ppe pesquisa e planejamento econômico

volume 47
número 3
dezembro 2017

TREINAMENTO E BUSCA POR MELHORES PARCERIAS EM MERCADOS COM INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA
Antonio Marcos Ambrózio
Gustavo Gonzaga
Humberto Moreira

A RELAÇÃO ENTRE O ENSINO SUPERIOR PÚBLICO E PRIVADO E A RENDA E EMPREGO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS
Roberto Hsu Rocha
Naercio Menezes Filho
Alison Pablo de Oliveira
Bruno Kawaoka Komatsu

***AMERICAN WAY OF LIFE* E JEITINHO BRASILEIRO: COMO AFETAM A OFERTA DE TRABALHO DAS MULHERES?**
Regina Madalozzo
Priscylla Segantini

UMA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE TRABALHO FORMAL E POR CONTA PRÓPRIA NO BRASIL (2000-2010): EVIDÊNCIAS A PARTIR DE REGRESSÕES QUANTÍLICAS
Francieli Tonet Maciel
Ana Maria Hermeto C. de Oliveira

ESTIMANDO O RETORNO DA ESCOLARIDADE DOS JOVENS POR CLASSE DE RENDA: 1997-2012
Luciano Nakabashi
Leonardo Assahide

SUBSTITUIÇÃO DE COMBUSTÍVEIS FÓSSEIS POR ETANOL E BIODIESEL NO BRASIL E SEUS IMPACTOS ECONÔMICOS: UMA AVALIAÇÃO DO PLANO NACIONAL DE ENERGIA 2030
Jeronimo Alves dos Santos
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho

RESENHA DE *INGLORIOUS REVOLUTION: POLITICAL INSTITUTIONS, SOVEREIGN DEBT, AND FINANCIAL UNDERDEVELOPMENT IN IMPERIAL BRAZIL*
Leonardo Monasterio

ipea

volume 47 | número 3 | dezembro 2017

pesquisa e planejamento econômico ▪ ppe

ipea

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro Dyogo Henrique de Oliveira

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, 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
Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Fabiano Mezadre Pompermayer

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia
Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
José Ronaldo de Castro Souza Júnior

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura, Interino
Rogério Boueri Miranda

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais, Substituto
Edison Benedito da Silva Filho

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação
Regina Alvarez

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** 2017

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 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 o do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

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

SUMÁRIO

TREINAMENTO E BUSCA POR MELHORES PARCERIAS EM MERCADOS COM INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA 7
Antonio Marcos Ambrózio
Gustavo Gonzaga
Humberto Moreira

A RELAÇÃO ENTRE O ENSINO SUPERIOR PÚBLICO E PRIVADO E A RENDA E EMPREGO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS 39
Roberto Hsu Rocha
Naercio Menezes Filho
Alison Pablo de Oliveira
Bruno Kawaoka Komatsu

***AMERICAN WAY OF LIFE* E JEITINHO BRASILEIRO: COMO AFETAM A OFERTA DE TRABALHO DAS MULHERES? 71**
Regina Madalozzo
Priscylla Segantini

UMA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE TRABALHO FORMAL E POR CONTA PRÓPRIA NO BRASIL (2000-2010): EVIDÊNCIAS A PARTIR DE REGRESSÕES QUANTÍLICAS 101
Francieli Tonet Maciel
Ana Maria Hermeto C. de Oliveira

ESTIMANDO O RETORNO DA ESCOLARIDADE DOS JOVENS POR CLASSE DE RENDA: 1997-2012 137
Luciano Nakabashi
Leonardo Assahide

SUBSTITUIÇÃO DE COMBUSTÍVEIS FÓSSEIS POR ETANOL E BIODIESEL NO BRASIL E SEUS IMPACTOS ECONÔMICOS: UMA AVALIAÇÃO DO PLANO NACIONAL DE ENERGIA 2030 185
Jeronimo Alves dos Santos
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho

RESENHA BIBLIOGRÁFICA

RESENHA DE *INGLORIOUS REVOLUTION: POLITICAL INSTITUTIONS, SOVEREIGN DEBT, AND FINANCIAL UNDERDEVELOPMENT IN IMPERIAL BRAZIL* 225
Leonardo Monasterio

CONTENTS

TRAINING AND SEARCH FOR BETTER MATCHING IN MARKETS WITH ASYMMETRIC INFORMATION 7
Antonio Marcos Ambrózio
Gustavo Gonzaga
Humberto Moreira

THE RELATIONSHIP BETWEEN PUBLIC AND PRIVATE HIGHER EDUCATION, INCOME AND EMPLOYMENT IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES 39
Roberto Hsu Rocha
Naercio Menezes Filho
Alison Pablo de Oliveira
Bruno Kawaoka Komatsu

AMERICAN WAY OF LIFE AND "*JEITINHO BRASILEIRO*": HOW DO THEY AFFECT WOMEN'S LABOR SUPPLY? 71
Regina Madalozzo
Priscylla Segantini

AN INEQUALITY DECOMPOSITION BETWEEN FORMAL EMPLOYMENT AND SELF-EMPLOYMENT IN BRAZIL (2000-2010): EVIDENCES FROM QUANTILE REGRESSIONS 101
Francieli Tonet Maciel
Ana Maria Hermeto C. de Oliveira

ESTIMATING THE RETURN TO SCHOOLING OF THE YOUNG POPULATION BY INCOME CLASS: 1997-2012 137
Luciano Nakabashi
Leonardo Assahide

REPLACEMENT OF FOSSIL FUELS BY ETHANOL AND BIODIESEL IN BRAZIL AND THEIR ECONOMIC IMPACTS: AN EVALUATION OF THE "*PLANO NACIONAL DE ENERGIA 2030*" 185
Jeronimo Alves dos Santos
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho

BIBLIOGRAPHIC REVIEW

INGLORIOUS REVOLUTION REVIEW: POLITICAL INSTITUTIONS, SOVEREIGN DEBT, AND FINANCIAL UNDERDEVELOPMENT IN IMPERIAL BRAZIL 221
Leonardo Monasterio

TREINAMENTO E BUSCA POR MELHORES PARCERIAS EM MERCADOS COM INFORMAÇÃO ASSIMÉTRICA[1]

Antonio Marcos Ambrózio[2]
Gustavo Gonzaga[3]
Humberto Moreira[4]

Neste artigo, argumentamos que não há necessariamente um *trade-off* entre rotatividade e treinamento agregado, conforme especificado na literatura convencional, quando se considera um modelo dinâmico multissetorial de investimento em treinamento. Embora maior rotatividade iniba investimento em treinamento no presente, uma maior flexibilidade alocativa incentiva a formação de melhores parcerias, o que deve induzir um maior nível de investimento em treinamento no futuro. Nesse caso, uma implicação importante de política pública é que medidas destinadas a reduzir a rotatividade podem ser inócuas ou mesmo contraprodutivas no sentido de aumentar o investimento agregado em treinamento. Esse resultado é estabelecido a partir de um modelo em que há heterogeneidade tanto de trabalhadores quanto de firmas, o que permite que as decisões de investimento das firmas sejam determinadas em conjunto com as decisões (endógenas) de desligamento dos trabalhadores.

Palavras-chave: treinamento; *matching*; rotatividade.

JEL: J6; J24.

TRAINING AND SEARCH FOR BETTER MATCHING IN MARKETS WITH ASYMMETRIC INFORMATION

In this paper, we argue that there is not necessarily a trade-off between turnover and aggregate training, as specified in the conventional literature, when considering a multisector dynamic model of investment in training. Although a larger turnover inhibits investment in training at present, greater allocative flexibility encourages better matchings of workers and jobs, which should induce a higher level of investment in training in the future. An important implication for public policy is that measures that reduce turnover may be harmless or even counterproductive for increasing aggregate investment in training. This result is derived from a model with heterogeneity of both workers and firms, which allows training investment decisions to be jointly determined with (endogenous) firing decisions.

Keywords: training; matching; turnover.

1. Os autores agradecem os comentários de Francisco Ferreira, Juliano Assunção, Luiz Henrique Braido e dois pareceristas anônimos. Os erros remanescentes são de nossa responsabilidade. Gustavo Gonzaga e Humberto Moreira agradecem ao CNPq pelo apoio financeiro à pesquisa. Humberto Moreira também agradece pelo apoio financeiro da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (Faperj).

2. Economista do Banco Nacional do Desenvolvimento (BNDES) e professor do quadro complementar do Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio). *E-mail:* <antonio.marcos@bndes.gov.br>.

3. Professor-associado do Departamento de Economia da PUC-Rio. *E-mail*: <gmgonzaga2@gmail.com>.

4. Professor da Escola Brasileira de Economia e Finanças da Fundação Getulio Vargas (EPGE/FGV). *E-mail:* <humberto.moreira@fgv.br>.

1 INTRODUÇÃO

Investimento em treinamento e busca por melhores parcerias por parte de firmas e trabalhadores são duas das principais fontes de acumulação de capital humano. Como a busca por melhores parcerias envolve uma maior rotatividade do trabalho, e uma alta rotatividade do trabalho pode inibir o investimento em treinamento, há uma preocupação na literatura sobre a existência de um possível *trade-off* entre esses dois mecanismos de acumulação de capital humano, no qual treinamento e rotatividade do trabalho estariam negativamente correlacionados.[5] A resposta a essa pergunta é central para a formulação de políticas públicas. Se de fato há um *trade-off* entre treinamento e rotatividade do trabalho, propostas de reduzir a rotatividade seriam fundamentais para aumentar o investimento em treinamento e, portanto, elevar a produtividade dos trabalhadores na economia.

Essa discussão é altamente relevante no caso brasileiro. O mercado de trabalho no Brasil se caracteriza por uma elevada rotatividade do trabalho. Dados da Rais (Relação Anual de Informações Sociais) de 2013, coletados pelo Ministério do Trabalho, mostram que o total de vínculos trabalhistas rompidos ao longo de um ano corresponde a cerca de 60% dos vínculos ativos no final do ano anterior.

Há várias propostas de mudanças na legislação trabalhista que visam reduzir a rotatividade do trabalho no Brasil. Dieese (2014), por exemplo, propõe a implementação de mecanismos que limitem a demissão imotivada (sem justa causa) no Brasil, através da ratificação da Convenção 158 da Organização Internacional do Trabalho (OIT). A ideia por trás dessa proposta é a de que, ao tornar mais rígido o sistema de proteção ao emprego, através do aumento dos custos de demissão, as firmas recorreriam menos a esse recurso como resposta a eventuais choques de redução de demanda por seus produtos. O diagnóstico subjacente é o de que um elevado grau de rotatividade tende a gerar relações de emprego precárias, resultando em um baixo incentivo para as firmas treinarem seus trabalhadores.

Os efeitos das mudanças na legislação sobre rotatividade dependem do tipo de mudança proposta. Nesse artigo, nos concentramos na análise teórica dos efeitos desse tipo de proposta descrita no parágrafo anterior, que procura reduzir a flexibilidade alocativa do mercado de trabalho através da imposição de custos não-monetários de demissões como limites a (ou proibição de) demissões injustificadas, prática comum nos países do sul da Europa.

A título de esclarecimento, não abordamos nesse artigo os impactos de outras propostas de redução da rotatividade no Brasil que têm como base o diagnóstico de que a legislação trabalhista induz a rotatividade. Na verdade, há uma grande literatura no país que argumenta que a legislação trabalhista brasileira gera

5. Ver Leuven (2005) para uma revisão da literatura sobre investimento em treinamento.

incentivos perversos sobre a rotatividade do trabalho (Camargo, 1996; Barros, Corseuil e Foguel, 2001; Gonzaga, 2003; Gonzaga e Pinto, 2014, entre outros). Essa literatura enfatiza que a rotatividade no mercado de trabalho brasileiro parece ser excessiva, indo além daquela necessária para a alocação eficiente de recursos, o que gera um efeito negativo sobre o investimento em treinamento.[6] Nesse artigo, não abordamos esses mecanismos da legislação de indução à rotatividade. O foco é a análise dos efeitos sobre treinamento de propostas de redução de rotatividade via, principalmente, aumento de custos não-monetários de demissão.

No modelo teórico desenvolvido no artigo, argumentamos que restrições institucionais à flexibilidade, como nos mecanismos clássicos de imposição de altos custos de demissão, podem ter impactos adversos sobre o investimento em treinamento. Os resultados do modelo mostram que medidas que aumentem a rigidez no mercado de trabalho, reduzindo a rotatividade, fazem com que mais trabalhadores fiquem presos no setor ineficiente da economia, o que resulta em menos investimento em treinamento por parte do setor eficiente.

A principal contribuição do artigo, portanto, é mostrar que não há, necessariamente, uma relação negativa entre rotatividade e treinamento. De acordo com nossos resultados, alguma flexibilidade alocativa em uma economia sujeita a frequentes mudanças estruturais bruscas é desejável, pois permite o remanejamento de pessoal dos setores negativamente atingidos por estes choques estruturais para os setores positivamente atingidos. A ideia subjacente é de que os fluxos do mercado de trabalho desempenham um papel positivo quanto à alocação da mão de obra através dos setores.

