, eles optam por mais horas de trabalho infantil. Já entre os pais mais altruístas, o efeito renda supera o efeito substituição, acarretando redução do trabalho infantil. Tal resultado pode ser explorado de forma mais adequada com um método que permita a análise do efeito do PBF ao longo da distribuição de horas de trabalho infantil, captando possíveis heterogeneidades. Dessa forma, uma das sugestões para extensão e aprofundamento dessa pesquisa é a utilização de métodos de efeito quantílico de tratamento. Outra sugestão seria a análise conjunta do comportamento da oferta de trabalho dos pais e da criança.

6.1 Análise de sensibilidade

A literatura destaca a possibilidade de que variáveis não observáveis possam estar causando indecisão quanto ao efeito causal do tratamento, dado que a hipótese de independência condicional não pode ser testável diretamente e, portanto, o efeito do PBF na decisão de trabalho infantil pode ser viesado (Rosenbaum, 2002). Dessa forma, são estimados os *bounds* para o efeito de tratamento da condição de beneficiário do programa, seguindo a estratégia proposta por Oster (2019). Busca-se, assim, obter os valores da seleção nas variáveis não observáveis, o que seria necessário para explicar completamente as estimativas, em comparação com a seleção nas observáveis.

Para tanto, tem-se que, para a variável de tratamento (participar no PBF), são considerados quatro valores de R_{max} para se obter o valor do coeficiente de proporcionalidade (δ) necessário para a estimativa do efeito de tratamento ir para zero ($\beta = 0$), e também para se obter um limite inferior para o efeito (o conjunto identificado).

Os resultados são apresentados na tabela 6 para a amostra original, com crianças entre 5 e 15 anos de idade.¹⁷ Considerando o R_{max} de 0,7, por exemplo, para a variável dependente binária de trabalho infantil foi encontrado um coeficiente de proporcionalidade de 1,1890. Esse resultado implica que o efeito das variáveis não observadas no ATT em relação aos beneficiários do programa teria que ser 1,18 vezes mais forte do que o efeito das variáveis observáveis para explicar todo o

17. Para as demais faixas de idade, não são apresentados os *bounds*, pois, dessa forma, a discussão poderia ficar confusa. A robustez para a amostra completa já é, no entanto, um bom indicativo da confiabilidade dos resultados.

efeito negativo do PBF sobre o trabalho infantil. Já para a variável dependente “horas trabalhadas”, o R_{max} de 0,7 apresenta um coeficiente de proporcionalidade de 1,5325. Em outras palavras, as variáveis não observáveis teriam que ser 1,18 e 1,53 vezes mais importantes na explicação do efeito médio, para a participação da criança no mercado de trabalho e número de horas trabalhadas, respectivamente, de modo a fazer com que o coeficiente baseado nas observáveis fosse zero. Aumentando o R_{max} para um valor muito improvável de 1, o coeficiente é de 0,9132 para a participação e de 0,8262 para a quantidade de horas trabalhadas por semana.

TABELA 6
Bounds para o efeito do tratamento

Variável dependente: binária de trabalho infantil				
Parâmetro	R_{max}			
	0,7	0,8	0,9	1,0
δ para $\beta = 0$	1,1890	1,0165	1,0047	0,9132
Variável dependente: horas trabalhadas				
Parâmetro	R_{max}			
	0,7	0,8	0,9	1,0
δ para $\beta = 0$	1,5325	1,1073	0,9338	0,8262

Fonte: Oster (2019).
Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Destaca-se que a estimação dos *bounds* se refere ao ATT padrão. Dessa forma, aqueles resultados (não significativos) devem ser vistos com cautela, pois, além da possível endogeneidade, variáveis não observáveis podem ser mais importantes para o efeito do tratamento e estar viesando os resultados. Por sua vez, tais indicações evidenciam maior robustez nos resultados estimados pelo método de Lewbel (2012). Oster (2019), ao analisar o impacto do comportamento materno sobre as crianças, encontrou um coeficiente de proporcionalidade, δ , de 1,37 e o conjunto identificado de $[-0,124; -0,033]$ que exclui o zero. Esse efeito mostrou-se significativo, inclusive quando comparado a outros métodos. Diante disso, tem-se uma confiabilidade nos resultados apresentados nesta pesquisa e corroborados nesta seção.

7 CONCLUSÃO

Este artigo procurou investigar o efeito do PBF sobre a participação das crianças no mercado de trabalho nas margens intensiva e extensiva, a partir de dados do Censo Demográfico 2010. Para cumprir com os objetivos do estudo foi utilizada a abordagem de efeito de tratamento. Esse método objetiva distinguir o impacto do programa sobre o grupo de tratado e controle, considerando que todas as demais variáveis observáveis estejam balanceadas. Para avançar na discussão acerca do tema foi aplicado o estimador de Lewbel (2012), que atribui maior robustez aos

resultados ao corrigir o possível viés provocado pela endogeneidade no tratamento. Destaca-se que esse problema metodológico pode estar viesando os resultados tradicionalmente encontrados na literatura. A abordagem desse autor consiste na geração de instrumentos endógenos, a partir da heterocedasticidade do primeiro estágio, que permitam tratar o problema de endogeneidade no recebimento do PBF, dado que pode não ser aleatório.

Os resultados encontrados, a partir do método de Lewbel (2012), demonstram que o PBF apresenta efeitos negativos significativos, indicando que o programa pode reduzir a entrada precoce das crianças no mercado de trabalho. Também foi observado que esse efeito é maior no meio urbano em relação ao meio rural, o que possivelmente pode ser explicado pelo perfil de atividades desenvolvidas nessa área. Os resultados demonstram, contudo, que o PBF tem um efeito positivo na decisão de horas trabalhadas. Portanto, o programa pode reduzir a participação do infante na margem extensiva; porém, uma vez que a criança está inserida no mercado de trabalho, a renda do programa social não é suficiente para reduzir sua participação na margem intensiva.

A partir dos resultados encontrados, destaca-se que as evidências divergentes presentes na literatura empírica sobre o efeito do PBF no trabalho infantil podem estar diretamente relacionadas a problemas de especificação do modelo de oferta de trabalho infantil – variáveis omitidas – e ao método de estimação.

Entre as possíveis sugestões para um impacto do programa na redução da margem intensiva de trabalho infantil estão a inclusão do combate a essa prática como uma das condicionalidades diretas do PBF e o desenvolvimento de ações conjuntas ao programa. O objetivo é conscientizar as famílias sobre os efeitos negativos do trabalho infantil, a fim de alterar o comportamento dos pais quanto à escolha de alocação do tempo de seus filhos.

REFERÊNCIAS

AMARANTE, V. *et al.* School attendance, child labor and cash transfers: an impact evaluation of PANES. **Poverty and Economic**, v. 22, p. 38, 2011. (Policy Research Working Paper).

AQUINO, J. M. *et al.* Trabalho infantil: persistência intertemporal e decomposição da incidência entre 1992 e 2004 no Brasil urbano e rural. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 1, p. 61-84, 2010.

ARAÚJO, A. A. de. **O Programa Bolsa Família e o trabalho infantil no Brasil**. 2010. Tese (Doutorado) – Departamento de Economia e Gerenciamento do Agronegócio, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010.

ATTANASIO, O. *et al.* Children's schooling and work in the presence of a conditional cash transfer program in rural Colombia. **Economic Development and Cultural Changes**, Chicago, v. 58, n. 2, p. 181-210, jan. 2010.

BASU, K.; TZANNATOS, Z. The global child labor problem: what do we know and what can we do? **The World Bank Economic Review**, v. 17, n. 2, p. 147-173, dez. 2003.

BECKER, G. S. A theory of allocation of time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, set. 1965.

BEEGLE, K.; DE WEERDT, J.; DERCON, S. Orphanhood and the long-run impact on children. **American Journal of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association**, v. 88, n. 5, p. 1266-1272, 2006.

BEHRMAN, J. R. *et al.* Are conditional cash transfers effective in urban areas? Evidence from Mexico. **Education Economics**, v. 20, n. 3, p. 233-259, 2012.

CACCIAMALI, M. C. *et al.* Impactos do Programa Bolsa Família federal sobre o trabalho infantil e frequência escolar. **Revista de Economia Contemporânea**, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, v. 12, n. 2, p. 269-301, 2010.

CARDOSO, E.; SOUZA, A. The impact of cash transfer programs on school and child labor in Brazil. *In: NORTH EAST UNIVERSITIES DEVELOPMENT ECONOMIC CONSORTIUM*, 7., 2004, Montreal. **Proceedings...** Montreal: NEUDC, 2004.

DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 1, p. 151-161, fev. 2002.

DI GIOVANNI, G. (Coord.). **Trabalho infantil em Campinas**. Campinas: IE/Unicamp, 2002. (Coleção Pesquisas, v. 5).

EDMONDS, E. V.; SCHADY, N. Poverty alleviation and child labor. **NBER Working Paper Series**, Massachusetts, n. 15345, set. 2009.

EMERSON, P. M.; SOUZA, A. P. The inter-generational persistence of child labor. **Social Protection and Labor Policy and Technical Notes**, 32746, Washington, The World Bank, 2005.

EMRAN, M. S.; HOU, Z. Access markets and rural poverty: evidence from household consumption in China. **Review of Economics and Statistics**, v. 95, n. 2, p. 682-697, mar. 2013.

ERSADO, L. Child labor and schooling decisions in urban and rural areas: cross-country evidence. *In: ____*. **Apresentation at the american agricultural economics association annual meeting**. Montreal: [s.n.], 2002. p. 68.

FERREIRA-BATISTA, N.; CACCIAMALI, M. C. Migração familiar, trabalho infantil e ciclo intergeracional de pobreza no estado de São Paulo. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 22, n. 3, p. 515-554, 2012.

FIRPO, S.; PINTO, R. de C. C. **Combinando estratégias para estimação de efeitos de tratamento**. São Paulo: EESP/FGV, 2013. p. 46.

HEADY, C. The effect of child labor on learning achievement. **World Development**, v. 31, n. 2, p. 385-398, 2003.

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

ILAHY, N.; ORAZEM, P. F.; SEDLACEK, G. **The implications of child labor for adult wages, income and poverty: retrospective evidence from Brazil**. Washington, D.C.: World Bank, Oct. 2001.

ILO – INTERNATIONAL LABOUR OFFICE. **Marking progress against child labour: global estimates and trends 2000-2012**. Geneva: ILO, 2013.

JANVRY, A. D. *et al.* Can conditional cash transfer programs serve as safety nets in keeping children at school and from working when exposed to shocks? **Journal of Development Economics**, v. 79, n. 2, p. 349-373, 2006.

KASSOUF, A. L. **Trabalho infantil: causas e consequências**. São Paulo: EsalQ/USP, 2005. Disponível em: <http://bit.do/trabalho_infantil>.

KELLY, I. R.; MARKOWITZ, S. Incentives in obesity and health insurance. **Inquiry**, v. 46, n. 4, p. 418-432, 2010.

LEWBEL, A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 30, n. 1, p. 67-80, dez. 2012.

MARIN, J. O. B. *et al.* O problema do trabalho infantil na agricultura familiar: o caso da produção de tabaco em Agudo-RS. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 50, n. 4, p. 753-786, 2012.

MINAYO-GOMEZ, C.; MEIRELLES, Z. V. Crianças e adolescentes trabalhadores: um compromisso para a saúde coletiva. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 13, n. 2, p. 135-140, 1997.

NASCIMENTO, A. R. do; KASSOUF, A. L. Impacto do Programa Bolsa Família sobre as decisões de trabalho das crianças: uma análise utilizando os microdados da PNAD. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 34, n. 66, p. 60, set. 2016.

OSORIO, R. G.; SOUZA, P. H. **Bolsa Família depois do Brasil Carinhoso: uma análise do potencial de redução da pobreza extrema.** Brasília: Ipea, 2012. (Nota Técnica, n. 14).

OSTER, E. Unobservable selection and coefficient stability: theory and evidence. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 37, n. 2, p. 187-204, 2019.

PAIS, P. S. M.; SILVA, F. de F.; TEIXEIRA, E. C. The influence of Bolsa Familia conditional cash transfer program on child labor in Brazil. **International Journal of Social Economics**, v. 44, n. 2, p. 18, 2017.

PATRINOS, H. A.; PSACHAROPOULOS, G. Family size, schooling and child labor in Peru: an empirical analysis. **Journal of Population Economics**, v. 10, n. 4, p. 387-405, 1997.

PEDROZO JÚNIOR, E. **Efeitos de elegibilidade e condicionalidade do Programa Bolsa Família sobre a alocação de tempo dos membros do domicílio.** 2010. Tese (Doutorado) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2010.

PINTO, C. C. Pareamento. *In*: MENESES FILHO, N. (Org.). **Avaliação econômica de projetos sociais.** São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora Ltda., 2012.

ROMERO, J. A. R.; HERMETO, A. M. Avaliação do impacto do Programa Bolsa Família sobre indicadores educacionais: uma abordagem de regressão descontínua. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Paraná: Anpec, 2009.

ROSENBAUM, P. R. Attributing to treatment in matched observational studies. **Journal of the American Statistical Association**, v. 97, n. 457, p. 183-192, 2002.

SKOUFIAS, E.; PARKER, S. W. Conditional cash transfers and their impact on child work and schooling: evidence from the PROGRESA program in Mexico. **Economía**, v. 2, n. 1, p. 45-96, 2001.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CALIENDO, M.; KOPEINIG, S. Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. **IZA**, p. 1-32, 2005. (Working Paper, n. 1588).

APÊNDICE

QUADRO A.1

Descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico

Variáveis	Definição
Variável dependente	
Trabalho	Variável binária de <i>status</i> de trabalho, que assume valor um se a criança trabalha; 0 caso contrário
Horas trabalhadas	Horas semanais trabalhadas por crianças entre 5 e 15 anos de idade
Atributos pessoais	
Sexo	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino
Cor/raça	Variável binária: 1 branco; 0 não branco
Idade	Idade da criança (5 a 15 anos)
Atributos familiares	
PBF	Variável binária que assume valor 1 caso a família seja identificada como beneficiária do Programa Bolsa Família (PBF); 0 caso contrário.
Estudo do chefe	Anos de estudo do responsável pela família ¹
Idade do chefe	Idade do chefe (responsável) da família
Estudo do cônjuge	Anos de estudo do cônjuge
Idade do cônjuge	Idade do cônjuge da família
Irmãos 0-5	Número de irmãos entre 0 e 5 anos de idade
Irmãos 6-9	Número de irmãos entre 6 e 9 anos de idade
Irmãos 10-15	Número de irmãos entre 10 e 15 anos de idade
Irmãos 16-17	Número de irmãos entre 16 e 17 anos de idade
Estrutura	Variável binária: 1 biparental; ² 0 monoparental ³
Residência	
Região	Região geográfica de residência (região Sudeste omitida – base)
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário
Rendimento	
Renda <i>per capita</i>	Valor do rendimento médio mensal <i>per capita</i>
Outras rendas	Renda do não trabalho (aposentadorias, pensões etc.)