A conclusão de que não há necessariamente um *trade-off* entre rotatividade e treinamento tem importantes implicações do ponto de vista do desenho de políticas públicas. Os resultados do nosso artigo sugerem que, dependendo do tipo de proposta, medidas que reduzam o grau de rotatividade podem provocar uma diminuição do nível de investimento em treinamento. Ao contrário, se o aumento do treinamento depende da formação de melhores parcerias, pode ser desejável adotar medidas que induzam maior flexibilidade alocativa à economia.

Inicialmente, a discussão da relação entre rotatividade e treinamento passava pela distinção entre capital humano geral e específico (Becker, 1964). O investimento em capital humano geral aumenta a produtividade do trabalhador em todas as firmas da economia. Logo, em um mercado perfeitamente competitivo, o trabalhador

6. Basicamente, o argumento dessa vertente da literatura é que os trabalhadores que recebem em torno de um salário mínimo não veem ganhos em permanecer no mesmo emprego. Após seis meses num emprego que paga 1 salário mínimo, por exemplo, um trabalhador brasileiro que solicita o seguro-desemprego pela terceira vez tem direito a receber 6,15 salários mínimos entre seguro-desemprego e indenizações (ver Gonzaga e Pinto, 2014). Como esses trabalhadores não desejam permanecer no mesmo emprego, as firmas não investem em treinamento. A rotatividade nesse caso não leva esses trabalhadores a empregos melhores, pois os mesmos incentivos estarão presentes no novo emprego.

deveria pagar pelo custo do treinamento. Isso ocorre uma vez que a competição entre firmas bem informadas faz com que o trabalhador obtenha o retorno marginal do investimento, não permitindo que a firma que o treinou recupere o seu custo. Nessa circunstância, não haveria *trade-off* entre treinamento e rotatividade, uma vez que o trabalhador financiaria o investimento e se apropriaria do retorno deste investimento. No caso de treinamento em capital humano geral em um contexto de mercados competitivos, portanto, os limites ao investimento em treinamento seriam dados fundamentalmente pelos limites na capacidade dos trabalhadores de financiar o custo desse treinamento – imperfeições no mercado de crédito ou um salário mínimo *binding* que impeça que o trabalhador receba um pagamento inferior à sua produtividade durante o período de treinamento.

Já no caso de capital humano específico, o valor do treinamento é menor fora da relação de emprego corrente. Logo, deve-se esperar que o custo de financiamento do investimento em treinamento seja dividido entre o trabalhador e a firma, e em certos casos seja até mesmo bancado integralmente pela firma. Nessas circunstâncias, há diversos componentes que influenciam a decisão de investimento, como o poder de barganha do trabalhador, choques de produtividade (ou de demanda) específicos à relação de trabalho e a probabilidade de que o trabalhador venha a se desligar. Em particular, quanto maior é a expectativa de rotatividade (a probabilidade de desligamento do trabalhador), menor deve ser o investimento em treinamento, e quanto maior o investimento em treinamento, maior o custo de oportunidade de se romper a relação, e consequentemente, menor deve ser a rotatividade. Assim, no caso de capital humano específico, haveria um *trade-off* entre rotatividade e treinamento.

Mais recentemente, mostrou-se que os mesmos fatores que afetam a decisão de treinamento no caso de investimento em capital humano específico podem valer também no caso de capital humano geral, desde que o mercado de trabalho não seja perfeitamente competitivo. Acemoglu e Pishcke (1999), por exemplo, argumentam que caso existam imperfeições de mercado que levem a uma compressão da estrutura salarial, o impacto marginal do treinamento sobre a produtividade seria maior que sobre o salário. Nesse caso, a firma conseguiria recuperar o que gasta com treinamento, uma vez que não repassaria todo o aumento da produtividade na forma de maiores salários aos trabalhadores qualificados. Desta forma, capital humano geral se assemelharia ao capital humano específico, sendo possível a firma bancar o custo do treinamento. Booth e Bryan (2005) sumarizam como diferentes hipóteses sobre imperfeições no mercado de trabalho, produto e crédito geram diferentes implicações sobre a questão da divisão do custo de treinamento em capital humano geral (ver também Bassanini *et al*., 2005).

Esse tipo de argumento é consistente com vasta evidência empírica de que as firmas de fato proveem treinamento que aumenta o capital humano geral para seus trabalhadores – como no sistema alemão de aprendizes ou no caso de firmas de intermediação de mão de obra nos Estados Unidos (Acemoglu e Pischke, 1998; Autor, 2001; Bassanini *et al.*, 2005). Bassanini *et al.* (2005) mostram que cerca de 80% dos cursos de qualificação profissional oferecidos em 16 países da OCDE são pagos ou providos pelos empregadores, independentemente do tipo de treinamento ser transferível ou não a outras empresas.

O modelo analisado por Acemoglu e Pishcke (1999) é caracterizado por uma economia na qual decisões de investimento em treinamento são realizadas em um primeiro instante e, posteriormente, firmas e trabalhadores decidem se mantém a relação inicial. Em equilíbrio, há um *trade-off* entre treinamento (geral ou específico) e rotatividade. Assim, há economias em equilíbrio caracterizado por um baixo nível de investimento em treinamento, mas em que uma rotatividade elevada permite o estabelecimento de melhores parcerias entre firmas e trabalhadores; e economias em equilíbrio caracterizado por um alto nível de investimento em treinamento, mas com uma rotatividade baixa. Nesse caso, o papel da política pública seria o de possibilitar uma transição entre esses equilíbrios. Em particular, de acordo com essa visão, medidas que reduzam a rotatividade deveriam ter como consequência uma elevação no nível de treinamento, e vice-versa.

É importante ressaltar que a estrutura do modelo descrito acima, seguindo os modelos comumente analisados nessa literatura, considera a decisão de investimento como sendo tomada em uma única vez. A principal contribuição do nosso artigo é que se considerarmos uma economia multissetorial na qual as decisões de investimento/separação se estendam por vários períodos, não há necessariamente um *trade-off* entre investimento em treinamento e rotatividade. De fato, em um contexto dinâmico, um maior nível inicial de rotatividade deve reduzir o investimento em treinamento corrente, mas ao possibilitar a formação de melhores casamentos entre firmas e trabalhadores, o investimento em treinamento no futuro deve ser maior.

Dentro dessa perspectiva, a motivação do artigo é procurar modelar os incentivos que as firmas têm de investir em treinamento e os incentivos que os trabalhadores (e as firmas) têm em buscar melhores parcerias, em um contexto onde firmas e trabalhadores são heterogêneos e a decisão de investimento se estende por mais de um período. Mais especificamente, consideramos uma economia com dois setores (onde um deles tem tecnologia mais avançada) e onde os trabalhadores podem ter habilidade alta ou baixa. As firmas devem decidir o quanto investir em treinamento (geral) durante dois períodos. A informação é assimétrica: o tipo (habilidade) do trabalhador é aprendido por este e pela firma empregadora (e apenas esta) após a

decisão de investimento. A remuneração das partes é determinada por um processo de barganha sobre o produto, implicando, para cada tipo de trabalhador, um *payoff* maior no setor mais eficiente da economia.

Um primeiro resultado que obtemos dentro desse arcabouço, distinto dos modelos que exploram o *trade-off* entre treinamento e rotatividade, é que as decisões de separação dos agentes são endógenas. Isso decorre do fato de que naqueles modelos supõe-se que todas as firmas operam com a mesma tecnologia, e logo não há incentivo para desligamento voluntário por parte dos trabalhadores. Assim, um mercado de trabalho secundário ativo requer que se introduza um motivo exógeno de separação, como no caso em que trabalhadores recebem um choque de desutilidade aleatório no emprego corrente.

Já no nosso modelo com mais de um setor, o setor com tecnologia mais avançada, que tem um maior retorno por unidade de treinamento, exerce uma atração sobre os trabalhadores originalmente alocados no setor ineficiente. A decisão de migrar, no entanto, não é inequívoca, uma vez que, particularmente para os trabalhadores hábeis, a assimetria de informação tende a implicar num menor nível de treinamento para aqueles que se desligam (uma vez que podem vir a serem confundidos com trabalhadores de baixa habilidade, enquanto seriam corretamente percebidos como produtivos pelo empregador original). Esse *trade-off* entre maior renda unitária vis-à-vis menor nível de treinamento em relação aos trabalhadores que se deslocam para o setor eficiente é fundamental para explicar as decisões de desligamento.

No nosso modelo, é possível que haja uma multiplicidade de equilíbrios para um dado conjunto de parâmetros da economia, devido ao fato das crenças sobre o tipo do trabalhador que se desliga (e consequentemente o nível de treinamento no segundo período) dependerem das estratégias de separação no primeiro período. Assim, um equilíbrio com rotatividade, no qual os trabalhadores estejam dispostos a migrar quando são tomados como de habilidade "média" pelas firmas do setor eficiente, pode coexistir com um equilíbrio sem rotatividade, onde os trabalhadores não se desligam antecipando que se o fizerem serão tomados como não hábeis.

O resultado mais importante que obtemos é que em um contexto dinâmico de investimento não necessariamente há um *trade-off* entre o nível agregado de treinamento e o grau de rotatividade. Nos equilíbrios em que há rotatividade, com migração de trabalhadores para o setor eficiente (e consequente demissão de trabalhadores não hábeis nesse setor), haverá uma melhor alocação de recursos na economia, no sentido de que trabalhadores menos hábeis estarão empregados no setor ineficiente, enquanto que aumenta a proporção de trabalhadores hábeis alocados ao setor eficiente.

Nesse caso, embora caia o nível de investimento no setor ineficiente (uma vez que as firmas desse setor antecipam as decisões de desligamento de seus trabalhadores), aumenta o nível de investimento futuro no setor eficiente. Assim, pode-se obter uma situação na qual o equilíbrio com rotatividade, ao permitir melhores parcerias no setor eficiente da economia, alcance um montante de investimento agregado em treinamento mais elevado.

O aumento do investimento agregado nessa economia, no entanto, não depende apenas do setor eficiente ser suficientemente mais produtivo, mas também de condições que garantam o aumento do nível de treinamento intertemporal dentro do setor eficiente, pois se de um lado, como argumentado, a possibilidade de "trocar" trabalhadores de baixa habilidade aumenta o incentivo a investir no segundo período, essa mesma possibilidade reduz o valor do treinamento no período inicial.

Outro artigo que também encontra a possibilidade de uma associação positiva entre treinamento e rotatividade é Booth e Zoega (1999). Modelando o investimento em treinamento como um problema de parada ótima, argumentam que, em um contexto de incerteza sobre a produtividade futura do trabalhador, uma maior rotatividade reduz a preocupação da firma com o futuro, o que pode antecipar a decisão de investimento. Assim, maior rotatividade permitiria um maior número de trabalhadores treinados. Nosso modelo chega a um resultado similar, porém enfatizando mecanismos bem distintos. Enquanto em Booth e Zoega (1999) a rotatividade torna a incerteza futura menos relevante, no nosso modelo dinâmico o papel da rotatividade para induzir mais investimento no setor eficiente da economia é justamente permitir que essas firmas troquem a certeza (de manter um trabalhador não hábil) por incerteza (de empregar um trabalhador "médio" que migrou).

Do ponto de vista da literatura empírica que analisa a relação entre treinamento e rotatividade, a direção de causalidade tem sido de como o investimento em treinamento afeta a rotatividade. Os resultados, em linhas gerais, evidenciam que o investimento em capital humano específico tende a reduzir o grau de rotatividade (Lynch, 1991; Parent, 1999), enquanto o impacto do investimento em capital humano geral sobre a rotatividade pode ser negativo ou positivo. O efeito negativo é usualmente explicado por uma questão de compromisso do trabalhador junto à firma, quando encara o investimento da firma como um "presente", ou pelo fato do investimento da firma envolver uma combinação ótima de capital humano geral e específico (Felstead *et al.*, 2000; Flaherty, 2007); enquanto o efeito positivo tende a ocorrer quando o treinamento não é pago pela firma (Veum, 1997; Sieben, 2005). Os resultados do nosso modelo sugerem uma linha de pesquisa empírica que deveria investigar, em uma economia dinâmica, o impacto reverso da rotatividade sobre o investimento em treinamento.

No entanto, há poucas evidências empíricas em outros países e nenhuma para o caso brasileiro sobre o efeito causal da rotatividade sobre o investimento em treinamento. Bassanini *et al*. (2005) usam dados de uma amostra de países desenvolvidos e não conseguem mostrar que aumentos no grau de flexibilidade do mercado de trabalho geram reduções sobre o investimento em treinamento. Por um lado, há evidências de que a difusão de empregos temporários em alguns países europeus está associada a uma redução de investimentos em treinamento (ver Dolado *et al.*, 2014). Por outro lado, reduções no grau de proteção ao emprego em vários países não parece ter causado uma redução do treinamento feito pelas empresas, contrariamente ao sugerido por Acemoglu e Pischke (1999), e em linha com os resultados de nosso artigo.

O artigo está organizado da seguinte forma. A próxima seção descreve o modelo básico. A seção 3 caracteriza os equilíbrios do modelo, bem como apresenta o resultado central da rotatividade podendo induzir mais investimento em treinamento, dentro de um caso particular de complementaridade entre tecnologia da firma e habilidade do trabalhador. A quarta seção apresenta como extensões ao modelo básico a existência de um mecanismo de seguro desemprego e a endogeneidade da estrutura tecnológica. A seção 5 apresenta as conclusões.

2 O MODELO

Considere uma economia na qual existe um contínuo de trabalhadores e um contínuo de firmas, onde cada firma emprega no máximo um trabalhador. O produto gerado na relação de emprego é função crescente do nível de investimento em capital humano (treinamento) incorporado no trabalhador. O custo desse investimento (medido em unidade de produto), $\Psi(i)$, é crescente e convexo no nível de treinamento ($\Psi'>0$; $\Psi''>0$), e satisfaz as condições de Inada ($\Psi'(0)=0$ e $\Psi'(\infty)=\infty$).

Existem dois setores nessa economia que operam com tecnologias (ou estoque de capital físico) distintas, setor eficiente (I) e ineficiente (II), e cada trabalhador pode ser de dois tipos, hábeis (B) ou não hábeis (R). Cada tipo de trabalhador produz mais quando empregado no setor eficiente, e quando empregados no mesmo setor, o trabalhador hábil é o mais produtivo (para um dado nível de capital humano). Note que supomos que o custo de investimento em treinamento é independente tanto do tipo do trabalhador quanto do setor de atividade. Normalize a massa de trabalhadores para 1, sendo a fração de trabalhadores hábeis dada por η, e do lado das firmas suponha que existe uma massa w delas no setor I e uma massa x no setor II, onde $w < 1 < x$.

Supõe-se que o custo do financiamento do treinamento seja arcado exclusivamente pela firma. Essa hipótese pode ser justificada por um problema de credibilidade –

o trabalhador não estaria disposto a pagar se estiver incerto sobre o custo ou qualidade efetiva do treinamento – ou por problemas de restrição de crédito (mesmo no caso em que o trabalhador puder bancar o treinamento via uma redução salarial, isso pode não ser ótimo se este preferir uma trajetória suave de consumo e houver imperfeições no mercado de crédito).

O horizonte temporal dessa economia é de dois períodos (onde por simplicidade supõe-se que os agentes não tenham taxa de desconto). Em um momento inicial (começo de t=1) os trabalhadores decidem para qual setor se aplicar. Supondo que os trabalhadores preferem preencher inicialmente as vagas no setor eficiente, e aqueles que não formam uma parceria inicial nesse setor migram para o setor ineficiente, haverá uma massa w de trabalhadores no setor I e uma massa $1 - w$ no setor II. A estrutura de informação nesse momento é simples: embora os agentes possam reconhecer as firmas que operam em cada setor, o tipo dos trabalhadores é desconhecido pelas firmas e pelos próprios trabalhadores. É conhecido apenas que a fração de trabalhadores hábeis é dada por $\eta \in [0,1]$.

Em um instante posterior (ainda t=1), as firmas que preencheram sua vaga devem decidir quanto investir em treinamento. Supomos que treinamento se refere a investimento em capital humano geral, plenamente apropriado pelo trabalhador. Após a decisão de investimento, o tipo do trabalhador é aprendido por este e pela firma empregadora apenas. Logo após, firmas e trabalhadores decidem simultaneamente se continuam ou não naquela dada relação.

Caso a relação continue, alcança-se o segundo período (t=2), onde a firma faz uma nova decisão de investimento e o produto é realizado. Caso a relação seja rompida no fim do primeiro período (onde faz-se a hipótese que não é possível para os demais agentes observar se o trabalhador pediu demissão ou foi demitido), os agentes que estiverem descasados buscam formar uma nova parceria. Assim, os trabalhadores decidem para que setor se aplicar e as firmas decidem para quais trabalhadores – ou seja, trabalhadores oriundos de qual setor – querem abrir vaga. Se um novo par for formado, alcança-se o segundo período e vale a sequência de eventos já descrita. Caso um novo par não seja formado, os agentes recebem utilidades de reserva normalizadas para zero – suponha que haja uma especificidade no *timing* de eventos no segundo período tal que, ao contrário do primeiro, os trabalhadores que não obtém vaga no setor eficiente não conseguem se reaplicar ao outro setor e então ficam desempregados.

Note que em todo caso supomos que só há realização da produção no último período; assim, uma firma que treina o trabalhador em t=1, mas não consegue manter o vínculo de emprego, tem apenas um custo líquido com aquele trabalhador. Ainda, a contribuição do capital humano do trabalhador para o produto é separável e aditiva nos investimentos em treinamento realizados em t=1 e t=2, ou seja, a escolha

ótima de quanto investir no trabalhador no segundo período não depende do nível inicial de treinamento. Assim, podemos escrever o produto do trabalhador de tipo n no setor s de modo genérico como uma função côncava $qsn(i_{I1}+i_{II1})$. Finalmente, a remuneração de cada agente é dada por uma barganha de Nash sobre o valor da produção (preço do bem final igual a 1), onde o poder de barganha do trabalhador (independente do tipo e do setor) é dado por β.

Suponha que em cada setor o número de pares formados é dado por: $m(u_s, v_s) = \min\{u_s, v_s\}$, onde us é o número de trabalhadores que se aplica para o setor s e v_s é o número de vagas neste. Assim, definindo $\theta_s = v_s/u_s$ como a relação vaga-candidato no setor s, segue que um dado trabalhador que se aplica para esse setor consegue emprego com probabilidade $p(\theta_s) = \min\{v_s/u_s,1\}$, enquanto que uma firma desse setor preenche sua vaga com probabilidade $q(\theta_s) = \min\{u_s/v_s,1\}$. Dessa forma, estamos supondo um processo de *matching* simples onde não há fricções – por exemplo, se o número de aplicantes supera o número de vagas, segue que todas as vagas serão preenchidas, e os aplicantes terão chances iguais de serem empregados. Iremos supor finalmente que os parâmetros dessa economia são tais que $\eta.(1 - w) > w$, ou seja, o setor eficiente não é grande o suficiente de modo que deve haver algum desemprego quando todos os trabalhadores hábeis originalmente alocados no setor ineficiente se desligam. Essa hipótese será importante para justificar equilíbrios nos quais os trabalhadores não hábeis não desejem migrar para o setor avançado da economia.

A sequência dos eventos é, resumidamente, a seguinte. No primeiro período, os trabalhadores decidem para que setor aplicar, e uma vez formada uma parceria, a firma, ainda sem observar o tipo do trabalhador, decide o quanto investir em treinamento. Note que o nível de treinamento, ao ser escolhido por uma firma com informação incompleta, não pode revelar o tipo do trabalhador – logo é redundante se outros agentes o observam ou não. Já no segundo período, firmas e trabalhadores decidem se mantém a parceria original. Caso esta seja mantida, a firma decide um novo nível de treinamento, agora tendo informação sobre a habilidade do trabalhador que emprega. Já os agentes que tiveram a parceria original rompida (onde terceiros não observam se houve demissão ou pedido de desligamento) devem decidir para que setor se aplicar e de qual setor aceitar candidatos à vaga. Caso uma nova parceria seja formada, a firma decide o nível de treinamento, nesse caso sob informação assimétrica. No fim deste segundo período, realiza-se o produto das firmas e trabalhadores que conseguiram estabelecer uma parceria, sendo a remuneração das partes dada por uma barganha de Nash sobre o produto gerado.

3 EQUILÍBRIO

A solução desse modelo consiste na determinação dos níveis de treinamento escolhidos pelas firmas dos dois setores I e II, nos períodos 1 e 2 e na decisão de manutenção da relação original no final de t=1 por parte de trabalhadores e firmas. Defina $\alpha sn(i_{I1}, i_{II1})$ como a probabilidade de uma firma no setor *s* demitir um trabalhador de tipo *n*, e de modo análogo $\gamma sn(i_{I1}, i_{II1})$ como a probabilidade de um trabalhador de tipo *n* no setor *s* se demitir, onde ambas as probabilidades dependem do investimento realizado em t=1. Note que consistente com a própria notação adotada, a análise estará centrada em equilíbrios onde todos os agentes de um dado tipo em um dado setor usam a mesma estratégia de separação, e as firmas de um dado setor realizam o mesmo nível de investimento. No que segue não vamos explicitar a dependência destas probabilidades como função do nível de investimento.

Em um Equilíbrio Bayesiano Perfeito (EBP) ou simplesmente equilíbrio, as condições a seguir descritas devem ser satisfeitas.

1) A decisão de investimento das firmas em t=1 deve ser ótima, dadas as decisões de separação em equilíbrio e a decisão de investimento das demais firmas.

2) A decisão de separação de cada agente deve ser ótima, dadas as decisões de separação dos demais agentes em equilíbrio, para cada possível decisão de investimentos em t=1.

3) A decisão de investimento das firmas em t=2 deve ser ótima, dadas as crenças sobre o tipo do trabalhador que a firma está empregando.

4) A crença sobre o tipo do trabalhador deve ser consistente com as estratégias de separação de equilíbrio e derivadas a partir da regra de Bayes, quando possível.

Defina $\mu(B|s)$ a crença de que o trabalhador seja do tipo hábil dado que se observou uma separação no setor *s*. Nesse caso, se essas crenças são consistentes com as estratégias de equilíbrio segundo a regra de Bayes, vale:

$$\mu(B|s) = \eta.(\alpha_{sB} + \gamma_{sB} - \alpha_{sB}.\gamma_{sB})/[\eta.(\alpha_{sB} + \gamma_{sB} - \alpha_{sB}.\gamma_{sB}) + (1-\eta).(\alpha_{sR} + \gamma_{sR} - \alpha_{sR}.\gamma_{sR})], \quad (1)$$

onde $s \in \{I, II\}$, quando estas razões estiverem bem definidas.

A partir dessas crenças e da estrutura geral do modelo é possível estabelecer alguns resultados. Os primeiros dois lemas se referem às estratégias ótimas de separação no setor I.

Lema 1: em qualquer equilíbrio, o trabalhador hábil nunca se demite do setor I, i.e., $\gamma_{IB} = 0$.

Prova: basta observar que o trabalhador hábil empregado antecipa que, caso a relação seja mantida no segundo período, irá receber o maior nível de treinamento. Como o setor I é o mais produtivo, o produto gerado será o maior possível e, pela regra de divisão do produto via barganha de Nash, a remuneração do trabalhador também será a maior. É imediato ainda observar que esse trabalhador não tem nenhum ganho estrito em se demitir e se aplicar para outra firma do setor I.

Lema 2: em qualquer equilíbrio, se trabalhadores hábeis não forem demitidos do setor I, os trabalhadores não hábeis não irão se demitir desse setor, i.e., $\alpha_{IB} = 0 \Rightarrow \gamma_{IR} = 0$.

Prova: pelo lema 1 os trabalhadores hábeis nunca se demitem do setor I ($\gamma_{IB}=0$), e se as firmas também não demitirem este tipo de trabalhador ($\alpha_{IB}=0$), segue que $\gamma_{IR} > 0$ implica, pela regra de Bayes, que $\mu(B|I) = 0$. Assim, todo trabalhador que sair do setor I em equilíbrio será consistentemente tomado como não hábil. Conclui-se que nessas condições o trabalhador tipo não hábil será tomado como tal quer migre ou não, e logo não tem ganho em pedir demissão do setor I, que é o mais produtivo da economia.

Lema 3: em qualquer equilíbrio, se a firma (no setor I ou II) demite trabalhador hábil com probabilidade positiva, deve demitir todos os trabalhadores não hábeis, i.e., $\alpha_{sB} > 0 \Rightarrow \alpha_{sR} = 1$, $s \in \{I,II\}$.

Prova: a condição $\alpha_{sB} > 0$ significa que firmas estão demitindo trabalhadores hábeis com chance positiva. Como as firmas dentro de cada setor são idênticas, significa que se vale a pena demitir o trabalhador hábil, deve necessariamente valer a pena demitir os trabalhadores não hábeis, ou seja, deve ser $\alpha_{sR} = 1$. O resultado diz então que antes de começar a demitir trabalhadores hábeis, todos os trabalhadores não hábeis já devem ter sido demitidos do setor s.

Em relação às decisões de separação no setor II, uma vez que o interesse central do modelo é analisar a relação entre o incentivo a investir das firmas e a decisão de rompimento da relação por parte dos trabalhadores, será útil supor que a medida *x* das firmas no setor II é suficientemente elevada de tal forma que seja preferível manter o trabalhador não hábil a despedi-lo e concorrer com as demais firmas nesse setor por um trabalhador demitido do setor I. O resultado a seguir decorre imediatamente dessa hipótese.

Lema 4: se *x* é suficientemente elevado, então devemos ter $\alpha_{IIB} = \alpha_{IIR} = 0$, em todo equilíbrio.