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Apesar de reconhecer a importância da educação dos pais para os filhos, o censo não reporta essa informação diretamente. Por esse motivo, foi utilizada a escolaridade do chefe e cônjuge da família.

² Casal com filhos.

³ Mãe com filhos.

TABELA A.1
Estatísticas descritivas das variáveis

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Horas trabalhadas	24,22	15,60	1	80
Trabalho	0,06	0,08	0	1
Sexo (criança)	0,51	0,49	0	1
Raça (criança)	0,24	0,43	0	1
Idade (criança)	9,93	3,09	5	15
PBF	0,48	0,49	0	1
Estudo do chefe ¹	1,16	0,48	0	5
Idade do chefe	38,03	9,33	0	65
Estudo do cônjuge	0,90	0,65	0	5
Idade do cônjuge	27,44	16,70	0	65
Irmãos 0-5	0,72	0,91	0	8
Irmãos 6-9	0,94	0,84	0	6
Irmãos 10-15	1,21	0,99	0	6
Irmãos 16-17	0,36	0,61	0	5
Estrutura	0,74	0,43	0	1
Norte	0,19	0,33	0	1
Nordeste	0,60	0,46	0	1
Sul	0,06	0,19	0	1
Sudeste	0,07	0,19	0	1
Centro-Oeste	0,08	0,16	0	1
Urbana	0,39	0,48	0	1
Renda <i>per capita</i>	24,88	37,57	0	140
Outras rendas	3,89	17,11	0	140

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Nota:¹ A educação do chefe e do cônjuge é dividida em categorias, e a média baixa reflete apenas a concentração desse grupo no nível baixo de escolaridade, com ensino fundamental incompleto.

Obs.: Nas variáveis binárias, a média reporta a proporção da categoria observada.

TABELA A.2

Resultados do teste de balanceamento para o Propensity Score Matching (PSM) – amostra total (crianças de 5 a 15 anos)

Variável	Média			P-valor
	Tratamento	Controle	Diferença	
Idade	9,93	12,36	-2,43	0,097
Cor	0,25	0,23	0,02	0,358
Homem	0,50	0,51	-0,01	0,442
Idade (chefe)	35,95	40,00	-4,05	0,051
Educação (chefe)	3,84	3,98	-0,14	0,985
Diferença de idade	10,00	12,13	-2,13	0,452
Educação (cônjuge)	4,81	4,97	-0,16	0,322
Número de irmãos	3,01	2,76	0,25	0,081
Número de adolescentes	0,21	0,51	-0,30	0,180
Estrutura familiar	0,74	0,74	0,00	0,832
Norte	0,14	0,12	0,02	0,568
Nordeste	0,69	0,70	-0,01	0,442
Sul	0,05	0,04	0,01	0,369
Sudeste	0,05	0,03	0,02	0,123
Centro-Oeste	0,04	0,04	0,00	0,552
Urbana	0,41	0,38	0,03	0,031

Elaboração dos autores com base nas estimativas.

TABELA A.3

Teste de Breuch-Pagan para heterocedasticidade dos resíduos

	Variável dependente: binária para trabalho infantil		
	Total	Urbano	Rural
Breuch-Pagan LM (5 a 15 anos)	553,98***	311,42***	340,95***
Breuch-Pagan LM (5 a 13 anos)	150,28***	54,27***	134,27***
Breuch-Pagan LM (14 a 15 anos)	198,76***	142,19***	107,55***
	Variável dependente: horas trabalhadas		
	Total	Urbano	Rural
Breuch-Pagan LM (5 a 15 anos)	1992,50***	363,03***	1239,09***
Breuch-Pagan LM (5 a 13 anos)	1082,68***	220,63***	609,00***
Breuch-Pagan LM (14 a 15 anos)	494,95***	79,75***	313,62***

Fonte: Censo Demográfico, 2010.

Elaboração dos autores.

Obs.: Hipótese nula de homocedasticidade. Rejeita-se a hipótese nula com *** p -valor < 0,01; ** p -valor < 0,05; e * p -valor < 0,10.

EFEITOS DISTRIBUTIVOS DO AUMENTO NOS INVESTIMENTOS PÚBLICOS EM INFRAESTRUTURA NO BRASIL¹

José Weligton Félix Gomes²
Ricardo A. de Castro Pereira³
Arley Rodrigues Bezerra⁴

Este estudo tem por objetivo analisar efeitos macroeconômicos e de bem-estar entre alternativas de financiamento dos investimentos públicos em infraestrutura no Brasil, considerando famílias heterogêneas quanto à produtividade do trabalho e ao acesso ao crédito. No modelo existem dois tipos de famílias (tipo p e q) que atribuem utilidade aos bens públicos. A família do tipo p , de menor produtividade, não possui acesso ao capital, mas ambas recebem transferências do governo e pagam impostos sobre consumo e rendas do trabalho. O modelo foi calibrado com dados das Contas Nacionais e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Há 16,73% de famílias tipo p e 83,27% do tipo q , com renda média mensal *per capita* de R\$ 552,78 e R\$ 1.156,71, respectivamente. Três políticas foram propostas a fim de reproduzir a relação investimento público/produto interno bruto (PIB) de 3,75% no longo prazo obtida pelo estudo *Impactos de Longo Prazo de Reformas Fiscais sobre a Economia Brasileira*, de 2012. Os resultados das simulações determinam que uma redução concomitante no consumo do governo/PIB (2,26%) e nas transferências/PIB do agente tipo q (4,67%) para incrementos em infraestrutura pública garante ganhos de bem-estar comuns para todas as famílias.

Palavras-chave: infraestrutura; bem-estar; política fiscal.

DISTRIBUTIVE EFFECTS OF INCREASE IN PUBLIC INVESTMENTS IN INFRASTRUCTURE IN BRAZIL

The main purpose of this paper is to analyze macroeconomic and welfare effects among alternatives for financing public infrastructure investments in Brazil, considering heterogeneous families in terms of labor productivity and credit access. In the model there are two agents' types (p and q types) that attribute utility to public goods. The p -type has lower productivity and does not have access to capital, but both receive government transfers and pay taxes on consumption and labor income. The calibration data were obtained from National Accounts and PNAD. There are 16,73% of p -type families and 83,27% of q -type, these families have a monthly average per capita income of R\$ 552,78 and R\$ 1.156,71, respectively. Three policies were proposed in order to reproduce the public investment/GDP ratio of 3,75% in the long term obtained by Santana, Cavalcanti and Paes (2012). The results of the simulations showed that if there is a combined

1. Os autores agradecem as sugestões e as críticas dos pareceristas anônimos. Agradecem, ainda, o financiamento da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e o apoio da Pró-Reitoria de Pesquisa e Pós-Graduação da Universidade Federal do Ceará (PRPPG/UFC). Ricardo A. de Castro Pereira, adicionalmente, agradece o financiamento do Programa de Educação Tutorial (PET) da Secretaria de Educação Superior do Ministério da Educação (Sesu/MEC) e o financiamento dos Institutos Nacionais de Ciência e Tecnologia (INCTs)/CNPq.

2. Professor adjunto nos cursos de ciências econômicas e finanças e professor pesquisador no Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN) da UFC. *E-mail:* <weligtongomes@gmail.com>.

3. Professor no CAEN/UFC. *E-mail:* <rperreira@caen.ufc.br>.

4. Professor de ciências econômicas na Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE). *E-mail:* <arleyrb@hotmail.com>.

decrease in government consumption/GDP (2,26%) and transfers/GDP of type-agent q (4,67%) in order to raise public infrastructure guarantees a common welfare gains for all families.

Keywords: infrastructure; welfare; fiscal policy.

JEL: D58; E13; E62.

1 INTRODUÇÃO

O investimento público em infraestrutura é um dos componentes fundamentais para a redução de gargalos e a promoção do crescimento e desenvolvimento econômico. Com uma alocação eficiente é capaz não apenas de elevar a competitividade externa das empresas como também de estimular a geração de emprego e renda para a população. Ademais, os investimentos em infraestrutura pública têm impactos diretos sobre o produto agregado da economia. Se, por um lado, reduzem os custos de produção tornando o uso dos insumos mais eficientes, por outro, contribuem para a elevação da produtividade total dos fatores. Outro fator relevante destacado por Straub (2011) é que a infraestrutura é importante, também, por desempenhar papel-chave na determinação do consumo final das famílias, principalmente na obtenção de água, energia e telecomunicações. Prud'Homme (2005) e Fay e Morrison (2007) encontram resultados em que entre um terço e um quarto dos serviços de infraestrutura são utilizados como consumo final pelas famílias.

De forma mais detalhada, Foster e Yepes (2006) mostram que os serviços básicos, tais como água e eletricidade, são, em geral, produtos que ocupam uma fração significativa do orçamento das famílias, principalmente das mais pobres. Os autores relatam que, para a América Latina, o quintil mais pobre da população frequentemente gasta mais de 5% da renda em água e mais de 7% em eletricidade. Mesmo em países mais desenvolvidos os gastos com esses dois serviços representam uma fração significativa do orçamento.

Diversos estudos acerca da relação entre investimentos públicos e produtividade do capital privado e crescimento econômico despontaram na literatura após Aschauer (1989), referência pioneira nos estudos empíricos nessa área. Esse estudo sugere que o aumento do investimento público elevaria a taxa de retorno do capital privado, a taxa de crescimento da produtividade e estimularia o investimento e o trabalho.

Para a economia brasileira, Ferreira (1996) constatou que, para uma dada quantidade de fatores privados, gastos em infraestrutura para disponibilizar melhores estradas, energia e comunicação elevam o produto final, implicando maior produtividade dos fatores privados e redução do custo por unidade de insumo. Esse aumento de produtividade se traduz em elevação da remuneração dos fatores e estímulo ao investimento e emprego, provocando assim o efeito conhecido como *crowding in*.⁵

5. Podem ser citados, ainda, Barro (1990), Devarajan, Swaroop e Zou (1996), Easterly e Rebelo (1993) e Calderón e Servén (2004), que encontraram efeitos complementares entre investimentos públicos e privados, além de efeitos positivos sobre taxas do crescimento e níveis do produto *per capita*.

Ferreira e Malliagos (1998), por sua vez, encontraram uma forte relação positiva entre investimentos em infraestrutura e produto, a partir de estimativas das elasticidades do produto e da produtividade em relação ao capital e ao investimento nos setores de energia elétrica, telecomunicação, ferrovia, rodovias e portos.⁶

Diversos trabalhos para o Brasil, como Ferreira e Nascimento (2006), Pereira e Ferreira (2008; 2010; 2011), Santana, Cavalcanti e Paes, (2012), Bezerra *et al.* (2014), utilizando modelos de equilíbrio geral, têm indicado que aumentos nos investimentos públicos em infraestrutura determinam significativos ganhos agregados de bem-estar e crescimento econômico – resultado robusto para diversas fontes alternativas de financiamento de gastos, como cobrança pelo uso, redução dos gastos correntes do governo, redução de transferências ou realocação de investimentos entre administração pública e estatais.

Todos esses trabalhos, entretanto, partem de uma análise agregada, negligenciando que as diferentes formas de financiamento do aumento dos investimentos em infraestrutura podem determinar ganhadores e perdedores, ou seja, podem implicar aspectos distributivos relevantes.

Este trabalho procura preencher essa lacuna, propondo um modelo com agentes heterogêneos calibrado para o Brasil, de forma a permitir uma análise desagregada de bem-estar.

No modelo existem dois tipos de agentes: aqueles que não possuem acesso ao capital e veem no bem público uma forma de complementação do consumo privado; e aqueles que, além disso, têm acesso à riqueza via acumulação de capital. Os agentes recebem transferências do governo e pagam impostos sobre consumo e rendas do trabalho e capital. Pressupõe-se, ainda, a existência de dois tipos de capital: um inerentemente privado, cujo retorno é plenamente apropriado de maneira privada; e outro, denominado infraestrutura, de propriedade do governo devido a suas características de bem público.

Dados das Contas Nacionais e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), ambos disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e do Ipeadata foram utilizados para calibrar o modelo segundo a economia brasileira em 2014.

O trabalho inclui, além desta introdução, mais cinco seções. Na segunda, é apresentado o modelo empregado. A terceira seção contém a calibração do modelo e informações a respeito da base de dados utilizada para a calibração. Na quarta seção,

6. Relação de complementaridade entre investimentos públicos de infraestrutura e investimentos privados também foi encontrada por Bogoni, Hein e Beuren (2011), Cândido Júnior (2001), Mazoni (2005) e Rocha e Giuberti (2005). Apesar de existirem na literatura estudos com distintos valores de elasticidade do produto em relação ao capital público, há uma concordância de que, em geral, o impacto do capital de infraestrutura na economia é positivo.

são disponibilizados os resultados provindos das simulações realizadas. Na quinta, faz-se uma análise de sensibilidade. Por fim, na sexta seção constam as considerações finais.

2 MODELO

A economia aqui analisada é do tipo fechada e com governo. Essa especificação tem sido utilizada em muitos trabalhos, tais como em Ferreira e Nascimento (2006) e, mais recentemente, em Pereira e Ferreira (2011), Bezerra *et al.* (2014), Santana, Cavalcanti e Paes (2012) e Campos (2016). Como informado na introdução e seguindo Paes e Bugarin (2006), foram modeladas duas famílias representativas. A firma é representativa e emprega trabalho, capital privado e capital público para produzir o único bem dessa economia. É papel do governo, por sua vez, tributar o consumo, o capital e a renda do trabalho e realizar investimentos em infraestrutura pública, além de ofertar bens públicos, assim como transferir renda para os agentes.

2.1 Famílias

O modelo conta com dois tipos de agentes cuja heterogeneidade é representada pela diferença de rendimentos do trabalho, ou seja, existe na economia uma parte dos indivíduos com capacidade de poupança e/ou investimento, assim como com diferentes níveis de qualificação. A especificação para a relação entre consumo público e privado segue Aschauer (1985), Barro (1981) e Christiano e Eichenbaum (1992).

2.1.1 Família representativa sem acesso à poupança

O agente representativo com restrição de poupança e investimento (agente p) é dotado de uma unidade de tempo que pode ser alocada em trabalho (h_{p_t}) e lazer (l_{p_t}), ou seja, $h_{p_t} + l_{p_t} = 1$, em que $h_{p_t} \in (0,1)$ e $l_{p_t} = 1 - h_{p_t}$. O consumo público (C_{g_t}) é considerado um bem público não passível de exclusão. Dessa forma, dado um fator de desconto intertemporal $\beta \in (0,1)$, esses agentes desejam maximizar a utilidade global, U , de acordo com (1):

$$U(c_{p_t}, C_{g_t}, h_{p_t}) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_{p_t} + \mu_p C_{g_t}) + \psi_p \ln(1 - h_{p_t}) \} \quad (1)$$

Em que μ_p representa o quanto o indivíduo desse tipo valora o bem público *vis-à-vis* o consumo privado; e ψ_p , o quanto o indivíduo do tipo p valora o consumo *vis-à-vis* o lazer.

Supõe-se que as rendas desse tipo de agente sejam compostas de renda do trabalho ofertado às firmas, $w_{p_t} h_{p_t}$, além da renda auferida no recebimento de transferências do governo, tr_{p_t} . Além disso, pode-se comentar que, exceto as transferências, os gastos em consumo privado e a renda provinda do trabalho

são taxados pelo governo. Em cada período, a restrição orçamentária limita os gastos dos agentes do tipo p em consumo privado (c_{p_t}) na forma descrita em (2).

$$\left(1 + \tau_{c_{p_t}}\right) c_{p_t} = \left(1 - \tau_{h_{p_t}}\right) w_{p_t} h_{p_t} + tr_{p_t} \quad (2)$$

Em que os parâmetros $\tau_{c_{p_t}}$, $\tau_{h_{p_t}}$ representam, respectivamente, as alíquotas de impostos sobre o consumo e a renda do trabalho pagas pelos agentes do tipo p . A variável w_{p_t} representa o salário médio por hora de trabalho antes dos impostos. Como as famílias vivem infinitos períodos, estas desejam maximizar o valor presente dos fluxos de utilidade de todos esses períodos, portanto, o problema da família representativa será maximizar a função em (1) sujeita à restrição em (2) para todos os períodos t .

2.1.2 Família representativa com acesso à poupança

Os agentes representativos com acesso à poupança e investimento (agente q) resolvem um problema dinâmico similar ao dos agentes com restrição de poupança, são dotados, por sua vez, de uma unidade de tempo que pode ser alocada em trabalho (h_{q_t}) e lazer (l_{q_t}), ou seja, $h_{q_t} + l_{q_t} = 1$, em que $h_{q_t} \in (0,1)$ e $l_{q_t} = 1 - h_{q_t}$. Da mesma forma como no problema de maximização da utilidade pelo agente p , dado um fator de desconto intertemporal $\beta \in (0,1)$, estes agentes desejam maximizar a utilidade global, U , de acordo com (3):

$$U(c_{q_t}, C_{g_t}, h_{q_t}) = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \ln(c_{q_t} + \mu_q C_{g_t}) + \psi_q \ln(1 - h_{q_t}) \right\} \quad (3)$$

Em que μ_q representa o quanto o indivíduo do tipo q valora o bem público *vis-à-vis* o consumo privado; e ψ_q , o quanto esse indivíduo valora o consumo *vis-à-vis* o lazer.

Nesse novo problema, supõe-se, ainda, que a família representativa do tipo q seja dotada no período t de estoques acumulados de capital privado (k_t) e que as rendas desse tipo de agente sejam compostas de renda obtida pelo aluguel às firmas do capital privado, $r_t k_t$, renda do trabalho ofertado às firmas, $w_{q_t} h_{q_t}$, além da renda auferida no recebimento de transferências do governo, tr_{q_t} . Nesse caso, exceto as transferências, os gastos em consumo privado e a renda provinda do capital e do trabalho são taxados pelo governo. Em cada período, a restrição orçamentária limita os gastos dos agentes do tipo q em consumo privado (c_{q_t}) e investimentos (i_t), na forma descrita em (4).

$$(1 + \tau_{c_{q_t}})c_{q_t} + i_t = (1 - \tau_{h_{q_t}})w_{q_t}h_{q_t} + (1 - \tau_{k_t})r_t k_t + tr_{q_t} \quad (4)$$

A lei de movimento do capital privado é descrita em (5):

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (5)$$

Em que w_{q_t} representa o salário por hora de trabalho do agente do tipo q , e r_t , a taxa de retorno do capital privado. Os parâmetros $\tau_{c_{q_t}}$, $\tau_{h_{q_t}}$ e τ_{k_t} representam, respectivamente, as alíquotas de impostos sobre o consumo, a renda do trabalho e a renda do capital que são pagas pelos agentes do tipo q . Novamente, como as famílias vivem infinitos períodos, elas desejam maximizar o valor presente dos fluxos de utilidade de todos os períodos, portanto, o problema da família representativa será maximizar a função em (3) sujeita à restrição em (4) para todos os períodos t .

2.2 Firms

As atividades produtivas da economia são realizadas por uma firma representativa cuja tecnologia de produção, representada por uma função do tipo Cobb-Douglas, faz uso de capital privado (K_t), trabalho (H_t) e capital público (K_{g_t}). O capital público não é exclusivo de uma firma. Logo, não deve haver congestionamento no seu uso. Além disso, não é possível a oferta nem a substituição pelas firmas. A função de produção agregada descrita em (6) segue Aschauer (1989), Barro e Sala-i-Martin (1992) e Glomm e Ravikumar (1997), além de Ferreira e Nascimento (2006), para modelo aplicado à economia brasileira.

$$Y_t = F(K_{g_t}, K_t, H_t) = A_t K_{g_t}^\gamma K_t^\theta H_t^{1-\theta} \quad (6)$$

Em que A_t é o nível de tecnologia da economia, θ e $(1 - \theta)$ determinam, respectivamente, as elasticidades do produto em relação ao capital e trabalho e $\gamma > 0$ mede a elasticidade do produto em relação ao capital público. A produção exibe retornos constantes de escala nos fatores referentes aos capitais das firmas e do trabalho. Existe distinção entre os tipos de trabalhos nessa economia, o que se deve às suas diferentes produtividades. Assim, pode-se definir a quantidade total de trabalho (H_t) dessa economia como descrito em (7):

$$H_t = \xi_p H_{p_t} + \xi_q H_{q_t} \quad (7)$$

Em que H_{p_t} e H_{q_t} correspondem às horas totais de trabalho dos agentes do tipo p e q , respectivamente, e ξ_p e ξ_q , às produtividades desses agentes, que, por suposição, são fixas.

As horas totais de trabalho de ambos os agentes são compostas por suas respectivas horas médias de trabalho multiplicadas pela quantidade empregada por cada tipo. Ou seja:

$$H_{p_t} = h_{p_t} L_{p_t} \text{ e } H_{q_t} = h_{q_t} L_{q_t} \quad (7.1)$$

Em que h_{p_t} e h_{q_t} são as horas de trabalho que os indivíduos empregam na produção, e L_{p_t} e L_{q_t} , as quantidades de mão de obra empregada pelos agentes.

A expressão (6) é a função de produção na qual, a cada instante t , as firmas escolhem os níveis de capital privado (K_t) e do trabalho (H_t). Assim, o fluxo de receitas líquidas ou lucros (Π_t) da firma representativa em cada ponto do tempo será:

$$\Pi_t = A_t K_t^\gamma K_t^\theta H_t^{1-\theta} - w_{p_t} H_{p_t} - w_{q_t} H_{q_t} - r_t K_t \quad (8)$$

Portanto, o problema de maximização dos lucros da firma representativa, em cada instante do tempo t , determinará os preços da economia na forma de salários (w_{p_t} e w_{q_t}) e retorno do capital (r_t), como descrito em (8.1):

$$\max_{K_t, H_{p_t}, H_{q_t}} \Pi_t = \{A_t K_t^\gamma K_t^\theta H_t^{1-\theta} - w_{p_t} H_{p_t} - w_{q_t} H_{q_t} - r_t K_t\} \quad (8.1)$$

Por simplicidade, assume-se que o termo de tecnologia A é simplesmente uma constante multiplicativa, ou seja, $A_t = A$ para todo o período t .

2.3 Governo

O governo impõe uma tributação sobre o consumo, $\tau_{c_{p_t}}$ e $\tau_{c_{q_t}}$ a renda do trabalho, $\tau_{h_{p_t}}$ e $\tau_{h_{q_t}}$ para ambos os agentes, além da renda do capital para o agente do tipo q , τ_{k_t} . Ele também financia seus gastos por meio da receita tributária corrente obtida em cada período, ou seja, descarta-se, por simplicidade,

o endividamento público.⁷ Os gastos do governo se dividem em investimentos em infraestrutura pública, consumo e transferências às famílias.

Assim, a restrição orçamentária do governo bem como a receita advinda da tributação podem ser vistas, respectivamente, em (9) e (10), além da lei de movimento do capital público de infraestrutura em (11):

$$C_{g_t} + I_{g_t} + TR_{p_t} + TR_{q_t} = T_t \quad (9)$$

$$T_t = \tau_{c_{p_t}} C_{p_t} + \tau_{c_{q_t}} C_{q_t} + \tau_{k_t} r_t K_t + \tau_{h_{p_t}} w_{p_t} H_{p_t} + \tau_{h_{q_t}} w_{q_t} H_{q_t} \quad (10)$$

$$K_{g_{t+1}} = (1 - \delta_g) K_{g_t} + I_{g_t} \quad (11)$$

Com I_{g_t} representando o investimento público em infraestrutura, T_t , a renda obtida por meio da tributação e TR_{p_t} e TR_{q_t} , as transferências governamentais aos agentes dos dois tipos. O parâmetro δ_g representa a taxa de depreciação do capital público de infraestrutura. O governo aloca uma fração de suas receitas tributárias correntes para financiar o consumo público, o investimento público e os gastos com transferências em cada período, em que as políticas fiscais são especificadas nas equações (12) a (15):

$$\alpha_{g_t} = C_{g_t}/T_t \quad (12)$$

$$\alpha_{I_t} = I_{g_t}/T_t \quad (13)$$

$$\alpha_{p_t} = TR_{p_t}/T_t \quad (14)$$

$$\alpha_{q_t} = TR_{q_t}/T_t \quad (15)$$

7. Ferreira e Nascimento (2006), Bezerra *et al.* (2014) e Campos e Pereira (2016) apresentam modelos similares a esse, incorporando dívida pública.

Em que α_{g_t} , α_{I_t} , α_{p_t} e α_{q_t} representam respectivamente as frações dos gastos em consumo do governo, dos investimentos em infraestrutura pública, das transferências aos agentes do tipo p e das transferências aos agentes do tipo q , em proporção da tributação. A partir disso, e corroborando a restrição orçamentária do governo, em (9), tem-se que:

$$\alpha_{g_t} + \alpha_{I_t} + \alpha_{p_t} + \alpha_{q_t} = 1 \quad (9.1)$$

2.4 Definição do equilíbrio

O produto total da economia é resultante das interações entre indivíduos, firmas e governo. Supondo-se que os indivíduos do mesmo tipo trabalhem a mesma quantidade de horas, o número de indivíduos do tipo p seja igual a L_p e o número de indivíduos do tipo q seja L_q , dados L_p e L_q , as seguintes condições de agregação da economia valem:

$$\begin{aligned} K_t &= L_q k_t; H_t = \xi_p H_{p_t} + \xi_q H_{q_t}; H_{p_t} = L_p h_{p_t}; H_{q_t} = L_q h_{q_t}; C_{p_t} = L_p c_{p_t} \\ C_{q_t} &= L_q c_{q_t}; TR_{p_t} = L_p t r_{p_t}; TR_{q_t} = L_q t r_{q_t}; I_t = L_q i_{q_t} \end{aligned} \quad (16)$$

Por simplicidade, o tamanho da população é normalizado para a unidade, ou seja, $L_p + L_q = 1$. Como o agente de cada tipo é representativo de seu respectivo grupo, então, no problema de agregação, considera-se que o consumo total dos indivíduos do tipo p será igual ao seu consumo *per capita*, valendo o mesmo para os indivíduos do tipo q . O investimento privado, i_p , que pertence apenas aos agentes do tipo q , representará todo o investimento privado da economia. Essas considerações nos levam à seguinte agregação macroeconômica:

$$L_p c_{p_t} + L_q c_{q_t} + L_q i_t + C_{g_t} + I_{g_t} = Y_t \quad (17)$$

Ou, de outra maneira:

$$C_{p_t} + C_{q_t} + I_t + C_{g_t} + I_{g_t} = Y_t \quad (18)$$

Dada a política fiscal do governo $\left\{ \tau_{c_{p_t}}, \tau_{c_{q_t}}, \tau_{k_t}, \tau_{h_{p_t}}, \tau_{h_{q_t}}, \alpha_{g_t}, \alpha_{l_t}, \alpha_{p_t}, \alpha_{q_t} \right\}_{t=0}^{\infty}$, define-se um equilíbrio competitivo como uma coleção de seqüências de decisões das famílias do tipo p e do tipo q $\left\{ c_{p_t}, c_{q_t}, i_t, h_{p_t}, h_{q_t} \right\}_{t=0}^{\infty}$, uma seqüência de estoques de capital público e privado $\left\{ K_t, K_{g_t} \right\}_{t=0}^{\infty}$ e uma seqüência de preços $\left\{ w_{p_t}, w_{q_t}, r_t \right\}_{t=0}^{\infty}$, tais que satisfazem: *i*) o problema dos agentes do tipo p de maximizar (1) sujeita à (2) e dos agentes do tipo q de maximizar (3) sujeita à (4); *ii*) o problema da firma em (8); *iii*) a consistência entre as decisões individuais e agregadas *per capita*: $K_t = L_q k_t$; $H_{p_t} = L_p h_{p_t}$; $H_{q_t} = L_q h_{q_t}$; $C_{p_t} = L_p c_{p_t}$; $C_{q_t} = L_q c_{q_t}$; $TR_{p_t} = L_p r_{p_t}$; $TR_{q_t} = L_q r_{q_t}$; $I_t = L_q i_{q_t}$; *iv*) a restrição de recursos da economia, que é atendida: $C_{p_t} + C_{q_t} + I_t + C_{g_t} + I_{g_t} = A_t K_{g_t}^{\gamma} K_t^{\theta} (\xi_p H_{p_t} + \xi_q H_{q_t})^{1-\theta}$; e *v*) a restrição orçamentária do governo, que é atendida em todo instante t .