Assim, as decisões de separação no setor II são tais que nenhuma firma tem incentivo a demitir, e os trabalhadores que se demitem devem se aplicar para o setor I. Um trabalhador hábil só se demitiria a fim de se aplicar para o setor mais eficiente. Logo, todo trabalhador que se reaplicar para o setor II deve ser tomado como não hábil, e então segue que trabalhadores não hábeis que se desligam do setor II também devem migrar para o setor I.

A fim de determinar os equilíbrios desse jogo, um primeiro ponto a ser notado é que, para todo nível de investimento inicial, $\alpha_{In} = \gamma_{IIn} = 0$ constitui um equilíbrio trivial no jogo de separação, uma vez que, se as firmas no setor I esperam que não haverá aplicação de trabalhadores do setor II, a decisão ótima é não demitir, enquanto que, se os trabalhadores do setor II esperam que as firmas do setor I não irão demitir, a resposta ótima é não se desligarem. Uma forma de contornar este problema é interpretar $\alpha_{In} = 0$ como dizendo que a medida das firmas do setor I que demitem trabalhadores do tipo n é nula, mas que existe um número finito (e portanto de medida nula) de firmas que o fazem (e analogamente para $\gamma_{IIn} = 0$). Estabelecido este refinamento de equilíbrio, pode-se argumentar o seguinte:

Lema 5: não existe equilíbrio a partir de um dado nível de investimento em t=1 onde:

$$\alpha_{IB} = \alpha_{IR} = 0;\ \gamma_{IIn} > 0, \text{ para algum } n \in \{B,R\}; \quad \text{(i)}$$

$$\gamma_{IIB} = \gamma_{IIR} = 0;\ \alpha_{In} > 0, \text{ para algum } n \in \{B,R\}. \quad \text{(ii)}$$

Prova: em relação a (i) se para algum n for $\gamma_{IIn} > 0$, o número de aplicantes para o setor I, que é dado pela massa de desligados do setor II, $\eta.\gamma_{IIB} + (1-\eta).\gamma_{IIR}$, será um valor positivo, e então arbitrariamente maior que o número de vagas abertas (por hipótese em (i) com medida nula). Assim, a chance de obter emprego no setor I (e consequentemente a utilidade esperada de se separar) será arbitrariamente pequena, e então não é consistente que uma massa positiva de agentes otimizadores queira migrar para o setor I quando $\alpha_{IB} = \alpha_{IR} = 0$. O item (ii) segue de um raciocínio análogo.

A partir desses resultados, é possível caracterizar os equilíbrios desse jogo. Nos concentraremos nos equilíbrios em estratégias puras, considerando as quatro possibilidades em relação às estratégias de separação dos trabalhadores no setor II: rotatividade total; rotatividade parcial com desligamentos dos trabalhadores hábeis; rotatividade parcial com desligamentos dos trabalhadores não hábeis; e equilíbrio onde não há rotatividade. Em todos esses equilíbrios, o trabalhador hábil nunca se demite do setor avançado (lema 1) e os investimentos no segundo período serão ótimos, dadas crenças consistentes com as estratégias de separação. No apêndice A

mostramos que sempre existe algum EBP, e caracterizamos as condições para que existam equilíbrios com e sem rotatividade para uma forma funcional específica da nossa economia que será explorada adiante.

Proposição 1: em equilíbrio com rotatividade total ($\gamma_{IIB} = \gamma_{IIR} = 1$), devemos ter $\alpha_{IB} = 0$, $\alpha_{IR} = 1$, $\gamma_{IR} = 0$, $i_{II1} = 0$ e $i_{I1} \in \arg\max_{\{i\}} \{\eta.q_I B(i+i_I 2) - \Psi(i)\}$. A chance de obter emprego no setor I será dada por $(1- \eta).w/(1 - w)$.

Prova: em toda situação onde a partir dos investimentos iniciais todos os trabalhadores se desliguem do setor II, a escolha ótima das firmas nesse setor é não investir no primeiro período. Dado isso, uma vez que o único motivo pelo qual uma firma do setor I demitiria um trabalhador hábil é obter um trabalhador que tenha um nível de capital humano maior, segue que $\alpha_{IB} = 0$. Consequentemente pelo lema 2, $\gamma_{IR} = 0$. Ainda, para que as decisões de separação dos trabalhadores no setor II sejam ótimas, devemos ter $\alpha_{IR} = 1$ (lema 5). Então a decisão de investimento ótima em t=1 no setor I leva em conta que apenas trabalhadores hábeis serão retidos. Como as firmas do setor I que demitem não hábeis (fração $(1–\eta).w$ delas) não devem ter incentivos para contratar trabalhadores não hábeis demitidos desse setor, todas as vagas abertas são destinadas aos trabalhadores que migram do setor II (num montante $1–w$).

Proposição 2: em equilíbrio com rotatividade por parte dos trabalhadores hábeis ($\gamma_{IIB} = 1$, $\gamma_{IIR} = 0$), devemos ter $\alpha_{IB} = 0$, $\alpha_{IR} = 1$, $\gamma_{IR} = 0$, $i_{II1} \in \arg\max_{\{i\}} \{(1–\eta).q_{II} R(i+i_{II}2) - \Psi(i)\}$ e $i_{I1} \in \arg\max_{\{i\}}$ (i) $\{\eta.q_I B(i+i_I 2) - \Psi(i)\}$, sendo a chance de obter emprego no setor I dada por $(1–\eta).w/\eta.(1–w)$; ou $\alpha_{IB} = \alpha_{IR} = 1$, $i_{II1} \in \arg\max_{\{i\}} \{(1–\eta).q_{II} R(i+i_{II}2) - \Psi(i)\}$, $i_{I1} = 0$, sendo a chance de (ii) obter emprego no setor I dada por $w/\eta.(1–w)$.

Prova: a prova do item (i) é análoga à prova da proposição 1. A única diferença é que as firmas do setor II investem em t=1 pois esperam que nem todos os trabalhadores irão migrar. Já o item (ii) ocorre quando as firmas do setor I esperaram as firmas do setor II fazer o treinamento, e depois "trocam" de trabalhador. Mas como quem permanece no setor II é o tipo não hábil, o investimento nesse setor não deve ser alto, e logo a estratégia das firmas do setor I em (ii) parece ser pouco interessante. Por fim, nesse equilíbrio é necessário que a vantagem de renda para o trabalhador hábil quando migra para o setor I compense a desvantagem de menos treinamento e o risco de desemprego; ocorrendo o contrário para o trabalhador não hábil, que embora receba mais treinamento (migra para o setor I onde é tomado consistentemente como hábil), tende a ter um ganho de renda por unidade de treinamento menor – como no caso de complementariedade entre tecnologia e habilidade – quando migra entre os setores.

Proposição 3: em equilíbrio com rotatividade por parte dos trabalhadores não hábeis ($\gamma_{IIB} = 0$ e $\gamma_{IIR} = 1$), devemos ter: $\alpha_{IB} = 1$, $\alpha_{IR} = 1$, $\gamma_{IR} = 0$, $i_{II1} \in \arg\max_{\{i\}} \{\eta.q_{II}R(i + i_{II}2) - \Psi(i)\}$ e $i_{I1} = 0$. Se $(1-\eta).(1-w) > w$, haverá desemprego no setor I.

Prova: uma situação onde só os não hábeis saiam e haja vagas para esses no setor I ($\alpha_{In} > 0$) só pode ser equilíbrio se o nível de investimento realizado pelas firmas do setor II em t=1 for estritamente maior que aquele realizado pelas firmas do setor I. Quanto às decisões de demissão no setor I, note que se $\alpha_{IB} = 0$, como os trabalhadores hábeis não se demitem desse setor, a relação será mantida com trabalhadores desse tipo, e logo o investimento ótimo no setor I deveria ser maior, e consequentemente não haveria motivos para aceitar trabalhadores ruins do setor II. Como pelo lema 3 não pode ser $\alpha_{IB} = 1$ e $\alpha_{IR} = 0$, segue que deve ser $\alpha_{IR} = 1$ também. Finalmente, note que nesse equilíbrio o trabalhador que migra do setor II é consistentemente tomado como não hábil, e logo o que inibe o desligamento do hábil é uma vantagem de mais treinamento em t=2 no setor II sobrepujando o ganho de renda no setor I.

Proposição 4: em equilíbrio sem rotatividade ($\gamma_{IIB} = \gamma_{IIR} = 0$), deve ser $\alpha_{IB} = \alpha_{IR} = 0$, e as firmas em ambos os setores investindo em t=1 em antecipação que ambos os tipos de trabalhadores irão permanecer: $i_{s1} \in \arg\max_{\{i\}} \{E[q_s n(i+i_s 2)] - \Psi(i)\}$, onde E [-] é o operador esperança em relação a realização dos tipos *n*.

Prova: o fato de que as firmas do setor I não devem demitir com probabilidade positiva segue do lema 5. A fim de racionalizar a decisão de permanência dos trabalhadores no setor II, a escolha individual do tipo hábil pode ser justificada de modo análogo ao feito na proposição 3. Como o conceito de EBP não restringe as crenças fora do caminho de equilíbrio, as firmas podem tomar como não hábil um trabalhador que se desliga a partir da situação sem rotatividade. Já a possibilidade de desemprego pode explicar porque o tipo não hábil não gostaria de migrar. Note que esse risco reforça a decisão de não-desligamento do tipo hábil.

Uma ideia que permeia os equilíbrios acima é que, para cada nível de treinamento, o produto é maior no setor I do que no setor II. Logo, o trabalhador hábil inicialmente alocado no setor II deve levar em conta um *trade-off* entre renda e um possível menor investimento no segundo período, devido à menor informação que as firmas têm no setor I sobre seu tipo, ao tomar sua decisão de separação.

Note que o fato de haver setores operando com tecnologias distintas é o que permite que as decisões de separação dos agentes possam ser endogeneizadas nesse modelo. Nos modelos que estudam a relação entre treinamento e rotatividade em uma economia onde há apenas um setor, ao contrário, nenhum trabalhador de tipo hábil tem motivo para se separar – pois sem vantagem de renda, a separação implica apenas num ônus de menor investimento na nova parceria (e caso esta venha a ser formada) – e consequentemente os não hábeis, que seriam tomados como

tal caso se desligassem, também não têm esse incentivo. Assim, nesses modelos o equilíbrio com mercado de trabalho secundário ativo requer um motivo exógeno de desligamento (por exemplo, choque negativo de utilidade no emprego corrente).

Esse *trade-off* entre renda e menor investimento explica o curioso resultado da proposição 3 (rotatividade apenas dos trabalhadores não hábeis), bem como o caso (ii) da proposição 2, onde o setor mais vantajoso de se investir é justamente o setor que investe menos. A intuição por trás da proposição 3 é que o trabalhador não hábil, que terá um nível de investimento baixo no segundo período caso continue no setor II, tem incentivo a migrar. Nesse caso, as firmas do setor I poderiam investir o mínimo possível no primeiro período, e obter trabalhadores treinados no setor II, onde o maior treinamento fornecido por firmas desse setor seria justificado pela crença de que os trabalhadores hábeis não pediriam demissão (o que por sua vez seria justificado se esses trabalhadores esperam ser confundidos com trabalhadores não hábeis e assim receber menos treinamento caso migrem para o setor I).

Note, entretanto, que o equilíbrio acima não deve ser sustentado caso a vantagem de renda no setor I seja suficientemente alta, e particularmente se houver complementaridade elevada entre a tecnologia mais eficiente e o tipo do trabalhador, o que deve induzir o trabalhador hábil a se demitir do setor II. No que segue, iremos desconsiderar o equilíbrio com rotatividade apenas dos não hábeis da análise a seguir (bem como o caso (ii) quando há rotatividade apenas dos hábeis).

Por fim, note que para um dado conjunto de parâmetros da economia, é possível obter equilíbrios com e sem rotatividade. Essa possível multiplicidade de equilíbrios decorre da interação entre as decisões de separação e de investimento esperado em t=2. Em geral, para uma dada taxa de saída de trabalhadores não hábeis, ao aumentar a taxa de saída de trabalhadores hábeis – e assim a chance de casamento com um trabalhador desse tipo por parte das firmas no setor I –, aumenta a expectativa de treinamento no segundo período nesse setor, e consequentemente, aumenta ainda mais o incentivo ao desligamento. Assim, podem coexistir equilíbrios sem rotatividade, onde ninguém deseja sair dado que seria tomado como não hábil, e equilíbrios com rotatividade, onde os trabalhadores têm incentivos a migrar sustentado por crenças (corretas) das firmas no setor I de que estarão empregando um trabalhador hábil ou "médio".

Comparando, em termos de investimento, as alocações sem rotatividade com as alocações onde algum trabalhador (só o hábil ou ambos) se desliga, uma característica desse segundo tipo de alocação é que, embora as firmas do setor II invistam pouco nos dois períodos, rotatividade induz a que uma parcela das firmas do setor I (aquelas originalmente alocadas a trabalhadores de tipo não hábil) escolha um nível de investimento maior no segundo período do que escolheria caso não houvesse rotatividade. Isso parece sugerir que se

a diferença de eficiência, e consequente propensão a investir entre os setores, for suficientemente grande, o equilíbrio onde há rotatividade irá dominar, em termos de investimento agregado, o equilíbrio sem rotatividade.