3 CALIBRAÇÃO

Para analisar os efeitos macroeconômicos das políticas fiscais alternativas, a fim de atender aos objetivos desta pesquisa, será adotada a metodologia utilizada em diversos trabalhos, tais como Pereira e Ferreira (2010; 2011), Santana, Cavalcanti e Paes (2012) e Bezerra *et al.* (2014).

A calibração dos parâmetros envolve informações das Contas Nacionais, disponíveis na PNAD 2014, do Portal da Transparência do governo federal e dos relatórios gerenciais da Secretaria da Receita Federal (SRF).

Dessa forma, nesta seção, buscou-se, durante o processo de calibração dos parâmetros, estabelecer uma correspondência entre a solução do estado estacionário empírica e os dados dos agregados macroeconômicos para a economia brasileira. Tomou-se, também, como critério de referência o uso extensivo da teoria econômica, a fim de se realizar um perfeito mapeamento entre a teoria e os dados coletados.

O processo inicial consiste na obtenção dos dados referentes aos agregados macroeconômicos, que se encontram na contabilidade nacional do Brasil, disponíveis no *site* do IBGE,⁸ e dos dados referentes às informações de pessoas e domicílios que são provenientes da PNAD. Das Contas Nacionais obtêm-se informações sobre o produto interno bruto (PIB), o consumo do governo, o investimento público e privado, o estoque de capital público e privado etc.

8. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/comercio/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?edicao=9053&t=downloads>>.

O segundo passo do processo tem por objetivo a determinação do conjunto de parâmetros do modelo, o qual se divide em: *i*) parâmetros de preferências (β , Ψ_p , Ψ_q , μ_p , μ_q); *ii*) parâmetros de tecnologia (δ , δ_g , θ , γ , ξ_p , ξ_q , A); e *iii*) parâmetros de política do governo (α_p , α_q , α_g , α_b , τ_c , τ_c , τ_h , τ_h , τ_k).

3.1 Informações da PNAD 2014

Para a divisão das famílias entre agentes com acesso ao crédito (*q*) e sem acesso ao crédito (*p*), assumiu-se como hipótese o acesso, ou não, aos ativos financeiros, tais como poupança, juros, dividendos e aluguéis, assim como a posse de bens por parte das famílias. Dessa forma, as famílias qualificadas como sendo do tipo *q* são aquelas que têm posse tanto de ativos, exclusivamente, quanto a combinação destes com a posse de bens duráveis (carro, moto ou ambos).

A posse de ativos, independentemente da renda do trabalho dessas famílias, torna possível a obtenção de crédito no mercado, pois os rendimentos proporcionados pelos ativos podem ser utilizados como colateral na tomada de empréstimos. Por sua vez, mesmo na ausência de ativos, caso essas famílias possuam bens e um rendimento domiciliar *per capita* superior a um quarto do salário mínimo, elas também foram classificadas como sendo do tipo *q*.

Já a classificação das famílias do tipo *p* levou em consideração tanto a posse de bens, que podem ser oriundos de heranças, por exemplo, quanto o rendimento domiciliar *per capita*. As famílias do tipo *p*, de forma geral, são aquelas que, mesmo possuindo algum tipo de bem, advindo porventura de heranças, possuem um rendimento domiciliar *per capita* inferior a um quarto do salário mínimo.

Uma vez que os dados da PNAD 2014 não contemplam informações diretas a respeito dos rendimentos dos ativos, optou-se pela obtenção indireta dessas informações a partir da desagregação da variável *v1273*, tal como foi realizado por Barros, Foguel e Ulyseia (2007). Essa variável sintetiza informações a respeito dos rendimentos provenientes de outras fontes, tais como: juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras, dividendos, programas sociais e outros rendimentos recebidos pelas famílias (Benefício de Prestação Continuada – BPC).

Os autores constataram que, a partir do conhecimento dos possíveis valores mensais transferidos ao Programa Bolsa Família (PBF), é possível criar uma boa *proxy* para identificar os valores repassados aos programas sociais, ao BPC e aos juros e dividendos (JD). Portanto, com o uso dessa técnica, é possível desmembrar os valores contidos nessa variável em três outras: PBF, BPC e JD.

No trabalho de Barros, Foguel e Ulyseia (2007) fica claro quais devem ser os procedimentos a serem adotados de modo a se obter as informações das variáveis descritas anteriormente.

O procedimento utilizado para separar, na PNAD, a renda proveniente de programas sociais dos rendimentos financeiros consistiu em atribuir ao BPC todas as rendas pessoais com valor exatamente igual a um salário mínimo corrente que aparecem no quesito “renda de juros de caderneta de poupança e de outras aplicações financeiras e outros rendimentos”. Já os benefícios do PBF e correlatos, esses foram identificados pelos valores típicos e pelas combinações entre eles, desde que inferiores a um salário mínimo. Como uma pessoa pode ser atendida por mais de um desses programas, as combinações de valores são importantes para identificar o maior número possível de beneficiários. Os demais valores que não se enquadravam em nenhuma dessas duas definições de benefícios sociais foram considerados provenientes de juros de caderneta de poupança, ou de rendimentos financeiros (Barros, Foguel e Ulyssea, 2007, p. 49).

Vale ressaltar, contudo, que o procedimento realizado pelos autores considerou como rendimento do PBF somente os valores prováveis baseados nas regras gerais e nas diferentes condições para que uma família seja beneficiária do programa, por exemplo, o número de crianças e adolescentes de 6 a 17 anos de idade e o número de gestantes.

Com isso, valores diferentes das combinações utilizadas poderão ficar de fora, e, assim, parte das famílias que recebem o benefício poderia não ser identificada. Além disso, outro agravante é a impossibilidade de identificação dos valores específicos do benefício de superação da pobreza, pois este varia de acordo com cada família. Dessa forma, utilizando essa técnica, essas famílias não foram identificadas na divisão dos autores.

Para contornar essa situação, e reduzir o viés de identificação dessas famílias, optou-se por averiguar detalhadamente os microdados disponíveis no Portal da Transparência sobre os pagamentos efetuados às famílias durante 2014.

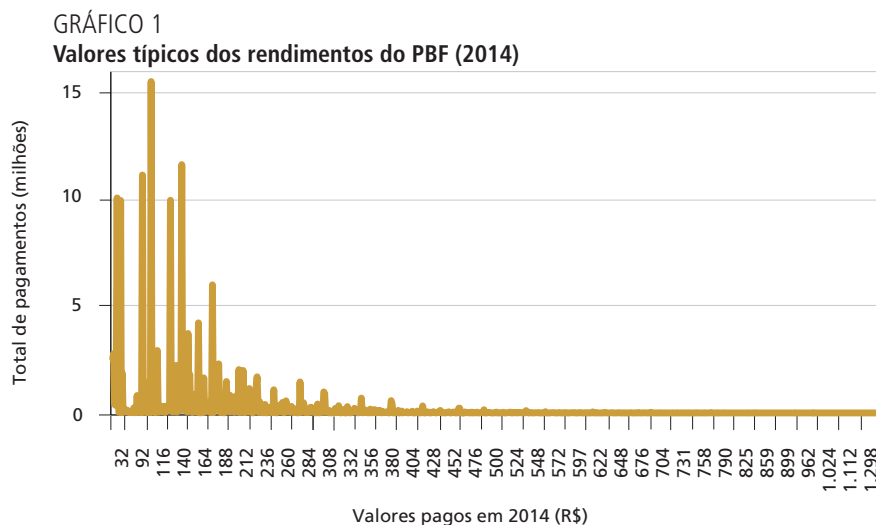
Desse modo, as famílias foram identificadas de acordo com os valores monetários recebidos, independentemente dos tipos de benefícios, tais como: benefício básico, benefício variável, benefício variável vinculado ao adolescente (Benefício Variável Jovem – BVJ)⁹ ou Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BSP).¹⁰ Uma vez de posse desses microdados, observou-se que, em 2014, o PBF beneficiou cerca de 14 milhões de famílias, totalizando R\$ 27,2 bilhões, aproximadamente. Foram realizados inúmeros pagamentos cujos valores ultrapassaram um salário mínimo, ou seja, R\$ 724,00. Esses valores não foram considerados na divisão efetuada por Barros, Foguel e Ulyssea (2007).

O pagamento mínimo efetuado foi de R\$ 32,00 e o máximo, de R\$ 1.566,00. Por sua vez, a média anual das transferências diretas e condicionadas para as famílias de baixa renda foi em torno de R\$ 160,03.

9. De acordo com o *Manual de Gestão do Programa Bolsa Família* (Brasil, 2018), esse benefício é concedido às famílias do programa que tenham jovens entre 16 e 17 anos, podendo cada família receber até no máximo dois benefícios.

10. O BSP é concedido às famílias cuja renda familiar *per capita* se mantenha igual ou inferior a R\$ 77,00, em 2014, e que mesmo recebendo o PBF não ultrapasse o limite de rendimento mínimo que a caracteriza como sendo de pobreza extrema. Assim, o BSP será igual ao valor adicional necessário para que a renda da família supere a linha de extrema pobreza.

No gráfico 1 apresenta-se a distribuição dos valores típicos dos rendimentos do PBF recebidos pelas famílias em 2014.



Note que, de fato, a maior concentração desses valores típicos se encontra dentro do intervalo que vai até, aproximadamente, um salário mínimo (R\$ 724,00). Existe, contudo, uma quantidade de pagamentos de valores acima do salário mínimo que precisa ser levada em conta no momento da identificação dessas famílias.

O restante do processo de divisão das famílias ocorreu de forma aproximada ao que foi realizado por Barros, Foguel e Ulyseia (2007). Considerou-se o valor de R\$ 724,00 como sendo o valor recebido pela família referente ao pagamento do BPC, e os valores restantes, que não se incluem na classificação de PBF nem BPC, são imputados como sendo provenientes do pagamento de JD.

Partindo dessa divisão, foi possível desagregar os rendimentos não provenientes do trabalho em três modalidades: ativos, rendimento de transferências não governamentais e rendimentos de transferências governamentais, de acordo com o esquema descrito a seguir.

- 1) Rendimentos de ativos: $(\text{RendAtivos}) = (i) + (ii) + (iii) = v1258 + v1261 + v1267 + v1273\text{JD}$.
 - a) aluguéis ($v1267$).
 - b) JD ($v1273\text{JD}$).
 - c) outras pensões e aposentadorias ($v1258$ e $v1261$).

- 2) Rendimentos de transferências não governamentais: (doações) = (iv) = v1270.
 - a) ajuda de não morador (v1270).
- 3) Rendimento de transferências governamentais: (TransfAPAGovDom) = (v) + (vi) + (vii) + (viii) = v1252 + v1255 + v1264 + v1273BPC + v1273BF.
 - a) pensões e aposentadorias públicas (v1252 e v1255).
 - b) BPC (v1273BPC).
 - c) benefícios do PBF (v1273BF).
 - d) abono de permanência (v1264).

Em que v1273JD é a parcela da variável v1273 destinada para pagamento de JD, v1273BF é a parcela da variável v1273 destinada ao PBF e v1273BPC é a parcela da variável v1273 destinada ao pagamento do BPC.

A divisão realizada fornece informações importantes quanto à posse ou não de ativos pelas famílias. É de se esperar que aquelas que possuem baixo rendimento do trabalho, bem como as que recebem apenas rendimentos de transferências de programas sociais, como o PBF e o BPC, não possuam acesso a ativos. Sendo assim, é mais provável que essas famílias não obtenham acesso a crédito no mercado.

Caso essas famílias possuam acesso a bens duráveis, tais como carros, motos, ou ambos, e casa própria, o baixo rendimento do trabalho não é impeditivo para que obtenham acesso a crédito, uma vez que essas famílias possuem colateral para dar em troca ou utilizá-lo como garantia.

Partindo dessas duas variáveis principais, acesso a ativos e posse de bens, realizou-se a separação dos agentes na PNAD como sendo do tipo p (famílias sem acesso ao crédito) e do tipo q (famílias com acesso ao crédito), de acordo com a tabela 1.

TABELA 1
Divisão das famílias na PNAD

		Ativos		
		Não	Sim	Sem informação
Bens	Não	p	q	p
	Sim	p se $v4622 \leq 1$; q se $v4622 > 1$	q	p se $v4622 \leq 1$; q se $v4622 > 1$
	Sem informação	p se $v4622 \leq 1$; q se $v4622 > 1$	q	p se $v4622 \leq 1$; q se $v4622 > 1$

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. $v4622 \leq 1$: rendimento mensal domiciliar *per capita* menor ou igual a um quarto de salário mínimo (R\$ 724,00).

2. $v4622 \geq 1$: rendimento mensal domiciliar *per capita* superior ou igual a um quarto de salário mínimo (R\$ 724,00).

Dado que, em 2014, o número de domicílios no Brasil era de cerca de 67,2 milhões, identificou-se com a divisão apresentada que aproximadamente 16,73% desses domicílios eram compostos por famílias do tipo p , ou seja, $N_p = 11.236.463$, enquanto 83,27% eram do tipo q , ou seja, $N_q = 55.937.699$.

Portanto, partindo do total de famílias ($N = 67.174.162$), determinou-se que a fração daquelas sem capacidade de acumular capital ($L_p = 11.236.463/67.174.162$) é igual a 0,1673, e a das com possibilidades de acumular capital ($L_q = 55.937.699/67.174.162$), 0,8327.

Uma vez realizada a divisão das famílias, constatou-se que a renda média mensal *per capita* de todos os trabalhos das famílias do tipo p era aproximadamente R\$ 552,78, enquanto essa mesma renda para as famílias do tipo q era de cerca de R\$ 1.156,71. Com relação à renda de todas as fontes, que inclui também a renda não proveniente do trabalho, as famílias do tipo p e q receberam em média o valor de R\$ 852,37 e R\$ 2.064,22 *per capita*, respectivamente.

De acordo com Cooley e Prescott (1995), os trabalhadores dedicam, em média, um terço das suas horas diárias disponíveis para o trabalho. Este estudo, contudo, considerou as horas totais trabalhadas anuais médias por trabalhador brasileiro obtidas da Penn World Table (PWT), referente ao período de 2006 a 2014. Esse valor foi dividido por 365 dias do ano para ser expresso em horas trabalhadas diárias, e em seguida foi dividido por dezesseis para refletir o valor das horas trabalhadas efetivas por dia. Ou seja, essa divisão levou em consideração que, dentro das vinte e quatro horas diárias, pelo menos oito horas são dedicadas ao sono e à higiene pessoal. O valor das horas totais médias trabalhadas por trabalhador nesse período foi, portanto, de $H = 0,293028$, valor ligeiramente inferior ao encontrado por Cooley e Prescott (1995) para a economia americana.

Assim, assumindo-se que a hora média trabalhada por cada agente seja igual à hora média da PWT, então se tem que $h_p L_p + h_q L_q = 0,293028$. Dados da PNAD 2014 indicam que as quantidades de horas médias trabalhadas por semana pelas famílias do tipo p e q são de 22,23876 horas e 24,68812 horas, respectivamente. Admitindo-se que a relação entre essas horas semanais dos tipos p e q do modelo respeita a relação entre as horas da PNAD, então, dados L_p , L_q , H e a relação entre os salários médios de cada tipo na PNAD, determina-se que $h_p = 0,268410$ e $h_q = 0,297973$.

3.2 Contas Nacionais

O passo seguinte do processo de calibração consiste na determinação do conjunto de parâmetros do modelo. Admitindo-se a hipótese de que a economia brasileira estivesse em trajetória estacionária em 2014, o processo de calibração é realizado de forma que haja correspondência entre a solução estacionária do modelo e os dados observados da economia brasileira naquele ano. Dessa forma, os parâmetros do modelo serão subdivididos em: *i*) parâmetros de preferências (β , μ_p , μ_q , ψ_p , ψ_q);

ii) parâmetros de tecnologia ($\delta, \delta_g, \theta, \gamma, \xi_p, \xi_q, A$); e iii) parâmetros de política fiscal do governo ($\alpha_p, \alpha_q, \alpha_g, \alpha_I, \tau_{c_p}, \tau_{c_q}, \tau_{h_p}, \tau_{h_q}, \tau_k$).

Inicialmente, é necessária a obtenção nas Contas Nacionais de informações relacionadas aos agregados macroeconômicos, tais como: consumo, consumo do governo, investimento privado, investimento público, dívida pública, entre outros. De posse dessas informações agregadas, partimos para as equações do estado estacionário, a fim de calibrar os parâmetros relativos a esses agregados.

A tabela 2 apresenta as principais variáveis macroeconômicas em relação ao PIB, ajustadas para o caso de uma economia fechada e com governo em 2014. Essas informações foram obtidas diretamente das Contas Nacionais do Brasil, de acordo com o IBGE.

TABELA 2
Agregados macroeconômicos em relação ao PIB (2014)

C/Y	C_g/Y	I_g/Y	I/Y
0,602981	0,191535	0,029684	0,175801

Elaboração dos autores.

As taxas de depreciação médias dos capitais público e privado foram obtidas a partir das leis de movimento em estado estacionário. Assim, excluindo-se o capital da administração pública, a acumulação de capital privado é expressa por $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$, o que, em estado estacionário, determina o valor de $\delta = I_t/K_t$. Analogamente, dada a acumulação de capital da administração pública, $K_{gt+1} = (1 - \delta_g)K_{gt} + I_{gt}$, obtém-se, em estado estacionário, $\delta_g = I_{gt}/K_{gt}$. De acordo com dados do IBGE e do Ipeadata, entre 1998 e 2008, as médias das frações (I_{gt}/K_{gt}) e (I_t/K_t) são, respectivamente, 0,050958 e 0,078558. Esses valores correspondem às taxas de depreciação $\delta_g = 0,050958$ e $\delta = 0,078558$.

O parâmetro γ evidencia a elasticidade da infraestrutura na função de produção, ou seja, expressa o valor que o capital público de infraestrutura exerce sobre o produto da economia. Como argumentado por Pereira e Ferreira (2010), não existe na literatura econômica uma estimativa consensual sobre a elasticidade do produto em relação aos serviços de infraestrutura do governo. Aschauer (1989) encontra que o aumento de 1% no estoque de capital público não militar leva a um aumento de 0,36% a 0,39% no produto, enquanto a elasticidade estimada do produto em relação ao estoque de capital “núcleo” de infraestrutura é de 0,24. Para a economia brasileira, Ferreira e Malliagos (1998) encontram valores da elasticidade-renda do capital de infraestrutura entre 0,55 e 0,61. Porém, para a elasticidade do produto em relação aos serviços do governo em infraestrutura utilizou-se, de forma conservadora, o valor encontrado em Ferreira (1993) e Ferreira e Nascimento (2006) para a economia americana de $\gamma = 0,09$.

De acordo com o modelo, a relação entre as rendas médias do trabalho dos tipos p e q é expressa por $\xi_p h_p / \xi_q h_q = w_p h_p / w_q h_q$. Admitindo que essa relação equivale à relação entre as rendas médias dos tipos p e q apresentadas na subseção anterior, dados h_p e h_q , arbitrando-se, sem perda de generalidade, $\xi_p = 1$, determina-se $\xi_q = 1,884928$. Esse valor indica quantas vezes o salário médio por hora trabalhada do tipo p é inferior ao do tipo q . Ou seja, a produtividade do trabalhador do tipo q é aproximadamente 1,9 vez superior à produtividade do trabalhador do tipo p , o que corrobora as diferenças entre os salários recebidos por esses agentes.

A participação da renda do trabalho no PIB seguirá a regra utilizada por Atkinson (1983), Ryan (1996), Gollin (1998; 2002), Harrison (2005), Bernanke e Gürkaynak (2001) e Guerriero (2012). De acordo com essa regra, a renda dos autônomos é composta pela mesma combinação de trabalho e capital, como no restante da renda da economia. Sendo assim, atribui-se aos autônomos um salário igual ao salário médio dos empregados. Portanto, a participação da renda do trabalho no PIB (LS) será calculada pela seguinte expressão:

$$LS = \frac{\text{remuneração dos empregados}}{\text{valor adicionado (- impostos indiretos) - rendimentos dos autônomos}}$$

Note que o *valor adicionado (- impostos indiretos)* corresponde ao PIB a custo de fatores e está nomeado nas Contas Nacionais como valor adicionado bruto. Sendo assim, de acordo com o Sistema de Contas Nacionais do IBGE, o valor adicionado bruto (produto a custo de fatores) é igual a R\$ 4.972.734.000.000,00, enquanto a remuneração dos empregados e o rendimento misto bruto (autônomos) correspondem, respectivamente, a R\$ 2.515.369.000.000,00 e R\$ 488.951.000.000,00. Portanto, a participação da renda do trabalho em relação ao produto da economia (calculada para 2014) será dada por $(1 - \theta) = 0,560993$. Conhecido o valor da participação da renda do trabalho no PIB, determina-se o valor da participação do capital no produto como sendo igual a $\theta = 0,439007$.

Os parâmetros tributários τ_{c_p} , τ_{c_q} , τ_{h_p} , τ_{h_q} , τ_k são calculados a partir de informações da SRF do Brasil, de acordo com o relatório anual de carga tributária bruta de 2014-2015. Inicialmente, a receita tributária foi subdividida em três categorias, conforme a seguir descrito.

- 1) Receita tributária sobre o consumo (R\$ 925.635.629.914,05): Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), Impostos sobre Comércio Exterior, Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico Incidente sobre as Operações Realizadas com Combustíveis (Cide-Combustíveis), Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico Incidente sobre as Remessas ao Exterior (Cide-Remessas), Imposto sobre Circulação de

Mercadorias e Serviços (ICMS), Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS), entre outros.

- 2) Receita tributária sobre o trabalho (R\$ 612.401.781.054,13): Contribuição para Custeio de Pensões Militares, Contribuição Previdência Social, Contribuição para o Plano de Seguridade Social do Servidor Público (CPSS), contribuições rurais, Fundo de Saúde Militar, Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), salário-educação, Sistema S, cota-parte da contribuição sindical e regimes próprios estadual e municipal, entre outros.
- 3) Receita tributária sobre o capital (R\$ 305.823.078.684,36): Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF), Imposto de Renda de Pessoa Jurídica (IRPJ), Imposto sobre Operações Financeiras (IOF), taxas federais, cota-parte do Adicional ao Frete para Renovação da Marinha Mercante, Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR), Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (COFINS), Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL), Programa de Integração Social/Programa de Formação do Patrimônio do Servidor Público (PIS/PASEP), Contribuição sobre a Receita de Concursos de Prognósticos, contribuição por Danos Pessoais Causados por Veículos Automotores de Vias Terrestres (Seguro DPVAT), outras contribuições federais, contribuições sobre a receita de empresas de telecomunicações, dívida ativa e outros tributos e contribuições, Contribuição sobre a Receita de Permissionários e Concessionários de Energia Elétrica, Imposto sobre a Propriedade de Veículos Automotores (IPVA), Imposto sobre Transmissão Causa Mortis e Doação de Quaisquer Bens ou Direitos (ITCD), outros tributos estaduais e municipais, Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), Imposto de Transmissão de Bens Imóveis Intervivos (ITBI), entre outros.

Somando-se todas as receitas tributárias e dividindo pelo PIB (R\$ 5.687,309 bilhões), medido pela SRF, obtém-se uma carga tributária de 32,42%.

Dado que, segundo Paes e Bugarin (2006), a alíquota do imposto sobre o consumo para diferentes faixas de rendimentos, entre menos de dois e mais de vinte salários mínimos, não apresenta diferenças significativas, admite-se $\tau_{c_p} = \tau_{c_q} = \tau_c$. Assim, dada a participação do consumo total no PIB, segundo dados do IBGE para 2014, correspondente a 0,560993 e, como em Pereira e Ferreira (2011), admitindo-se τ_c , igual à tributação sobre o consumo em relação ao PIB/participação do consumo total no PIB, obtém-se $\tau_c = 0,2699$.

Assumindo-se que os agentes mais pobres (tipo *p*) pagam apenas uma alíquota mínima do Instituto Nacional do Seguro Social (INSS), equivalente a 8%,

determina-se a alíquota sobre o rendimento do trabalho desses agentes igual a $\tau_{h_p} = 0,08$. Uma vez que a razão receita tributária/PIB pode ser representada pela expressão $\tau_{h_p} \xi_p w h_p L_p + \tau_{h_q} \xi_q w h_q L_q = (\text{receita tributária sobre o trabalho}/Y_t)$, tudo o mais conhecido, obtêm-se o valor para $\tau_{h_q} = 0,2027$.

Analogamente, dada a renda do capital no produto, $rK/Y = \theta$, a arrecadação tributária sobre a renda do capital em relação ao PIB determina $\tau_k \theta = 0,0538$, o que implica $\tau_k = 0,1225$.

De acordo com o modelo, a arrecadação tributária do governo tem como destino final o seu consumo, o investimento público e as transferências para os dois tipos de agentes. Com isso, conhecido o valor da carga tributária no PIB de 0,3242 e as proporções em relação ao PIB do consumo e dos investimentos da administração pública, de acordo com as Contas Nacionais do IBGE para 2014, de 0,191535 e 0,0297, respectivamente, determinam-se $\alpha_g = 0,5908$ e $\alpha_I = 0,0916$.

De acordo com a PNAD 2014, a razão entre as transferências *per capita* das famílias do tipo p e q mantém a seguinte proporção: $tr_{p_i}/tr_{q_i} = 0,086999$. Pela restrição orçamentária do governo, encontra-se o valor de transferências totais no PIB, e dada a relação entre as transferências individuais, determinam-se as relações no PIB das transferências agregadas de cada tipo, ou seja, TR_p/Y e TR_q/Y .

Assim, definindo-se o valor das transferências agregadas pela restrição orçamentária do governo em estado estacionário, tudo o mais conhecido, e sabendo-se que a soma das transferências agregadas individuais é igual às transferências totais, então, dada a proporção entre estas, determinam-se os valores das transferências para cada grupo de agentes. Como no modelo as transferências no PIB são frações da arrecadação tributária no PIB, obtêm-se $\alpha_p = 0,0254$ e $\alpha_q = 0,2922$.

Para o parâmetro que mede o grau de substituição entre o consumo privado e os serviços do governo em consumo, ou seja, μ_p e μ_q , são encontrados diversos resultados na literatura. Bailey (1971), em sua análise de multiplicadores dos gastos governamentais, incorpora a suposição de os agentes interpretarem os gastos públicos como substitutos do consumo das famílias. Barro (1981) formaliza a relação de substituição, argumentando que o grau de substituíbilidade se encontra entre 0 (gasto do governo em consumo é puro desperdício) e 1 (consumidores valoram os gastos públicos e privados igualmente). Aschauer (1985) afirma que as despesas públicas em bens duráveis e serviços reduzem o consumo privado na faixa de 23% a 42%.

Na literatura nacional, os trabalhos de Bezerra *et al.* (2014), Ferreira e Nascimento (2006) e Santana, Cavalcanti e Paes (2012) fazem uso de um valor conservador, para o peso do consumo do governo na utilidade das famílias, equivalente a 0,5. Nesse caso, os serviços de consumo ofertados pelo governo apresentam relevância menor na utilidade das famílias em comparação com o consumo privado.

Assumindo-se, na calibração padrão, que o peso do consumo do governo, ponderado pelas respectivas frações de agentes seja igual ao valor mínimo encontrado por Aschauer (1985), $\mu_p L_p + \mu_g L_g = \mu = 0,23$, e considerando que os pesos do lazer são iguais para os dois agentes, determina-se $\psi_p = \psi_g = 1,3201$.

O peso relativo do lazer na utilidade do consumidor é calibrado de forma que as horas trabalhadas médias sejam iguais a 0,293028, como visto anteriormente. Uma vez que, na economia, comportam-se dois tipos diferentes de agentes, o peso do lazer na função de utilidade estará diretamente atrelado ao valor das produtividades individuais de cada agente. Dado o consumo agregado, oriundo da restrição de recursos da economia, obtêm-se os consumos individuais agregados de cada agente. Conhecidas, também, as horas médias trabalhadas e as respectivas transferências, determina-se uma relação linear entre os pesos do consumo do governo e os pesos individuais do lazer.

A condição de primeira ordem que relaciona o consumo hoje (c_t) com o consumo amanhã (c_{t+1}), proveniente do problema de maximização da utilidade do agente do tipo q , resulta, em estado estacionário, na expressão $\beta = \frac{1}{(1-\tau_k)r+(1-\delta)}$. Sabendo-se que $rKY = \theta$ e $\delta KY = I/Y$, a equação mencionada pode ser representada por $\beta = \frac{1}{(1-\delta) + \frac{\delta\theta(1-\tau_k)}{I/Y}}$. Portanto, conhecido o valor da relação $I/Y = 0,175801$, determina-se $\beta = 0,914422$.