Essa conclusão, no entanto, não é óbvia, pois deve-se levar em conta não só que quando há rotatividade trabalhadores podem vir a ficar desempregados (ou seja, a vantagem de mais investimento no setor I não deve ser relevante se esse for muito pequeno na economia), mas também que a rotatividade tem um efeito de desincentivo ao investimento mesmo dentro do setor I – afinal, se uma firma nesse setor espera que irá poder substituir o trabalhador não hábil (o que aumenta de fato o investimento em treinamento em t=2 caso de fato o trabalhador seja desse tipo), seu incentivo a investir no primeiro momento deve ser menor.

A fim de explorar a relação entre treinamento e rotatividade, consideraremos um caso específico onde há complementaridade entre tecnologia/capital do setor e habilidade do trabalhador, e por simplicidade suporemos um custo do investimento quadrático. A fim de tornar a análise mais clara e comparar com os resultados da literatura, contrastamos o equilíbrio sem rotatividade vis-à-vis o equilíbrio com rotatividade total.

4 TREINAMENTO E ROTATIVIDADE: COMPLEMENTARIDADE CAPITAL-TRABALHO

Suponha as seguintes formas funcionais específicas:

$$q_{sn}(i_{s1}+i_{s2}) = s.n.(i_{s1}+i_{s2}), \tag{2}$$

$$\Psi(i) = \tfrac{1}{2}.i^2, \tag{3}$$

onde $s \in \{I,II\}$, $n \in \{B,R\}$, $I > II$ e $B > R$ são números não negativos. Uma vez que a decisão de investimento é separável no tempo, podemos escrever o problema de uma firma no setor $s \in \{I,II\}$, a cada momento, como:

$$\max_{\{i\}} H.s.(i) - \tfrac{1}{2}.i^2, \tag{4}$$

cuja solução é dada por: $i^* = H.s$; onde $H \in \{0, R, \eta.B, (1-\eta).R+\eta.B, B\}$.

Note que H será determinado pela antecipação de que tipo de trabalhador irá permanecer na firma (decisão de investimento em t=1) ou pela crença da firma sobre qual trabalhador está empregando (decisão de investimento em t=2).

Equilíbrio com rotatividade (proposição 1):

$$
\begin{aligned}
&I_{II1} = 0 \\
&i_{I1} = \eta.B.I \\
&i_{II2} = R.II \\
&i_{I2} = ((1-\eta).R+\eta.B).I, \text{ com chance } 1-\eta \\
&\qquad B.I, \qquad\qquad \text{com chance } \eta.
\end{aligned}
\tag{5}
$$

Em palavras, sob rotatividade total a firma no setor II não investe inicialmente, e investe no segundo período levando em conta que o trabalhador é não hábil (pois só pode empregar aqueles que foram demitidos do setor I); já as firmas do setor I começam investindo levando em conta que só o trabalhador hábil será mantido, aquelas que efetivamente empregaram esse tipo de trabalhador (fração η) investem no segundo período de acordo com esse tipo, enquanto aquelas que empregaram um tipo não hábil (fração $1-\eta$) irão substituí-lo por um trabalhador (que pode ser hábil ou não hábil) vindo do setor II, e investir de acordo com essa crença.

Equilíbrio sem rotatividade (proposição 4):

$$
\begin{aligned}
&i_{II1} = ((1-\eta).R+\eta.B).II \\
&i_{I1} = ((1-\eta).R+\eta.B).I \\
&i_{II2} = R.II, \text{ com chance } 1-\eta \\
&\qquad B.II, \text{ com chance } \eta \\
&i_{I2} = RI, \text{ com chance } 1-\eta \\
&\qquad B.I, \text{ com chance } \eta.
\end{aligned}
\tag{6}
$$

A grande diferença dos investimentos entre os equilíbrios com e sem rotatividade, conforme discutido anteriormente, é que as firmas no setor II têm sempre menos incentivo a investir no primeiro caso, enquanto uma fração de firmas no setor I, aquelas originalmente alocadas a trabalhadores não hábeis, ficam mais estimuladas a investir quando conseguem "trocar" o trabalhador. Note, entretanto, que essa possibilidade de "troca" inibe o investimento inicial no setor I. Dessa forma, a fim de que o investimento agregado quando há rotatividade domine o caso sem rotatividade, não basta que a diferença de eficiência entre os setores seja grande (bem como o setor I seja suficientemente representativo), é preciso garantir em primeiro lugar que haverá uma adicionalidade de investimento dentro do setor I.

A fim de estabelecer essa última condição, note que no equilíbrio com rotatividade há uma perda relativa de investimento no setor I em t=1 dada por (1–η).R.I (a firma antecipa que não manterá o trabalhador não hábil), enquanto há um ganho líquido no investimento em t=2 nesse setor de (1–η).η.(B – R).I (quando o trabalhador que se revela não hábil é substituído por um trabalhador "médio" – cuja produtividade esperada é incerta). A diferença entre esses valores é dada por (1–η).I.[η.(B – R) – R]. Assim, é preciso que o trabalhador do tipo hábil seja significativamente mais produtivo que o de tipo não hábil para que esse efeito seja positivo – o que é intuitivo dado a "troca" que a firma nesse setor está fazendo entre os períodos. Como exemplo, considere a seguinte configuração de parâmetros: η = 0.5, B = 16, R = 2 e I = 8; nesse caso, a diferença intertemporal de investimento no setor I será de 20.

Um ponto interessante é que esse ganho líquido de investimento no setor I da economia tende a ser majorada para valores intermediários de η, a fração de trabalhadores de tipo hábil. A intuição é imediata: se de um lado quanto maior for η, maior será a propensão a investir em t=2 de uma firma no setor I da economia que tem a chance de trocar o trabalhador não hábil, por outro lado menor será a fração desse tipo de firma e consequentemente menor sua importância no investimento agregado.

Finalmente, note que se o parâmetro I for suficientemente maior que o II (diferença significativa de produtividade entre os setores), bem como o parâmetro *w* minimamente elevado (setor I com dimensão não desprezível na economia), será possível fazer com que esse ganho de adicionalidade de investimento, obtido no setor I no equilíbrio com rotatividade, mais que compense o sub-investimento no setor II (que decorre tanto do menor incentivo a investir como do fato de que, devido ao desemprego, uma fração maior de firmas no setor II pode vir a não formar parceria no segundo período quando há rotatividade). Essa discussão pode ser resumida na seguinte proposição.

Proposição 5: num modelo dinâmico de investimento, é possível obter um equilíbrio com rotatividade cujo montante agregado de investimento seja maior que em um equilíbrio sem rotatividade, onde a possibilidade de melhores casamentos incentiva o investimento futuro.

No caso específico de complementaridade entre tecnologia e habilidade do trabalhador, esse resultado requer que o grau de complementaridade seja suficientemente elevado, ou seja, o trabalhador hábil deve ser suficientemente melhor que o trabalhador não hábil a fim de garantir um ganho de investimento no setor I, bem como o setor I deve ser significativamente relevante, em termos de vantagem tecnológica e representatividade na economia, frente ao setor II, a fim de compensar o menor investimento nesse último setor.

O resultado de que não necessariamente há um *trade-off* entre rotatividade e investimento em treinamento é de fato a principal conclusão do artigo. O menor investimento em um setor caracterizado por um alto grau de rotatividade pode ser mais do que compensado se o que gera taxas de rotatividade elevadas é a busca por melhores parcerias, e estas, quando realizadas, induzem um maior nível de investimento em treinamento.

Note, por outro lado, que em uma economia caracterizada por rotatividade o efeito desse ganho de investimento no setor I pode ser duradouro, mas de importância decrescente ao longo do tempo, uma vez que a cada período o problema de má alocação de recursos será menor (trabalhadores hábeis irão sendo incorporados por firmas do setor I). Assim, uma forma de garantir que o mecanismo de rotatividade tenha efeito permanente sobre a indução de investimentos é introduzir algum fator que gere continuamente um "desarranjo" entre trabalhadores e firmas, como um processo de mudança tecnológica ("destruição criativa") onde novos polos de tecnologia avançada se desenvolvam, e então hajam ganhos alocativos de se deslocar trabalhadores hábeis para esses novos setores.

Também é interessante comparar as alocações obtidas sob informação assimétrica com aquelas que seriam sustentadas em um contexto de informação simétrica. Considere especificamente uma situação onde, a partir do investimento em treinamento no primeiro período, o tipo dos trabalhadores seja revelado para todos os agentes na economia. Nesse caso, pode-se perceber dois resultados. Em primeiro lugar, uma vez que investimento no segundo período não depende das crenças sobre que tipo de trabalhador estaria se separando, não há mais de um equilíbrio possível para um dado conjunto de parâmetros que caracteriza a economia. E em segundo lugar, em todo equilíbrio com rotatividade apenas trabalhadores hábeis deixam o setor II, uma vez que firmas no setor I devem se recusar a empregar trabalhadores não hábeis.

Outro resultado interessante é que há a possibilidade de que uma economia sujeita à assimetria de informação tenha um nível de treinamento agregado maior do que em uma economia onde a informação é simétrica. Basta considerar uma economia onde os parâmetros são tais que o investimento agregado, quando não há rotatividade, é o maior possível, e os trabalhadores hábeis estão dispostos a sair do setor II apenas se forem tomados como tais – o que sustenta o equilíbrio sem rotatividade quando há incerteza. Se a informação é simétrica, por outro lado, esses trabalhadores devem ter incentivo a migrar, alcançando-se o equilíbrio com rotatividade associado, por hipótese, a um menor nível de treinamento.

A ideia de que a presença de informação assimétrica possa aumentar o nível de treinamento está presente em vários modelos que discutem investimento em capital humano geral, dado que essa é um fundamento para explicar porque firmas investiriam nesse tipo de capital humano. É importante frisar, no

entanto, que a possibilidade discutida acima não deve ser interpretada como dizendo que a uma situação *first-best* está associado um nível de bem-estar social menor que a uma situação *second-best*, uma vez que no modelo original com informação simétrica estão presentes outras distorções, como por exemplo o fato de que o investimento feito por uma firma pode ser apropriado por outra (externalidade) e se exclui *a priori* arranjos institucionais capazes de impedir essa apropriação (contratos incompletos).

5 EXTENSÕES: POLÍTICA PÚBLICA E ENDOGENEIDADE TECNOLÓGICA

5.1 Política pública: seguro desemprego eficiente

Visto que no modelo podem coexistir equilíbrios com e sem rotatividade, uma variável de escolha que estimule uma transição entre esses equilíbrios deve constituir uma política pública relevante, particularmente quando esses equilíbrios apresentam níveis distintos de investimento em treinamento.

Suponha que os trabalhadores sejam avessos ao risco, e introduza nessa economia um mecanismo de seguridade social tal que, se o trabalhador migra de um setor para o outro e acaba desempregado nesse processo, recebe um pagamento dado por z. Supondo que o agente que provê esse seguro (governo) está sujeito à mesma assimetria de informação que os demais agentes na economia, segue que os trabalhadores que se desligam de forma voluntária ou involuntária de um dado setor recebem o mesmo pagamento.

O fato desse mecanismo de seguridade gerar incentivos adversos sobre o comportamento dos agentes já é um fato estilizado na literatura, onde tradicionalmente se destaca que o esforço de busca por um novo emprego por parte dos desempregados tende a ser reduzido. Mas também existem vantagens associadas ao seguro desemprego. Assim, por exemplo, quando este mecanismo de seguridade aumenta o salário reserva do trabalhador, permite que este seja mais seletivo na escolha de um emprego, e logo aumenta a produtividade da economia via formação de melhores casamentos (Marinon e Zilbotti, 1999).

No modelo analisado aqui, a existência do seguro desemprego pode induzir os agentes a se separarem em um caso no qual o produto esperado associado a um equilíbrio com rotatividade é o maior possível, mas trabalhadores avessos ao risco não têm incentivo a se desligar, em virtude do risco de desemprego. Assim, ao reduzir os riscos com os quais os trabalhadores se defrontam, esse mecanismo faz com que estes tomem decisões eficientes.

Um problema com o mecanismo do seguro desemprego, não levado em conta na discussão anterior, diz respeito ao incentivo à rotatividade dentro do mesmo setor. Esse problema é evitado quando se consideram propostas que procuram

reduzir a flexibilidade alocativa do mercado de trabalho através da imposição de custos não-monetários de demissões, como limites a (ou proibição de) demissões injustificadas, prática comum nos países do sul da Europa. Ao contrário, no caso de seguro desemprego, bem como outros mecanismos de seguridade que envolvam pagamentos monetários diretamente apropriados pelo trabalhador, o trabalhador pode ter um ganho *per se* ao se desligar da firma, independente da busca por melhores parcerias.

De fato, como mencionado na introdução a esse artigo, há uma grande literatura no país que argumenta que a legislação trabalhista brasileira gera incentivos perversos sobre a rotatividade do trabalho (ver Camargo, 1996; Barros, Corseuil e Foguel, 2001; Gonzaga, 2003; Gonzaga e Pinto, 2014, entre outros). Esses artigos destacam que a rotatividade no mercado de trabalho brasileiro parece ser excessiva, indo além daquela necessária para a alocação eficiente de recursos, o que gera um efeito negativo sobre o investimento em treinamento. Principalmente trabalhadores que recebem em torno de um salário mínimo não veem ganhos em permanecer no mesmo emprego, o que faz com que as firmas não invistam em treinamento. A rotatividade nesse caso não leva esses trabalhadores a empregos melhores, pois os mesmos incentivos estarão presentes no novo emprego.

Uma solução para esse tipo de problema passa por um desenho de mecanismo apropriado, usualmente envolvendo uma combinação de políticas. No caso do seguro desemprego no Brasil, por exemplo, se considerarmos o setor eficiente como sendo o setor formal da economia e o ineficiente como o setor informal, medidas que desestimulem o emprego informal (como condicionar o pagamento do seguro à obrigação de comparecer a entrevistas de emprego formal em agências de intermediação de mão de obra) podem permitir que o mecanismo desempenhe seu papel de facilitar melhores parcerias com mais efetividade. Como outro exemplo, no caso brasileiro, considere o caso da multa por demissão. A necessidade de inibir a rotatividade motivada por uma busca por renda (apropriação da multa pelo trabalhador quando este pode forçar sua demissão) combinada com uma preocupação com a formação de melhores parcerias que estimulem o investimento em treinamento pode ser compatibilizada com propostas de mudar a forma de apropriação da multa, passando da apropriação privada pelo trabalhador para depósitos da multa no FAT com uso direcionado para subsídios ao investimento em capital humano, o que tornaria mais atrativo para o trabalhador a busca por emprego de alta qualidade.

5.2 Progresso técnico endógeno

Considere uma extensão do modelo onde existe uma massa de firmas $M = w + x$ operando com a tecnologia que prevalece no setor ineficiente, e desse montante um número w de firmas tem a possibilidade de realizar em t=0 uma inovação

tecnológica a um determinado custo F, onde no caso essas firmas passariam a produzir segundo a tecnologia do setor eficiente.

Se não houver inovação, no jogo que segue com apenas um setor, conforme argumentado anteriormente, há um único equilíbrio onde não há rotatividade. Logo, ao decidir se inova ou não, a firma deve comparar o custo F com o retorno esperado da inovação, que é dado pela vantagem produtiva da nova tecnologia associado à possibilidade de substituir trabalhadores que se revelem não hábeis no final do primeiro período. Este último retorno, no entanto, depende de qual equilíbrio a firma antecipa que será alcançado caso inove.

Assim, pode-se imaginar uma economia tal que a resposta ótima das firmas de massa w é inovar se antecipam a realização de um equilíbrio com rotatividade, e não inovar caso contrário. Ou seja, os parâmetros do modelo são tais que só há incentivo em arcar com os custos da inovação caso as firmas que inovaram possam sempre substituir o trabalhador de baixa produtividade. E aqui pode ser feita uma ligação com a discussão anterior sobre o seguro desemprego: uma vez que esse mecanismo incentiva a rotatividade, ele pode ter um papel de estimular a inovação tecnológica.

Assim, o seguro desemprego tem um papel positivo na criação de empregos bons na economia, um resultado similar ao obtido por Acemoglu e Shimer (1999), em um modelo onde a vantagem de produtividade das firmas no setor eficiente é interpretada como sendo decorrente de uma maior intensidade de investimento em capital físico. A ideia básica apresentada pelos autores é que em uma economia com fricção a firma só cria empregos bons se espera que a chance de preencher a vaga criada seja alta, e logo requer que haja um grande número de candidatos/vaga, e logo o seguro desemprego tem um caráter eficiente uma vez que reduz o custo do trabalhador se aplicar para uma vaga onde a chance de não ser empregado é alta. Aqui, o seguro desemprego estimula a criação de empregos bons ao garantir que as firmas do setor eficiente possam substituir o trabalhador não hábil, o que novamente requer um estímulo para que trabalhadores avessos ao risco se apliquem ao setor avançado da economia.

6 CONCLUSÕES

A partir de um modelo dinâmico multissetorial de investimento com firmas e trabalhadores heterogêneos, analisamos duas formas de acumulação de capital humano, investimento em treinamento e busca de melhores parcerias, onde as decisões de investimento das firmas e as decisões de separação de todos os agentes são derivadas endogenamente. O principal insight do modelo é que, em um contexto dinâmico no qual as decisões de investimento/separação se estendem por mais de um período, não há necessariamente um *trade-off* entre rotatividade do

trabalho e investimento agregado em treinamento. O modelo mostra que restrições institucionais à flexibilidade podem ter impactos adversos sobre o investimento em treinamento.

Os resultados do modelo mostram que uma maior rotatividade inicial, embora tenda a reduzir o investimento em treinamento corrente, deve permitir uma melhor alocação de recursos e aumentar o investimento nas relações de melhor qualidade que venham a se formar na economia. Por outro lado, medidas que aumentem a rigidez no mercado de trabalho podem de fato reduzir a rotatividade, mas tendem a segurar mais trabalhadores no setor ineficiente da economia, o que resulta em menos investimento em treinamento por parte do setor eficiente.

A principal implicação de política pública deste resultado é que medidas que visem reduzir o grau de rotatividade, se mal desenhadas, podem ser ineficazes para alavancar o investimento em treinamento, particularmente em uma economia em que a qualidade inicial dos casamentos entre firmas e trabalhadores seja baixa. Em particular no caso brasileiro, onde a taxa de rotatividade é de fato bastante elevada, políticas públicas que desestimulem o incentivo pecuniário ao desligamento do emprego (como a não-apropriação da multa pelo trabalhador) devem ser desejáveis no sentido de reduzir a rotatividade intra-setorial, mas deve-se ter em conta que medidas que propõe uma maior rigidez, a fim de reduzir a rotatividade indiscriminadamente, podem ser contra-producentes dado o papel da melhor alocação de recursos sobre treinamento futuro.

REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; PISCHKE, J. S. Why do firms train? Theory and evidence. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, p. 79-119, 1998.

_____. The structure of wages and investment in general training. **Journal of Political Economy**, v. 107, n. 3, p. 539-573, 1999.

ACEMOGLU, D.; SHIMER, R. Efficient unemployment insurance. **Journal of Political Economy**, v. 107, p. 893-928, 1999.

AUTOR, D. Why do temporary help firms provide free general skills training? **Quarterly Journal of Economics**, v. 116, p. 1409-1448, 2001.

BARROS, R. P. DE; CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. **Os incentivos adversos e a focalização dos programas de proteção ao trabalhador no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para Discussão n. 784).

BASSANINI, A. *et al*. Workplace training in Europe. *In*: BRUNELLO, G.; GARIBALDI, P.; WASMER, E. (Eds.). **Education and training in Europe**. Oxford: University Press, 2005.

BECKER, G. S. **Human Capital**: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. Chicago: University of Chicago Press, 1964.

BOOTH, A. L.; BRYAN, M. L. Testing some predictions of human capital theory: new training evidence from Britain. **Review of Economics and Statistics**, v. 87, p. 391-394, 2005.

BOOTH, A.; ZOEGA, G. Do quits cause undertraining? **Oxford Economic Papers**, v. 51, p. 374-386, 1999.

CAMARGO, J. M. Flexibilidade e produtividade do mercado de trabalho brasileiro. *In*: CAMARGO, J. M. **Flexibilidade do mercado de trabalho no Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 1996.

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Rotatividade e políticas públicas para o mercado de trabalho**. São Paulo: DIEESE, 2014.

DOLADO, J. J.; CABRALES, A.; MORA, R. **Dual labour markets and (lack of) on-the-job training**: PIAAC evidence from Spain and other EU countries. IZA Discussion Paper, n. 8649. Germany, 2014.

FELSTEAD, A.; *et al*. The impact of training on labour mobility: individual and firm-level evidence from Britain. **British Journal of Industrial Relations**, v. 38, p. 261–275, 2000.

FLAHERTY, C. **The effect of employer-provided general training on Turnover: examination of tuition reimbursement programs**. Stanford, CA: Stanford University, 2007. (SIEPR Discussion Paper n. 0625).

GONZAGA, G. Labor turnover and labor legislation in Brazil. **Economía: Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association**, v. 4, n. 1, p. 165-207, 2003.

GONZAGA, G.; PINTO, R. C. *In*: BONELLI, R.; VELOSO, F. (Eds.). **Panorama do Mercado de Trabalho Brasileiro**. Rio de Janeiro: FGV, 2014.

LEUVEN, E. The economics of private-sector training: a survey of the literature. **Journal of Economic Surveys**, v. 19, n. 1, p. 91-111, 2005.

LYNCH, L. M. The role of off-the-job vs. on-the-job training for the mobility of women workers. **American Economic Review**, Papers and Proceedings, v. 81, n. 2, p. 151-56, 1991.

MARINON, R.; ZILIBOTTI, F. Unemployment versus mismatch of talent: reconsidering unemployment benefits. **Economic Journal**, v. 109, p. 266-91, 1999.

PARENT, D. Wages and mobility: the impact of employer-provided training. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 2, p. 298-317, 1999.

SIEBEN, I. **Does training trigger turnover...or not?** the impact of formal training on young men's and women's job search behavior. Maastricht: Maastricht University, Discussion Paper, 2005.

VEUM, J. R. Training and job mobility among young workers in the US. **Journal of Population Economics**, v. 10, n. 2, p. 219-34, 1997.

APÊNDICE

PROVA DE EXISTÊNCIA DE EQUILÍBRIO BAYESIANO PERFEITO (EBP)

Segundo a discussão do modelo feita no texto, o perfil de estratégias $(\alpha^*_{sn}, \gamma^*_{sn}, i^*_{sn})$ $(s,n,t) \in \{I,II\}\times\{B,R\}\times\{1,2\}$ constitui um EBP se para cada $s \in \{I, II\}$ e $n \in \{B,R\}$.

MELHOR RESPOSTA DOS TRABALHADORES

$$\gamma^*_{sn} \in \operatorname{argmax}_{\gamma\in[0,1]} \beta.\left[\begin{matrix}(1-\gamma).(1-\alpha^*sn).\,qsn(i^*s1 + i^{FB}sn) + \\ (1-(1-\gamma).(1-\alpha^*sn)).D(\alpha^*,\gamma^*).q(-s)n(i^*s1 + i^*(-s)2)\end{matrix}\right], \quad (1)$$

onde $D(\alpha^*,\gamma^*) = \left\{\begin{matrix}\frac{w.(1-\eta).\alpha IR}{(1-w).(\gamma IIR + \gamma IIB - \gamma IIR.\gamma IIB)} & s = II \\ 0 & s = I\end{matrix}\right\}$.

é a taxa de emprego no setor –s (já levando em conta que firmas do setor II não demitem e supondo que firmas do setor I não demitam o tipo hábil) e i^{FB}_{sn} é o investimento *first-best* no setor s em relação ao trabalhador de tipo n – caso especial da equação de investimento (4) quando a relação continua e logo o tipo do trabalhador passa a ser conhecido. Logo, no fim do primeiro período o trabalhador em qualquer setor s aprende seu tipo n; dada sua estratégia de separação e a da firma, se continua no emprego espera o investimento *first-best* i^{FB}_{sn} caso haja separação, migra para o outro setor[7] (–s) onde espera o investimento (*second-best*) apropriado àquele setor dado pela equação (4). Em qualquer caso o trabalhador leva em conta que já dispõe do montante de treinamento ótimo i*s1 do setor s original no período 1 dada pela equação (3).

MELHOR RESPOSTA DAS FIRMAS

$$\alpha^*_{sn} \in \operatorname{argmax}_{\alpha\in[0,1]} (1-\beta).\left[\begin{matrix}(1-\gamma^*sn).(1-\alpha).\{q_{sn}(i^*s1 + i_s^{FB}) - \Psi(i_s^{FB})\} + \\ (1-(1-\gamma^*sn).(1-\alpha)).\{R_s(\alpha^*(-s)n, \gamma^*(-s)n, i^*(-s)1 + i^*s2) - \Psi(i^*s2)\}\end{matrix}\right], (2)$$

onde $R_s(\alpha, \gamma, i) = \mu(\alpha, \gamma).q_{sB}(i) + (1 - \mu(\alpha, \gamma))q_{sR}(i)$.

Isto é, no fim do primeiro período a firma em qualquer setor s aprende o tipo de seu trabalhador; dado sua estratégia de separação (e do trabalhador), segue que se a relação contínua fará o investimento *first-best* i^{FB}_{sn} (caso particular da equação (4) quando o tipo é conhecido); caso haja separação, recebe o trabalhador de outro setor e atualiza suas crenças – veja equação (5) – dele ser do tipo hábil de acordo

7. Isto é, $-s = \begin{cases} II, se\ s = I \\ I, se\ s = II \end{cases}$.

com as estratégias de separação em equilíbrio no outro setor –s, e faz investimento (*second-best*) apropriado dado pela equação (4).