O último parâmetro a ser calibrado é o nível de tecnologia $A = 1,0724$, que é escolhido de forma a normalizar o nível de produto para a unidade. Os parâmetros calibrados, no cenário básico ou no estado estacionário, estão resumidos nas tabelas 3, 4 e 5.

TABELA 3
Parâmetros de preferência da economia

β	μ	ψ_p	ψ_g
0,9144	0,23	1,3201	1,3201

Elaboração dos autores.

TABELA 4
Parâmetros de tecnologia da economia

δ	δ_g	θ	γ	ξ_p	ξ_g	A
0,0786	0,0510	0,4390	0,09	1	1,8849	1,0724

Elaboração dos autores.

TABELA 5
Parâmetros de políticas fiscais da economia

α_p	α_q	α_g	α_l	τ_{c_p}	τ_{c_q}	τ_{h_p}	τ_{h_q}	τ_k
0,0254	0,2922	0,5908	0,0916	0,2699	0,2699	0,08	0,2027	0,1225

Elaboração dos autores.

Após a calibração dos parâmetros do modelo, determina-se o estado estacionário para as variáveis macroeconômicas dadas de acordo com a tabela 6.

TABELA 6
Variáveis em estado estacionário

Y	C_p	C_q	C_g	H_p	H_q	l	l_g
1,0000	0,0421	0,5609	0,1915	0,0449	0,2481	0,1758	0,0297
K	K_g	TR_p	TR_q	T	r	W_p	W_q
2,23790	0,58250	0,00820	0,09470	0,32420	0,19620	1,09440	2,06290

Elaboração dos autores.

4 RESULTADOS

Esta seção tem como objetivo analisar os efeitos alocativos e de bem-estar social, gerados a partir das políticas alternativas propostas, para os diferentes tipos de agentes econômicos. Pretende-se determinar como, e em que magnitude, essas diferentes políticas fiscais afetariam os valores das variáveis macroeconômicas, tais como: produto, estoque de capital público e privado, investimentos público e privado, consumo dos agentes, salários, entre outras.

As medidas de bem-estar apresentadas neste trabalho seguem Lucas Junior (1987), Cooley e Hansen (1992) e Pereira e Ferreira (2008; 2010; 2011) e equivalem ao cálculo da porcentagem de mudança constante no consumo dos agentes do tipo p e do tipo q , x_p e x_q . Essas medidas de bem-estar satisfazem as seguintes equações, respectivamente:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_p^{SS}(1 + xp) + \mu_p C_g^{SS}) + \psi_p \ln(1 - h_p^{SS}) \} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_{p_t} + \mu_p C_{g_t}) + \psi_p \ln(1 - h_{p_t}) \} \quad (19)$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_q^{SS}(1 + xq) + \mu_q C_g^{SS}) + \psi_q \ln(1 - h_q^{SS}) \} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \ln(c_{q_t} + \mu_q C_{g_t}) + \psi_q \ln(1 - h_{q_t}) \} \quad (20)$$

Em que c_p^{SS} , c_q^{SS} , c_g^{SS} , h_p^{SS} e h_q^{SS} são os valores de estado estacionário, anteriores à implementação da política, para o consumo do agente p , consumo do agente q , consumo do governo, horas trabalhadas do agente p e horas trabalhadas do agente q , respectivamente, e $\{c_{p_t}, c_{q_t}, c_{g_t}, h_{p_t}, h_{q_t}\}_{t=0}^{\infty}$, suas trajetórias após a implementação da política.

Valores positivos de x_p e x_q indicam que a implementação de determinada política seria equivalente a uma elevação percentual permanente nos níveis de consumo em estado estacionário dos agentes p e q , respectivamente, c_p^{SS} e c_q^{SS} , mantendo-se tudo mais constante.

4.1 Políticas macroeconômicas

Como explanado na introdução, diversos trabalhos indicam que ampliar a disponibilidade de infraestrutura pública, em geral, eleva o bem-estar agregado da economia, contudo, não discutem quais seriam seus eventuais efeitos distributivos. Nesta subseção, pretende-se avaliar, por meio de simulações do modelo, efeitos desagregados de diferentes formas de financiamento dos gastos em infraestrutura pública sobre os agentes da economia.

No modelo, a arrecadação tributária é destinada a quatro fins: consumo do governo, investimentos em infraestrutura pública, transferências para os agentes do tipo p e transferências para os agentes do tipo q . Com isso, as simulações de políticas consideram três aspectos possíveis para a ampliação do investimento em infraestrutura pública, α_I :

- P1 – redução dos gastos do governo no PIB a partir de reduções em α_g ;
- P2 – redução das transferências para os agentes do tipo q no PIB a partir de reduções em α_q ; e
- P3 – redução conjunta dos gastos do governo e das transferências para os agentes do tipo q no PIB a partir de reduções em α_g e α_q .

As simulações a seguir levam em consideração a relação ótima de investimento público/PIB de 3,75%¹¹ estimada por Santana, Cavalcanti e Paes (2012). Essa relação se aproxima da média da década de 1970 (3,71%) segundo esses mesmos autores.

De acordo com a calibração padrão, tem-se, no estado estacionário inicial, uma relação investimento público/PIB de aproximadamente 2,97%. Desse modo, para garantir que, no longo prazo, ou seja, no novo estado estacionário, essa relação atinja o valor de 3,75%, determinou-se nas simulações que a relação investimento

11. Ferreira e Nascimento (2006) realizaram exercícios supondo uma relação investimento público/PIB de 4% e obtiveram resultados relevantes sobre a economia. No longo prazo, houve um aumento no produto, no consumo privado e público de 12%, 34% e 4%, respectivamente.

público/PIB no longo prazo deveria crescer 26,33% em comparação com aquela do estado estacionário inicial.

4.1.1 Política de redução do consumo do governo e aumento do investimento em infraestrutura (P1)

Para obter uma relação investimento público/PIB de 3,75% no longo prazo é necessária uma redução nas despesas de consumo do governo, em relação ao PIB, equivalente a 4,11%. Isso é possível por meio de políticas de reduções nas despesas com a manutenção da estrutura pública e/ou pela redução dos serviços fornecidos à população.

De acordo com a tabela 7, em estado estacionário, a parcela de serviços públicos (μC_g) destinada para os agentes do tipo p é igual a 4,41% do PIB. Esse valor é superior ao total do consumo privado dos agentes tipo p no PIB (4,21%). Esse fato demonstra, portanto, um elevado grau de dependência de serviços públicos desses agentes, principalmente aqueles voltados para a saúde, educação e segurança pública.

TABELA 7
Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da política P1

Número de anos após a política ¹	0	1	4	8	12	50	100	200
Variável real ² (valor absoluto)								
Produto (Y)	1,0000	1,0003	1,0043	1,0100	1,0154	1,0413	1,0472	1,0480
Consumo agente p (C_p)	1,0000	1,0167	1,0191	1,0238	1,0289	1,0564	1,0627	1,0636
Consumo agente q (C_q)	1,0000	1,0013	1,0030	1,0072	1,0121	1,0397	1,0460	1,0469
Consumo do governo (C_g)	1,0000	0,9601	0,9629	0,9677	0,9726	0,9982	1,0040	1,0049
Horas trabalhadas p (H_p)	1,0000	1,0198	1,0196	1,0194	1,0193	1,0195	1,0196	1,0196
Horas trabalhadas q (H_q)	1,0000	0,9986	1,0004	1,0015	1,0018	1,0006	1,0002	1,0001
Investimento privado (I)	1,0000	0,9922	1,0057	1,0172	1,0244	1,0439	1,0475	1,0480
Investimento do governo (I_g)	1,0000	1,2649	1,2686	1,2749	1,2815	1,3152	1,3228	1,3239
Estoque capital privado (K)	1,0000	0,9994	0,9999	1,0037	1,0089	1,0397	1,0470	1,0480
Estoque capital público (K_g)	1,0000	1,0135	1,0504	1,0923	1,1276	1,2829	1,3188	1,3238
Transferências p (TR_p)	1,0000	1,0010	1,0039	1,0089	1,0141	1,0408	1,0468	1,0477
Transferências q (TR_q)	1,0000	1,0010	1,0039	1,0089	1,0141	1,0408	1,0468	1,0477
Arrecadação tributária (T)	1,0000	1,0010	1,0039	1,0089	1,0141	1,0408	1,0468	1,0477
Retorno do capital (r)	1,0000	1,0003	1,0049	1,0074	1,0078	1,0019	1,0002	1,0000
Salário agente p (w_p)	1,0000	0,9998	1,0023	1,0070	1,0120	1,0390	1,0452	1,0460
Salário agente q (w_q)	1,0000	0,9998	1,0023	1,0070	1,0120	1,0390	1,0452	1,0460

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nos resultados das simulações, o período duzentos é apresentado como referência a um período em que um novo estado estacionário já tenha sido alcançado. Esse padrão será seguido em todas as simulações de políticas.

² Variáveis normalizadas pelos valores de estado estacionário.

Obs.: 1. Redução de 4,11% na razão consumo do governo/PIB direcionada à elevação dos investimentos públicos.

2. Efeito de bem-estar: ($\chi p\%$) = -1,0653; e ($\chi q\%$) = 0,9961.

Para os agentes do tipo q , esses mesmos serviços do governo representam apenas 7,85% do total consumido privadamente. De modo geral, percebe-se que políticas restritivas como aquelas que provocam reduções no consumo do governo exigirão

certo grau de sacrifício por parte da população, principalmente para aquela parcela que atribui ao consumo do governo, distribuído na forma de serviços públicos, uma grande importância na formação de sua utilidade.

Verifica-se, ainda, na tabela 7, que a redução do consumo do governo, no curto e médio prazo, leva a uma perda de bem-estar de 1,0653% dos agentes mais dependentes dos serviços do governo. Em contrapartida, para os menos dependentes essa política gera um ganho de bem-estar de 0,9961%.

Vale destacar que se por um lado a redução do consumo do governo é capaz de reduzir o bem-estar das famílias mais pobres da economia, por outro, é possível haver redução de consumo ou de despesas do governo por meio do aumento da eficiência provocado por mudanças estruturais nos segmentos deficitários e pelo aprimoramento da gestão dos gastos públicos.

Em termos de crescimento, nota-se com essa política um aumento do produto em torno de 4,8% no longo prazo, acompanhado por um aumento expressivo dos gastos do governo com investimentos públicos (32,4%).

Portanto, o aumento dos investimentos em infraestrutura proporciona aumento do produto tanto no curto quanto longo prazo. Vale ressaltar que o crescimento no primeiro ano da política é bastante modesto, aproximadamente, 0,03%. No oitavo, contudo, mantido tudo o mais constante, esse aumento já alcança 1% e, no novo equilíbrio de estado estacionário, o produto terá um aumento de 4,8%, aproximadamente.

Quanto aos consumos privados, no primeiro ano da política já se observa o aumento para ambos os agentes, p e q , além das transferências. Vale ressaltar que, para haver aumento no consumo, o agente tipo p deverá trabalhar mais horas. O agente tipo q terá, ao longo da trajetória para o novo equilíbrio, um maior nível de consumo associado a um pequeno aumento de horas trabalhadas.

Dado que o bem público é de suma importância na composição do consumo do agente tipo p , a redução dos gastos do governo acaba por provocar uma queda no bem-estar desses agentes. O que também ocorre pelo aumento das horas trabalhadas desde o primeiro ano da implantação dessa política até o novo equilíbrio, mesmo havendo crescimento nos níveis de consumo ao longo dessa transição.

As reduções percentuais dos gastos do governo, e a realocação destes para o investimento em infraestrutura pública, proporcionam ganhos de bem-estar para o agente do tipo q , uma vez que a eficiência gerada na economia remunera melhor aqueles indivíduos com capacidade de poupança.

De modo geral, no longo prazo, todas as variáveis macroeconômicas convergem para patamares superiores com relação ao estado estacionário inicial.

4.1.2 Política de redução das transferências para os agentes tipo q e aumento do investimento em infraestrutura (P2)

Na política 2 (P2), para manter a relação investimento público/PIB na mesma proporção que a política anterior (P1), seria necessária uma redução das transferências em relação ao PIB para o agente q equivalente a 8,97% ao longo da trajetória para o novo estado estacionário.

Nessa política, como apresentado na tabela 8, são observados efeitos redutores permanentes sobre as horas trabalhadas pelos agentes do tipo p e sobre as transferências para os agentes do tipo q . Isso reflete em ganhos positivos de bem-estar para o agente p de 1,9091%, uma vez que reduzir horas trabalhadas torna possível a alocação do tempo livre para atividades voltadas para o lazer, cuidados pessoais ou mesmo para a qualificação profissional. Ademais, observa-se também, no longo prazo, um aumento das transferências para os agentes p .

TABELA 8
Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da política P2

Número de anos após a política ¹	0	1	4	8	12	50	100	200
Variável real ² (valor absoluto)								
Produto (Y)	1,0000	1,0042	1,0091	1,0155	1,0213	1,0485	1,0545	1,0553
Consumo agente p (C_p)	1,0000	0,9959	0,9995	1,0051	1,0108	1,0391	1,0455	1,0464
Consumo agente q (C_q)	1,0000	0,9931	0,9961	1,0015	1,0070	1,0358	1,0423	1,0432
Consumo do governo (C_g)	1,0000	0,9989	1,0029	1,0088	1,0145	1,0424	1,0487	1,0495
Horas trabalhadas p (H_p)	1,0000	0,9987	0,9985	0,9984	0,9983	0,9986	0,9986	0,9987
Horas trabalhadas q (H_q)	1,0000	1,0084	1,0097	1,0104	1,0106	1,0091	1,0087	1,0086
Investimento privado (I)	1,0000	1,0029	1,0148	1,0251	1,0318	1,0511	1,0548	1,0553
Investimento do governo (I_g)	1,0000	1,2688	1,2739	1,2814	1,2887	1,3241	1,3321	1,3332
Estoque capital privado (K)	1,0000	1,0002	1,0026	1,0080	1,0140	1,0468	1,0543	1,0553
Estoque capital público (K_g)	1,0000	1,0137	1,0512	1,0942	1,1304	1,2908	1,3279	1,3331
Transferências p (TR_p)	1,0000	0,9989	1,0029	1,0088	1,0145	1,0424	1,0487	1,0495
Transferências q (TR_q)	1,0000	0,9143	0,9180	0,9234	0,9286	0,9541	0,9599	0,9607
Arrecadação tributária (T)	1,0000	0,9989	1,0029	1,0088	1,0145	1,0424	1,0487	1,0495
Retorno do capital (r)	1,0000	1,0042	1,0075	1,0089	1,0087	1,0020	1,0002	1,0000
Salário agente p (w_p)	1,0000	0,9967	1,0004	1,0061	1,0117	1,0400	1,0463	1,0472
Salário agente q (w_q)	1,0000	0,9967	1,0004	1,0061	1,0117	1,0400	1,0463	1,0472

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nos resultados das simulações, o período duzentos é apresentado como referência a um período em que um novo estado estacionário já tenha sido alcançado. Esse padrão será seguido em todas as simulações de políticas.