INVESTIMENTO ÓTIMOS

$$i^*_{s1} \in \operatorname{argmax}_{i \geq 0} (1-\beta).\{Pr(B).Pr(R).\{\eta.q_{sB}(i) + (1-\eta).q_{sR}(i)\} + Pr(B).Pr(\backslash R).\eta.q_{sB}(i) + Pr(\backslash B).Pr(R).(1-\eta).q_{sR}(i) - \Psi(i)\}, \quad (3)$$

onde:

$$Pr(n) = (1-\gamma^*_{sn}).(1-\alpha^*_{sn})$$

$$Pr(\backslash n) = 1-[(1-\gamma^*_{sn}).(1-\alpha^*_{sn})]$$

e:

$$i^*_{s2} \in \operatorname{argmax}_{i \geq 0} (1-\beta).\begin{bmatrix} I_B.[(1-\gamma^*_{sB}).(1-\alpha^*_{sB}).\{q_{sB}(i^*_{s1}+i)\} + \\ \left(1-(1-\gamma^*_{sn}).(1-\alpha^*_{sB})\right).\{R_s(\alpha^*_{(-s)n},\gamma^*_{(-s)n},i^*_{(-s)1}+i)\}] + \\ (1-I_B).[(1-\gamma^*_{sB}).(1-\alpha^*_{sB}).\{q_{sR}(i^*_{s1}+i)\} + \\ \left(1-(1-\gamma^*_{sn}).(1-\alpha^*_{sB})\right).\{R_s(\alpha^*_{(-s)n},\gamma^*_{(-s)n},i^*_{(-s)1}+i)\}] - \Psi(i) \end{bmatrix}, \quad (4)$$

onde I_B na equação acima é uma *dummy* indicativa do trabalhador ser do tipo hábil.

Em palavras, o investimento ótimo do primeiro período é tal que a firma desconhece a habilidade do trabalhador, e tenta antecipar as chances de separação em equilíbrio a fim de determinar o quanto investe – logo, deve considerar, ainda que não conheça *ex-ante* o tipo, o caso onde espera manter ambos os tipos, o caso onde só espera manter o tipo hábil e o caso onde só espera manter o tipo não hábil. Já no segundo período, caso o trabalhador seja hábil ($I_B = 1$) e seja mantido, a firma faz o investimento *first-best* em relação a esse tipo de trabalhador; mas caso haja rompimento da relação, a firma deve empregar um trabalhador vindo de outro setor, e logo tem de investir levando em conta que o trabalhador pode ser hábil ou não hábil, onde a chance relativa de cada tipo dependerá das estratégias de separação do outro setor. Argumento análogo quando a firma descobre que o trabalhador é não hábil ($I_B = 0$).

CONSISTÊNCIA DAS CRENÇAS

$$\mu_s(\alpha_s, \gamma_s) = \frac{\eta.(\alpha sB+\gamma sB-\alpha sB.\gamma sB)}{\eta.(\alpha sB+\gamma sB-\alpha sB.\gamma sB)+(1-\eta).(\alpha sR+\gamma sR-\alpha sR.\gamma sR)}, \quad (5)$$

ao longo do caminho de equilíbrio.

Note que as funções objetivo dos trabalhadores e das firmas são contínuas nas suas variáveis de decisão apenas quando o denominador da fração que define a função $\mu_s(\alpha_s, \gamma_s)$ não é nulo, o que ocorre se e só se $(\alpha_s, \gamma_s) \neq (0, 0)$.

Para resolver este problema vamos truncar a economia da seguinte forma. Para cada número natural $k \in N$, vamos impor a seguinte limitação nas probabilidades de separação: $\alpha_{sn}, \gamma_{sn} \in [1/k, 1]$, para todo s e n. Assim, a economia com o trucamento destas varáveis tem funções objetivos contínuas. Observe também que, dada a hipótese de Inada de Ψ e concavidade de q_{sn}, podemos supor sem perda de generalidade que o vetor de investimento is está restrito a um conjunto compacto. Mais ainda, as funções objetivos dos trabalhadores são monótonas em γ_{sn} (e logo quase-côncava). Da mesma forma, as funções objetivos das firmas são monótonas em α_{sn} (e quase-côncavas) e côncava em i_{st}. Aplicando o Teorema de Ponto Fixo de Kakutani, podemos garantir a existência de um equilíbrio da economia truncada: $(\alpha^k_{sn}, \gamma^k_{sn}, i^k_{sn})$ $(s,n,t) \in \{I,II\}\times\{B,R\}\times\{1,2\}$.

Portanto, podemos encontrar uma subsequência convergente. Se o perfil de estratégias limite $(\alpha^*_{sn}, \gamma^*_{sn}, i^*_{sn})$ $(s,n,t) \in \{I,II\}\times\{B,R\}\times\{1,2\}$ for tal que $(\alpha^*, \gamma^*) \neq 0$, então pelo Teorema do Máximo este perfil constitui um equilíbrio da economia limite, i.e., a economia original. Se $(\alpha^*, \gamma^*) = 0$, embora μ_s não esteja bem definida para este ponto, podemos encontrar uma subsequência de $\mu_s(\alpha^k_s, \gamma^k_s)$ convergente uma vez que ela está limitada ao intervalo [0,1]. Outra vez, podemos argumentar que tal subsequência convergente constituirá um equilíbrio da economia original.

Dessa forma, garantimos que exista ao menos um equilíbrio (EBP) nessa economia. Entretanto, a prova geral de existência especificada anteriormente não exclui a possibilidade de obtermos algum EBP que envolva estratégias mistas. Vamos então caracterizar as condições para existência dos EBP com e sem rotatividade discutidos no texto, dentro do modelo específico com complementaridade entre tecnologia e habilidade do trabalhador e formas funcionais linear-quadráticas:

a) EBP com rotatividade (total): esse é o caso onde todos os trabalhadores decidem migrar para o setor eficiente. Nesse equilíbrio, é ótimo para as firmas do setor ineficiente não investirem em t=1 (uma vez que antecipam corretamente que não irão conseguir manter seus trabalhadores). Dado isso, pela Proposição 1 as firmas do setor eficiente não tem incentivo a demitir os trabalhadores hábeis (e tampouco estes têm incentivo a

pedir demissão), e logo o equilíbrio requer que os trabalhadores não hábeis sejam demitidos nesse setor. Logo, esse equilíbrio será sustentado quando os trabalhadores originalmente empregados no setor ineficiente, tanto hábeis quanto não hábeis, tiverem incentivo para se desligar e as firmas do setor eficiente tiverem incentivo para demitir trabalhadores não hábeis:

i) $(\frac{(1-\eta).w}{(1-w)}).B.I.[((1-\eta).R + \eta.B).I] \geq B.II.[B.II];$

ii) $(\frac{(1-\eta).w}{(1-w)}).R.I.[((1-\eta).R + \eta.B).I] \geq R.II.[R.II];$

iii) $((1-\eta).R + \eta.B).I.[((1-\eta).R + \eta.B).I] \geq R.I.[\eta.B.I + R.I].$

As condições (i) e (ii) representam as respostas ótimas dos trabalhadores, onde leva-se em conta que, consistentemente com a estratégia de separação, ambos serão tomados como trabalhadores "médios" caso sejam empregados no setor eficiente, enquanto terão seu tipo revelado caso permaneçam no setor ineficiente. Como o trabalhador hábil é aquele que tem maior risco associado à transição (além da chance de desemprego, que partilha com o outro trabalhador, ele passa a ser confundido com o não hábil no novo setor), a condição relevante para separação do ponto de vista do trabalhador é a (i).

Já (iii) representa a condição para que a firma queira demitir o não hábil. O ganho em fazer isso é a possibilidade de vir a empregar um trabalhador de maior habilidade, enquanto o custo é perder o investimento em treinamento feito no primeiro período. Note que dadas as hipóteses feitas sobre o tamanho do setor eficiente e a tecnologia de *matching*, quando o trabalhador tem chance de não ser empregado a firma não corre o risco de ficar com a vaga ociosa.

Manipulando a equação (i) obtemos: $(I/II)^2 \geq B^{-1}(\frac{(1-\eta).w}{(1-w)}).[(1-\eta).R + \eta.B].$

Ou seja, para toda configuração dos demais parâmetros haverá um certo ponto crítico tal que se a razão de produtividade entre os setores for suficientemente elevada os trabalhadores terão incentivo a migrar para o setor eficiente.

Por outro lado escrevemos (iii) como: $\eta^2.(B - R)^2 + \eta.R(B - 2.\eta.R) \geq 0.$

Uma condição suficiente é supor que $B > 2.\eta.R.$

Assim, haverá um EBP com rotatividade para toda configuração de parâmetros onde a tecnologia no setor eficiente for suficientemente produtiva e o trabalhador hábil significativamente melhor que o não hábil.

b) EBP sem rotatividade: esse é o caso onde os trabalhadores decidem não se desligar dos setores onde estão originalmente alocados no período inicial. Uma vez que a decisão de desligamento está fora do caminho

de equilíbrio no EBP sem rotatividade, a crença das firmas sobre o tipo do trabalhador não estão restritas, e postularemos então que as firmas esperam que todo trabalhador que se desligue seja do tipo não hábil. Ainda, a fim de evitar um equilíbrio trivial onde os trabalhadores não se desligam por que firmas não demitem e vice-versa, supomos um conjunto discreto de firmas e trabalhadores que se separam por motivos exógenos de tal modo que todo trabalhador que decida migrar para o setor eficiente espere obter emprego com chance $0 < x < 1$. No que segue, suporemos que $x = \left(\frac{(1-\eta).w}{(1-\eta).(1-w)}\right)$, ou seja, a mesma chance de obter emprego que prevaleceria em uma situação onde os não hábeis se desligassem do setor ineficiente e as firmas demitissem tal tipo de trabalhador do setor eficiente[8]. Nesse equilíbrio, deve ser ótimo para ambos os tipos de trabalhadores não se desligarem e as firmas que empregam o tipo não hábil não demitirem:

i) $B.II.[((1-\eta).R + \eta.B).II + B.II] \geq \left(\frac{(1-\eta).w}{(1-\eta).(1-w)}\right).B.I.[((1-\eta).R + \eta.B).II + R.I]$;

ii) $R.II.[((1-\eta).R + \eta.B).II + R.II] \geq \left(\frac{(1-\eta).w}{(1-\eta).(1-w)}\right).R.I.[((1-\eta).R + \eta.B).II + R.I]$;

iii) $R.I.[((1-\eta).R + \eta.B).I + R.I] \geq ((1-\eta).R + \eta.B).I.[((1-\eta).R + \eta.B).I]$.

A grande diferença em relação ao que foi discutido no caso do EBP com rotatividade é que nesse novo equilíbrio as firmas do setor ineficiente, ao esperar que não haja separação em equilíbrio, fazem seu investimento ótimo no período inicial, investimento este que é plenamente apropriado pelo trabalhador, independente do setor onde ele termine empregado.

Note que do ponto de vista do trabalhador aqui é o tipo não hábil que teria mais incentivo a se desligar do setor ineficiente (uma vez que a chance de desemprego e o treinamento no setor eficiente seria o mesmo para ambos os tipos, mas o não hábil receberia menos treinamento caso permanecesse no setor ineficiente). Da equação (ii) pode-se perceber que, para todos os demais parâmetros, haverá um ponto crítico tal que se a razão de produtividade entre os setores for suficientemente baixa os trabalhadores não terão incentivo a migrar para o setor eficiente.

Já do ponto de vista da firma, a equação (iii) pode ser escrita como:

$R^2.(1 - \eta) \geq \eta^2.(B^2 - R^2) + \eta.B.R(1 - 2.\eta)$.

8. A ideia de que há um equilíbrio com fricção onde um conjunto discreto de trabalhadores, e apenas de tipo não hábil, tem a relação original rompida, é similar a um equilíbrio do tipo "*trembling hand*" onde a probabilidade de "erro" não é completamente exógena mas depende dos custos associados às decisões dos agentes. Aqui, como o excedente gerado pelo tipo hábil é sempre maior, supomos que a firma que descobre que emprega esse tipo de trabalhador será mais cuidadosa em evitar o rompimento da relação de emprego, qualquer que seja o motivo deste, e logo a chance de desligamento recai sobre os trabalhadores não hábeis.

Essa condição tende a ser satisfeita quando η é baixo ou quando a diferença de habilidade entre os dois tipos de trabalhador não é elevada.

Em resumo, argumentamos que podemos garantir a existência de um EBP com plena rotatividade ou de um EBP sem nenhuma rotatividade para uma ampla gama de configuração de parâmetros. Em particular, economias onde a produtividade do setor eficiente e do tipo hábil sejam suficientemente elevadas vis a vis, respectivamente, à produtividade do setor ineficiente e do trabalhador de tipo não hábil comportará um equilíbrio com rotatividade e, ao contrário, em economias onde a diferença de produtividade, seja setorial seja do trabalhador, não seja significativa, comportará um EBP sem rotatividade. E um ponto importante a ser notado é que as condições para que um EBP com rotatividade exiba um montante de investimento intertemporal agregado que supera o do caso sem rotatividade (Proposição 5) são as mesmas condições que garantem a existência deste tipo de equilíbrio, o que é consistente com a principal conclusão do artigo.