² Variáveis normalizadas pelos valores de estado estacionário.

Obs.: 1. Redução de 8,97% na razão transferências dos agentes q /PIB direcionada à elevação dos investimentos públicos.

2. Efeito de bem-estar: ($\chi p\%$) = 1,9091; e ($\chi q\%$) = -0,0166.

Em relação ao agente tipo q ocorre o inverso: as horas trabalhadas aumentam continuamente até atingir o novo valor de equilíbrio. Isso representa um aumento de

8,6% comparativamente com o valor do estado estacionário inicial. Esse acréscimo nas horas trabalhadas associado à redução permanente nas transferências para esses agentes provoca uma perda de bem-estar de 0,0166%.

No primeiro ano da política, o panorama geral é caracterizado por reduções nas transferências para os agentes, no consumo do governo, na arrecadação tributária e nos salários das famílias. Isso leva, conseqüentemente, a reduções no consumo das famílias por um período de até quatro anos. Essas reduções, entretanto, são superadas no longo prazo a partir da política de ampliação nos gastos com investimentos públicos em 33,32%, sendo assistidas também pela elevação dos investimentos privados ao longo do mesmo período.

Cabe destacar que o efeito negativo no curto prazo, provocado por quedas na maioria das variáveis macroeconômicas, é um fator preponderante sobre o bem-estar das famílias, uma vez que estas ponderam mais o curto prazo do que as ações de longo prazo. Mesmo diante de um aumento expressivo no consumo do governo, de 49,5%, variável importante para os agentes mais pobres da economia, ainda assim, os ganhos de bem-estar são moderados para esses agentes.

Comparando os resultados com aqueles dispostos na subseção anterior é possível observar que tanto a política 1 quanto a política 2 geram perdas de bem-estar para uma parte dos agentes. Essas perdas são maiores para os agentes mais pobres, como no caso da política 1, e moderadas para os agentes considerados não pobres, mostrados na política 2, mesmo diante de aumentos expressivos no volume de gastos com investimentos públicos.

4.1.3 Política de redução do consumo do governo conjuntamente com reduções nas transferências para os agentes tipo q e aumento do investimento em infraestrutura (P3)

Na política 3 (P3), diferentemente das políticas anteriores, em que foram constatados resultados antagônicos no valor do bem-estar entre os diferentes agentes, a mesma relação investimentos público/PIB encontrada anteriormente é obtida por meio de políticas de reduções simultâneas tanto no consumo do governo quanto no valor das transferências para os agentes mais ricos (em relação ao PIB).

Mais precisamente, dada a calibração oficial, para atingir o nível de investimentos públicos no PIB igual a 3,75% foi necessário haver reduções nas relações consumo do governo/PIB e transferências para os agentes q /PIB de 2,26% e 4,67%, respectivamente.

Como se pode observar na tabela 9, essa política produz o mesmo ganho de bem-estar para os dois agentes, p e q , igual a 0,4710. Esse resultado pode ser interpretado como um aumento no consumo dos agentes no presente, proporcional a 0,4710%, que os torna indiferentes entre a nova política e a situação inicial.

TABELA 9
Efeitos macroeconômicos e de bem-estar da política P3

Número de anos após a política ¹	0	1	4	8	12	50	100	200
Variável real ² (valor absoluto)								
Produto (Y)	1,0000	1,0023	1,0068	1,0128	1,0185	1,0450	1,0509	1,0518
Consumo agente p (C_p)	1,0000	1,0060	1,0089	1,0141	1,0195	1,0475	1,0538	1,0547
Consumo agente q (C_q)	1,0000	0,9970	0,9994	1,0042	1,0095	1,0377	1,0441	1,0450
Consumo do governo (C_g)	1,0000	0,9802	0,9836	0,9889	0,9943	1,0211	1,0271	1,0280
Horas trabalhadas p (H_p)	1,0000	1,0089	1,0087	1,0085	1,0085	1,0087	1,0087	1,0088
Horas trabalhadas q (H_q)	1,0000	1,0037	1,0052	1,0061	1,0063	1,0050	1,0046	1,0045
Investimento privado (I)	1,0000	0,9977	1,0104	1,0213	1,0282	1,0476	1,0513	1,0518
Investimento do governo (I_g)	1,0000	1,2669	1,2714	1,2783	1,2852	1,3198	1,3276	1,3287
Estoque capital privado (K)	1,0000	0,9998	1,0013	1,0059	1,0115	1,0434	1,0507	1,0518
Estoque capital público (K_g)	1,0000	1,0136	1,0508	1,0933	1,1290	1,2870	1,3235	1,3287
Transferências p (TR_p)	1,0000	0,9999	1,0034	1,0088	1,0143	1,0416	1,0478	1,0486
Transferências q (TR_q)	1,0000	0,9560	0,9594	0,9646	0,9698	0,9959	1,0018	1,0027
Arrecadação tributária (T)	1,0000	0,9999	1,0034	1,0088	1,0143	1,0416	1,0478	1,0486
Retorno do capital (r)	1,0000	1,0023	1,0062	1,0082	1,0083	1,0019	1,0002	1,0000
Salário agente p (w_p)	1,0000	0,9982	1,0013	1,0065	1,0119	1,0395	1,0458	1,0466
Salário agente q (w_q)	1,0000	0,9982	1,0013	1,0065	1,0119	1,0395	1,0458	1,0466

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Nos resultados das simulações, o período duzentos é apresentado como referência a um período em que um novo estado estacionário já tenha sido alcançado. Esse padrão será seguido em todas as simulações de políticas.

² Variáveis normalizadas pelos valores de estado estacionário.

Obs.: 1. Redução de 2,26% e 4,67% na razão consumo do governo e transferências dos agentes q /PIB, respectivamente, direcionada à elevação dos investimentos públicos.

2. Efeito de bem-estar: (x_p)% = 0,4710; e (x_q)% = 0,4710.

Note que, no curto prazo, há uma leve redução no consumo dos agentes q e um crescimento mais acelerado no consumo dos agentes mais pobres. No quarto ano da política, não só o nível de consumo do agente tipo q permanece abaixo do valor de equilíbrio inicial, mas também o consumo do governo e as transferências dos agentes q .

Para o agente tipo p , inicialmente, a quantidade de horas trabalhadas se eleva e permanece praticamente constante ao longo da trajetória. No longo prazo, percebe-se um aumento bastante expressivo no nível dos investimentos públicos, equivalente a 32,8%, e cujo valor se aproxima daquele obtido na política 1.

Em termos de crescimento econômico, essa política promove o crescimento do produto da economia em torno de 5,2%, valor semelhante ao obtido na política 2.

De forma geral, observa-se que o agente p tem uma melhora, em termos de bem-estar, comparativamente à política 1 e uma piora em relação à política 2.

Diferentemente, o agente q tem uma piora em seu nível de bem-estar em relação à política 1 e uma melhora em relação à política 2.

Percebe-se claramente, entretanto, o caráter equitativo dessa política, de modo que o agente mais pobre seria o agente relativamente mais beneficiado em comparação com as políticas anteriores.

5 ANÁLISE DE SENSIBILIDADE

Nesta seção, analisa-se a sensibilidade dos resultados anteriores a modificações no parâmetro da elasticidade do capital de infraestrutura pública, γ , considerado fundamental no estudo desta economia hipotética. A produtividade do capital público é de grande importância no modelo, pois tem a capacidade de tornar o capital privado mais produtivo (Mussolini e Teles, 2010), na medida em que há uma maior disponibilidade de serviços de infraestrutura, tais como: estradas, portos, aeroportos, hidrelétricas, energia, telecomunicações etc.

Também importantes, os parâmetros μ_p e μ_q refletem o peso relativo dos serviços ofertados pelo governo na formação do consumo privado dos agentes. Portanto, à medida que esse peso se modifique espera-se um impacto significativo sobre o bem-estar das famílias. Quanto maior for o peso dos serviços públicos para a composição do consumo privado das famílias, mais as políticas que afetem a oferta desses serviços implicarão diretamente a redução do bem-estar. Com isso, as famílias estariam menos dispostas a abrir mão desses serviços no curto prazo, principalmente aquelas mais avessas ao risco, pois não saberão se, de fato, em um futuro próximo serão capazes de recuperar os mesmos níveis de serviços públicos do presente.

Logo, é interessante analisar a sensibilidade dos resultados das simulações dadas as alterações na proporção do capital público e no peso relativo do consumo de serviços públicos pelas famílias dessa economia.

5.1 Parâmetro de elasticidade do capital de infraestrutura

Nas simulações realizadas na seção 4, adotou-se um valor de 0,09 para a elasticidade do capital de infraestrutura (γ), ou capital público, com base na literatura (Bezerra *et al.*, 2014; Santana, Cavalcanti e Paes, 2012; Ferreira e Nascimento, 2006; Ferreira, 1993).

Esse valor é considerado conservador apesar de ainda não existir um consenso quanto a sua utilização. Para analisar como se comportaria a economia caso houvesse uma mudança no valor dessa elasticidade, realizou-se a análise de sensibilidade com $\gamma = 0,04$ e $\gamma = 0,14$.

A tabela 10 apresenta os resultados dos efeitos macroeconômicos das três políticas realizadas e seus respectivos impactos sobre o bem-estar.

TABELA 10
Ganhos de bem-estar associados à elasticidade do capital público (γ) das simulações realizadas

Elasticidade do capital público	Bem-estar	Simulação		
		P1	P2	P3
$\gamma = 0,04$	$x_p\%$	-2,1424	0,7897	-0,2641
	$x_q\%$	0,3908	-0,6286	-0,2641
$\gamma = 0,09$	$x_p\%$	-1,0653	1,9091	0,4710
	$x_q\%$	0,9961	-0,0166	0,4710
$\gamma = 0,14$	$x_p\%$	0,0759	3,0953	1,2467
	$x_q\%$	1,6386	0,6331	1,2467

Elaboração dos autores.

Obs.: P1: redução dos gastos do governo no PIB a partir de reduções em α_q direcionada à elevação dos investimentos públicos. P2: redução das transferências para os agentes tipo q no PIB a partir de reduções em α_q direcionada à elevação dos investimentos públicos. P3: redução conjunta dos gastos do governo e das transferências para os agentes tipo q no PIB a partir de reduções em α_q e α_p direcionada à elevação dos investimentos públicos.

Corroborando estudo de Santana, Cavalcanti e Paes (2012), pode-se notar que nas três simulações os resultados são afetados pela variação da produtividade do capital público, em razão deste ser essencial na produção.

Considerando-se um nível de produtividade do capital público menor ($\gamma = 0,04$), ainda se observam ganhos de bem-estar nas políticas 1 e 2, apesar de inferiores à calibração padrão, para as famílias p ou para as família q , respectivamente. Em P1, as famílias tipo q têm seu valor de bem-estar reduzido, contudo ainda permanecendo positivo. Para o agente do tipo p ocorre uma forte redução de bem-estar tanto em P1 quanto em P2 e P3. Em P2, no entanto, mesmo existindo, essa redução ainda proporciona ganho de bem-estar positivo. Portanto, a redução da elasticidade do capital público acentua as perdas de bem-estar para as famílias, cujo valor permanece positivo, porém inferior, na política 1, no caso das famílias q , e na política 2, no caso das famílias p .

Para o caso em que a produtividade do capital público é maior, ou seja, $\gamma = 0,14$, observam-se ganhos de bem-estar geral relativamente à calibração padrão, com destaque para o aumento expressivo percebido pelas famílias do tipo p em P2. Note-se que, ao escolher uma política de desconcentração de renda (P2) em vez da redução dos serviços públicos (P1 ou P3), que são importantes para as famílias mais pobres, o aumento no nível da infraestrutura pública reflete em mais serviços públicos ofertados às famílias e, com isso, há um efeito mais positivo para aquelas famílias que atribuem aos serviços do governo uma importância maior na composição do consumo privado.

5.2 Peso relativo dos serviços públicos

De acordo com a calibração principal, adotou-se o valor mínimo obtido em Aschauer (1985) para o peso relativo atribuído pelas famílias ao consumo dos

serviços públicos. Sendo assim, dada a heterogeneidade entre as famílias, assumimos o valor 0,23 como sendo o peso médio com que cada família valora o uso desses serviços na composição dos respectivos consumos privados individuais.

Na literatura nacional (por exemplo, Bezerra *et al.*, 2014; Santana, Cavalcanti e Paes, 2012; e Ferreira e Nascimento, 2006) é comum encontrar trabalhos que utilizam o valor de 0,5 como sendo o peso do consumo público na utilidade das famílias. Sendo assim, iremos realizar uma análise de sensibilidade assumindo o valor de 0,5 (valoração do consumo público igual à metade do consumo privado) e 0,75 (valoração do consumo público igual a três quartos do consumo privado).

A tabela 11 apresenta os resultados de bem-estar para os diferentes pesos para o consumo dos serviços públicos.

TABELA 11
Ganhos de bem-estar associados ao peso dos serviços públicos das simulações realizadas

Peso médio dos serviços públicos ¹	Bem-estar	Simulação		
		P1	P2	P3
$\mu = 0,23$	$xp\%$	-1,0653	1,9091	0,4710
	$xq\%$	0,9961	-0,0166	0,4710
$\mu = 0,50$	$xp\%$	-1,3248	2,0524	0,4273
	$xq\%$	0,8108	0,0740	0,4273
$\mu = 0,75$	$xp\%$	-1,5445	2,1815	0,3943
	$xq\%$	0,6555	0,1551	0,3943

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ O peso médio dos serviços públicos é dado pela seguinte expressão: $\mu = \mu_p L_p + \mu_q L_q$.

Obs.: P1: redução dos gastos do governo no PIB a partir de reduções em α_g direcionada à elevação dos investimentos públicos.

P2: redução das transferências para os agentes tipo q no PIB a partir de reduções em α_q direcionada à elevação dos investimentos públicos. P3: redução conjunta dos gastos do governo e das transferências para os agentes tipo q no PIB a partir de reduções em α_g e α_q direcionada à elevação dos investimentos públicos.

À medida que a importância dos serviços públicos aumenta, a política que consiste na redução do consumo do governo (P1) provoca uma redução acentuada no bem-estar das famílias, principalmente aquelas com menor poder aquisitivo. Por sua vez, a política 2 (P2) proporciona ganhos de bem-estar para todos os agentes. Essa política possui um caráter redistributivo, uma vez que os ganhos obtidos pelas famílias mais pobres são crescentes e superiores àqueles percebidos pelas famílias do tipo q .

Na política 3 (P3), considerada equitativa, por garantir o mesmo nível de bem-estar para todas as famílias, obtêm-se ganhos positivos e relativamente menores do que o valor obtido na calibração padrão ($\mu = 0,23$).

Portanto, a partir da análise de sensibilidade, conclui-se que as políticas voltadas para redução do consumo do governo afetam mais as famílias pobres e pioram à medida que o peso dos serviços públicos aumenta ou a elasticidade do capital público se reduz. A política de redução das transferências para os agentes q , que possui um caráter mais redistributivo, leva a ganhos de bem-estar superiores e crescentes tanto com o aumento do peso relativo dos serviços públicos quanto com o aumento da elasticidade do capital público, embora apresente resultados divergentes quando o valor da elasticidade é menor ou igual a 0,09.

Por fim, na política 3, cujo caráter equitativo se mostra evidente, os ganhos de bem-estar são crescentes à medida que se amplia a elasticidade do capital público, no entanto, tornam-se decrescentes conforme se eleva o valor do peso do consumo dos serviços públicos na função de utilidade.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar qual a forma mais adequada de se realizar o financiamento dos investimentos públicos em infraestrutura no Brasil na presença de heterogeneidade entre agentes da economia, levando-se em consideração a relação ótima, de longo prazo, dos investimentos públicos em infraestrutura no PIB igual a 3,75%, tal como foi estimado por Santana, Cavalcanti e Paes (2012).

Assim, para a consecução dos objetivos foram simuladas três políticas distintas: *i*) P1, de redução dos gastos do governo no PIB a partir de reduções em α_g ; *ii*) P2, de redução das transferências para os agentes do tipo q no PIB a partir de reduções em α_q ; e *iii*) P3, de redução conjunta dos gastos do governo e das transferências para os agentes do tipo q no PIB a partir de reduções em α_g e α_q .

De acordo com a calibração padrão, os resultados de bem-estar das políticas 1 e 2 se mostraram dicotômicos. Na política 2, as perdas de bem-estar do agente q são relativamente inferiores em comparação com o resultado obtido pelos agentes p no caso em que houve a redução do consumo do governo e, portanto, na oferta de serviços públicos para a população. Apenas a política 3, que possui caráter equitativo, obteve resultados de bem-estar positivos, embora de forma moderada.

Na política 1, observou-se uma redução no consumo do governo em proporção à arrecadação tributária (α_g) em torno de 4,09%. No longo prazo, essa redução contribui diretamente para a queda da taxa de crescimento do consumo do governo no PIB em torno de 4,11%.

Quanto à política 2, percebe-se uma redução nas transferências para os agentes mais ricos da economia (α_q) de 8,47%, que foi responsável por provocar uma redução de 0,55% e 8,97% na taxa de crescimento do consumo do governo no PIB e na taxa de crescimento das transferências para os agentes q , respectivamente.

Já a obtenção de resultados positivos de bem-estar está condicionada à formulação de políticas com caráter equitativo, ou seja, quando o ônus ou benefício destas é compartilhado de forma igualitária entre todos os agentes. Portanto, a política 3 foi formulada a partir de reduções no consumo do governo conjuntamente com reduções nas transferências para os agentes mais ricos. Essas reduções implicam, diretamente, a elevação do nível dos investimentos públicos, o que, por sua vez, proporciona maior disponibilidade de serviços públicos para as famílias e capital público para as firmas. Essa política seria mais viável, pois exige aproximadamente metade das reduções nas taxas de crescimento que foram consideradas nas políticas anteriores para a obtenção da mesma razão investimentos públicos/PIB no longo prazo. O resultado positivo no bem-estar (0,4710%) foi observado a partir de uma redução na taxa de crescimento no PIB de 2,26%, acompanhada por uma redução na taxa de crescimento das transferências dos agentes q de 4,67% no longo prazo, e, muito embora seja um valor moderado, os agentes estão melhores do que na ausência dessa política.

Pode-se concluir, a partir das simulações, que: *i*) reduzir o consumo do governo, em geral, implica ganhos de bem-estar apenas para os agentes do tipo q , contudo provoca perdas de bem-estar para os agentes do tipo p , embora seja uma política que proporciona um crescimento no produto de 4,8% no longo prazo; *ii*) a política que direciona uma parcela das transferências dos agentes do tipo q para o investimento em infraestrutura apresenta impactos de longo prazo positivos em termos de crescimento da economia (5,5%) e ganho de bem-estar moderado para os agentes do tipo p (1,91%), entretanto, os efeitos percebidos pelos agentes q são negativos ou aproximadamente nulos (-0,02%); e *iii*) uma redução no consumo do governo, acompanhada também por reduções nas transferências dos agentes do tipo q , implicaria ganhos de bem-estar para ambos os agentes (0,4710%), mostrando-se uma política mais equitativa em comparação com as anteriores, que apesar de levar a perdas nas transferências – maiores e mais prolongadas para os agentes q , no curto e médio prazo –, ainda obtém ganhos proporcionados pela ampliação da oferta de infraestrutura pública para a sociedade.

A análise de sensibilidade realizada corrobora os resultados encontrados na calibração padrão, evidenciando elevação (ou redução) de ganhos quando o parâmetro de elasticidade do capital público (γ) aumenta (ou diminui). Em relação à sensibilidade quanto ao peso relativo do consumo público na função de utilidade, percebe-se que, conforme esse parâmetro se eleva, a política 1 seria a menos desejada pelos agentes p e a preferida para os agentes q , pois perdas de bem-estar são crescentes para os agentes mais pobres enquanto os mais ricos apresentam ganhos superiores. A política 2 seria a preferida para os agentes p , por apresentar ganhos mais expressivos, contudo, para os agentes q , as escolhas estariam divididas entre a política 1 e 3. A política 3 seria, portanto, a escolha de equilíbrio que tornaria ambos os agentes satisfeitos. Essa política produz ganhos de bem-estar iguais para os agentes, o que a caracterizaria como a mais equitativa.

Por fim, pode-se perceber que, em modelos com agentes heterogêneos, políticas de redução do consumo do governo são prejudiciais para os agentes mais pobres, pois levariam à perda no bem-estar dessas famílias. As políticas fiscais mais adequadas seriam, portanto, aquelas que prezam pela redistribuição da renda dos mais ricos para os mais pobres, mesmo que de forma indireta, reduzindo assim o fosso entre as classes, ou mesmo por meio de políticas de cunho equitativo, em que todos os agentes ganham, independentemente das diferenças prévias entre eles. Ademais, na tomada de decisões pelos governantes, é preciso levar em conta o quão dependente são as famílias em relação ao uso dos serviços públicos na composição do consumo privado, assim como o grau da elasticidade do capital de infraestrutura na oferta de capital público para as firmas, o que, por sua vez, pode refletir em melhores serviços para a sociedade.

REFERÊNCIAS

- ASCHAUER, D. A. Fiscal policy and aggregate demand. **The American Economic Review**, v. 75, n. 1, p. 117-127, 1985.
- _____. Is Public expenditure productive? **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 177-200, 1989.
- ATKINSON, A. B. **The economics of inequality**. Oxford: Clarendon Press, 1983.
- BAILEY, M. J. **National income and the price level**. New York: McGraw-Hill, 1971.
- BARRO, R. J. Output effects of government purchases. **Journal of Political Economy**, v. 89, n. 6, p. 1086-1121, 1981.
- _____. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. S5, p. S103, 1990.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Public finance in models of economic growth. **The Review of Economic Studies**, v. 59, n. 4, p. 645-661, Oct. 1992.
- BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007.
- BERNANKE, B. S.; GÜRKAYNAK, R. S. Is growth exogenous? Taking Mankiw, Romer, and Weil seriously. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 16, p. 11-57, 2001.
- BEZERRA, A. R. *et al.* Efeitos de crescimento e bem-estar da recomposição dos investimentos públicos no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 44, p. 579-607, 2014.
- BOGONI, N. M.; HEIN, N.; BEUREN, I. M. Análise da relação entre crescimento econômico e gastos públicos nas maiores cidades da região Sul do Brasil. **Revista de Administração Pública**, v. 45, p. 159-179, 2011.

- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Social. **Manual de gestão do Programa Bolsa Família**. 3. ed. Brasília: MDS, 2018. Disponível em: <<https://central3.to.gov.br/arquivo/408993/>>.
- CALDERÓN, C.; SERVÉN, L. The effects of infrastructure development on growth and income distribution. **World Bank Publications**, v. 3400, 2004. (Working Paper).
- CAMPOS, F. de A. O.; PEREIRA, R. A. de C. Corrupção e ineficiência no Brasil: uma análise de equilíbrio geral. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 373-408, 2016.
- CÂNDIDO JÚNIOR, O. Os gastos públicos no Brasil são produtivos? **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, n. 23, p. 233-260, jun. 2001.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations. **The American Economic Review**, v. 82, n. 3, p. 430-450, 1992.
- COOLEY, T. F.; HANSEN, G. Tax distortion in a neoclassical monetary economy. **Journal of Economic Theory**, v. 58, p. 290-316, 1992.
- COOLEY, T. F.; PRESCOTT, E. C. Economic growth and business cycles. *In*: COOLEY, T. F. (Ed.). **Frontiers of business cycle research**. Princeton: Princeton University Press, 1995.
- DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. F. The composition of public expenditure and economic growth. **Journal of Monetary Economics**, v. 37, p. 313-344, 1996.
- EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. **Journal of Monetary Economics**, v. 32, p. 417-458, 1993.
- FAY, M.; MORRISON, M. **Infrastructure in Latin America and the Caribbean: recent development and key challenges**. Washington: TWB, 2007.
- FERREIRA, P. A. **Essays on public expenditure and economic growth**. 1993. Dissertation (PhD) – University of Pennsylvania, Philadelphia, 1993.
- FERREIRA, P. C. Investimentos em infraestrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 2, p. 231-252, 1996.
- FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infraestrutura no Brasil: 1950/1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 28, n. 2, p. 315-338, 1998.
- FERREIRA, P. C.; NASCIMENTO, L. G. Welfare and growth effects of alternative fiscal rules for infrastructure investment in Brazil. **Ensaio Econômico**, n. 604, 2006.
- FOSTER, V.; YEPES, T. **Is cost recovery a feasible objective for water and electricity?** The Latin American experience. [s.l.]: TWB, July 2006. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 3943).

GLOMM, G.; RAVIKUMAR, B. Productive government expenditures and long-run growth. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 21, p. 183-204, 1997.

GOLLIN, D. **Getting income shares right**: self-employment, unincorporated enterprise, and the Cobb-Douglas hypothesis. [s.l.]:[s.n.], 1998. (Discussion Paper).

_____. Getting income shares right. **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 2, p. 458-474, 2002.

GUERRIERO, M. The labour share of income around the world: evidence from a panel dataset. **Institute for Development Policy and Management**, Manchester, v. 32, n. 2012, p. 57, 2012.

HARRISON, A. **Has globalization eroded labor's share?** Some cross-country evidence. [s.l.]: MPRA, 2005. (MPRA Paper, n. 39649). Disponível em: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39649/1/MPRA_paper_39649.pdf>. Acesso em: 14 nov. 2016.

LUCAS JUNIOR, R. E. **Models of business cycles**. Massachusetts: Basil Blackwell, 1987.

MAZONI, M. G. **Gastos públicos e crescimento econômico no Brasil**: análise dos impactos dos gastos com custeio e investimento. 2005. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

MUSSOLINI, C.; TELES, V. K. Infraestrutura e produtividade no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 4, p. 645-662, 2010.

PAES, N. L.; BUGARIN, M. N. S. Reforma tributária: impactos distributivos sobre o bem-estar e a progressividade. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 1, p. 33-56, 2006.

PEREIRA, R. A. C.; FERREIRA, P. C. Efeitos de crescimento e bem-estar da lei de parceria público-privada no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 207-219, 2008.

_____. Avaliação dos impactos macroeconômicos e de bem-estar da reforma tributária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, p. 191-208, 2010.

_____. Impactos macroeconômicos da cobrança pelo uso da infraestrutura pública no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 2, p. 183-212, 2011.

PRUD'HOMME, R. Infrastructure and development. *In*: BOURGUIGNON, F.; PLESKOVIC, B. (Ed.). **Lessons of experience**: proceedings of the 2004 annual Bank conference on development economics. Washington: TWB; Oxford University Press, 2005. p. 153-181.

ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 33., 2005, Natal, Rio Grande do Norte. **Anais...** Natal: [s.n.], 2005.

RYAN, P. Factor shares and inequality in the UK. **Oxford Review of Economic Policy**, v. 12, n. 1, p. 106-126, 1996.

SANTANA, P. J.; CAVALCANTI, T. V. de V.; PAES, N. L. Impactos de longo prazo de reformas fiscais sobre a economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 66, p. 247-269, 2012.

STRAUB, S. Infrastructure and development: a critical appraisal of the macro-level literature. **Journal of Development Studies**, v. 47, n. 5, p. 683-708, 2011.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BEZERRA, A. R. **Estimação do impacto do estoque de capital na economia brasileira: 1950 a 2008**. 2010. Monografia (Especialização) – Faculdade de Economia, Administração, Atuária, Contabilidade e Secretariado Executivo, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2010.

FERREIRA, P. C.; ARAÚJO, C. H. V. Reforma tributária, efeitos alocativos e impactos de bem-estar. **Revista Brasileira de Economia**, v. 53, n. 2, p. 133-166, 1999.

FERREIRA, P. C.; ISSLER, J. V. Time series properties and empirical evidence of growth and infrastructure. **Revista de Econometria**, v. 18, p. 31-71, 1998.

RATNER, J. Government capital and the production function for U.S. private output. **Economic Letters**, v. 13, p. 213-217, 1983.

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

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Bárbara Coutinho Ornellas (estagiária)

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha (estagiária)

Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Louise de Freitas Sarmiento (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.*

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