A RELAÇÃO ENTRE O ENSINO SUPERIOR PÚBLICO E PRIVADO E A RENDA E EMPREGO NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Roberto Hsu Rocha[1]
Naercio Menezes Filho[2]
Alison Pablo de Oliveira[3]
Bruno Kawaoka Komatsu[4]

Este artigo tem como objetivo analisar a influência da expansão do ensino superior sobre o mercado de trabalho. Para isso, examinamos como o aumento dos graduados dos setores público e privado nos municípios brasileiros se relaciona às variáveis de mercado de trabalho e renda média. Com dados em painel e utilizando diferentes especificações, nossos resultados indicam que o crescimento do ensino superior está associado ao aumento do salário médio, da taxa de ocupação e da renda per capita. A variação relativa dos concluintes em instituições públicas é fortemente correlacionada com os salários e as rendas médias, enquanto os graduados de instituições privadas apresentaram correlações comparativamente maiores com a taxa de ocupação. Além disso, a área de conhecimento associada à maior variação salarial e de renda é de agricultura e veterinária.

Palavras-chave: educação; ensino superior; setor público e privado.

JEL: I28; I25.

THE RELATIONSHIP BETWEEN PUBLIC AND PRIVATE HIGHER EDUCATION, INCOME AND EMPLOYMENT IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES

This article aims to analyze the influence of the expansion of higher education on the labor market. For this, we examine how the increase of the graduates of the public and private sectors in Brazilian municipalities is related to variables of labor market and the average income. Using panel data of municipalities and different specifications, our results indicate that the growth of higher education is associated with the increase in average wage, occupation rate and per capita income. The variation of graduates in public institutions is strongly correlated with wages and average incomes, while graduates of private institutions showed comparatively higher correlations with the employment rate. In addition, the area of knowledge associated with the greatest wage and income variation is agriculture and veterinary.

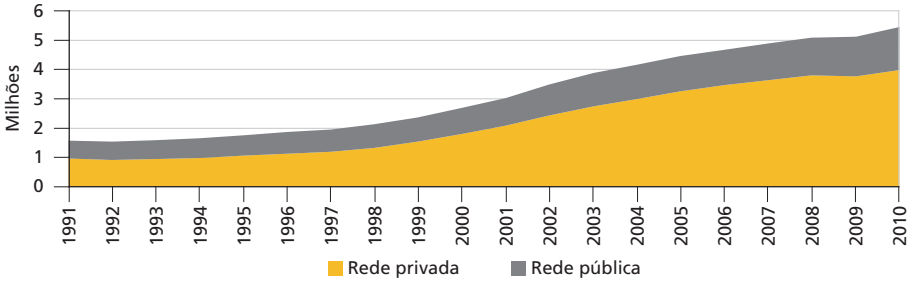
Keywords: education; higher education; public and private sectors.

1. Mestrando em economia na Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-RJ). *E-mail*: <robertohsurocha@gmail.com>.
2. Professor titular da Cátedra IFB no Insper, coordenador do Centro de Políticas Públicas do Insper e professor-associado na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP). *E-mail*: <naercioamf@insper.edu.br>.
3. Doutorando em economia dos negócios no Insper. *E-mail*: <alisonpablo@gmail.com>.
4. Pesquisador no Centro de Políticas Públicas do Insper e doutorando em teoria econômica na FEA/USP.

1 INTRODUÇÃO

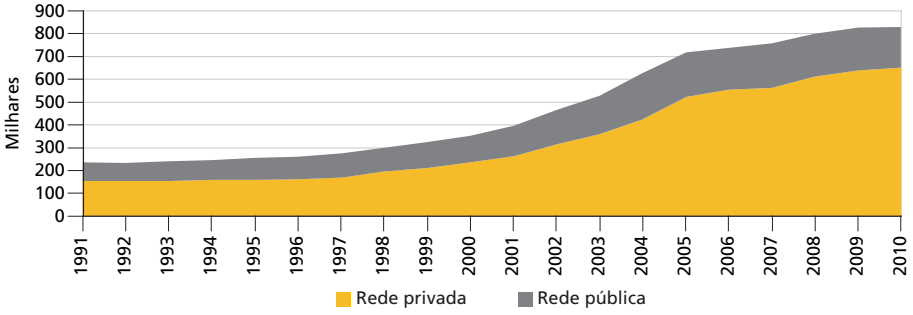
A ideia de que maiores níveis de escolaridade se relacionam a maiores salários é um conceito já bem consolidado na literatura econômica (Pritchett, 1996). No Brasil, ao longo dos anos 2000, a razão entre as médias salariais de graduados no ensino superior e dos formados no ensino médio variou entre 2,65 e 2,9, o que parece sustentar uma forte demanda por educação superior (Insper, 2015). Seguindo o crescimento do número de formados no ensino médio, nos anos 2000, o Brasil vivenciou uma forte expansão no acesso ao ensino superior e do número de concluintes nesta etapa de ensino. Entre 2000 e 2010, o gráfico 1 mostra que as matrículas dobraram (crescendo 102%), enquanto o gráfico 2 mostra que a quantidade de concluintes aumentou 135% no mesmo período. Este crescimento aconteceu primordialmente pela expansão das instituições de ensino superior (IES) privadas; o gráfico 3 mostra esta expansão. Em 1992, as IES privadas representavam 74% do total de instituições. Esse percentual avançou para 88,3% em 2010.

GRÁFICO 1
Matrículas no ensino superior (1991-2010)



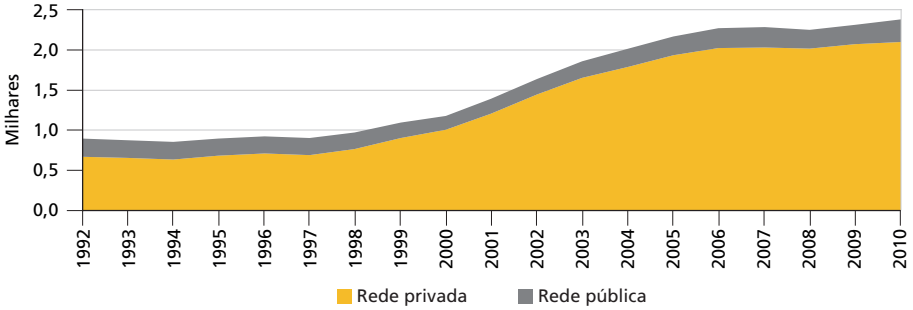
Fonte: Inep.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2
Concluintes do ensino superior



Fonte: Inep.
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 3
Instituições de ensino superior



Fonte: Inep.
Elaboração dos autores.

Quando passamos do nível do indivíduo para o nível social, no entanto, os efeitos de variações na escolaridade ainda são bastante incertos devido à possível presença de externalidades, especialmente quando se trata de estabelecer relações de causalidade. Questões como essa são especialmente relevantes do ponto de vista do desenvolvimento, uma vez que maiores níveis de escolaridade podem não ter contrapartida em crescimento da riqueza e do bem estar da população. Neste contexto, o presente trabalho visa contribuir para o debate empírico sobre os retornos sociais da educação no Brasil, concentrando-se na análise da expansão do percentual de pessoas com ensino superior entre 2000 e 2010 e em seus efeitos sobre os salários e a renda.

Faculdades e universidades podem dinamizar as economias regionais por diversos motivos: *i*) injeção de recursos e geração de empregos na economia local; *ii*) aumento da qualificação e produtividade dos trabalhadores; e *iii*) aumento da demanda por trabalhadores altamente qualificados (professores e pesquisadores). Ainda há poucos estudos sobre os efeitos do ensino superior no Brasil, provavelmente porque o processo de expansão do ensino superior brasileiro ainda é relativamente recente. Este estudo procura contribuir para a investigação empírica na área, com uma combinação de bases de dados do *Censo da educação superior* (Inep/Mec) com as do *Censo demográfico* (IBGE), e estimando modelos econométricos relacionando o número de concluintes no ensino superior privado com as variações em variáveis do mercado de trabalho e da renda entre os anos de 2000 e 2010 nos municípios brasileiros. Duas contribuições adicionais deste estudo são de construir uma variável que procura diferenciar as variações de estoque de graduados por município relacionadas à rede pública e à rede privada, e de realizar uma análise por áreas de conhecimento.

O texto está dividido em seis seções, além dessa introdução. A segunda seção é uma revisão bibliográfica que discute pesquisas sobre os retornos da educação. A terceira seção busca fazer uma síntese do processo de expansão do ensino superior. Em seguida o trabalho se concentra nos resultados obtidos. A seção quatro apresenta a metodologia utilizada. A seção cinco descreve os dados utilizados no modelo enquanto a sexta seção apresenta os resultados da metodologia econométrica. Por fim, a última seção apresenta a conclusão com a análise de dados.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A educação é compreendida hoje como objeto fundamental na análise econômica, mas foi somente a partir dos anos 1950 e 1960 que a literatura econômica passou a sistematicamente analisar a educação, pesquisando seus retornos sociais e individuais (Barbosa Filho e Pessoa, 2010). Theodore Schultz e Gary Becker (1962) foram pioneiros ao considerar a educação como um investimento no homem e a tentar mensurar qual a dimensão deste investimento. O estoque de conhecimento acumulado com investimentos em educação foi denominado capital humano. Nessa perspectiva, os autores buscaram analisar a importância deste aumento de estoque de educação sobre a renda nacional dos Estados Unidos (Schultz 1961) e o nível ótimo deste investimento (Becker 1960). Para eles, o capital humano era o fator que mais explicava a elevação dos ganhos por trabalhador nos Estados Unidos, e ao mesmo tempo uma limitação para o crescimento nos países pobres.

No Brasil, os primeiros estudos que buscam avaliar os retornos da educação são de Castro (1970) e Langoni (1974). Ambos os trabalhos apontam para taxas internas de retorno altíssimas de investimentos em capital humano no país. Langoni (1974) chega a sugerir que a realocação dos investimentos da economia para a educação seria uma forma de estimular o crescimento, já que o retorno do investimento em capital humano era maior do que aquele em capital fixo.

As estimativas sobre os retornos individuais da educação motivaram muitos dos estudos iniciais sobre o tema. É neste contexto que Mincer (1974) associa o logaritmo natural da renda do trabalho aos anos de escolaridade dos indivíduos, no que ficou conhecida como equação minceriana.[5] Empiricamente, análises através da equação minceriana indicam altos coeficientes de correlação entre escolaridade e renda em vários países, inclusive no Brasil.

O cálculo dos retornos da escolaridade usualmente esbarra nos problemas de endogeneidade e de variáveis omitidas. Por isso, os resultados obtidos por cada estudo são muito diferentes. Lange e Topel (2004), em resenha sobre o assunto, indicam que os estudos aceitam retornos entre zero e 50%. Tal variância nos

5. Usualmente a equação minceriana é escrita como: $\ln\text{Salário} = \alpha + \beta_1 \text{Anos de estudo} + \beta_2 \text{Exper} + \beta_3 \text{Exper}^2 + \gamma \text{Controles} + \varepsilon$.

resultados vem das formas que cada pesquisador utiliza para contornar os problemas de endogeneidade e variáveis omitidas. A conclusão da resenha é de que, embora o valor exato do retorno individual dos investimentos em educação seja desconhecido, ele é não negativo.

Além disso, o retorno estimado por equações mincerianas se igualam aos retornos à educação, o que ocorre somente sob uma série de hipóteses. Nesse sentido, Moura (2008) faz uma análise do uso da regressão minceriana no Brasil e mostra que a especificação linear da equação tradicional com anos de estudo apresenta alguns problemas de identificação. Estimando as taxas de retorno à la Becker (1975), eles encontram que o retorno estimado pela regressão minceriana apresenta viés positivo.

A evidência empírica que correlaciona prêmios salariais com escolaridade não necessariamente corrobora com a teoria do capital humano de que mais educação gera maior produtividade. Spence (1973) argumenta que maior escolaridade é, na verdade, apenas uma sinalização que indica que o indivíduo tem mais habilidades. A pessoa menos habilidosa teria maiores custos para se educar, então não conseguiria "fingir" ser mais habilidosa do que de fato é. Levando ao extremo a teoria de Spence, a aquisição de educação pelos indivíduos, embora traga benefícios individuais, é socialmente ineficiente, pois gera gastos desnecessários com sinalização decorrentes da informação imperfeita sobre as habilidades dos indivíduos.

O argumento mais utilizado para defender a teoria da sinalização é o do prêmio do diploma. Quando o ano adicional representa o fim de um ciclo de ensino, os retornos individuais são muito maiores do que se for um ano que não completa um ciclo. Do ponto de vista de acumulação de capital humano, o ano de escolaridade não deveria provocar efeitos diferentes por ser aquele em que se consegue um diploma.

Assim mesmo, investimentos em educação podem gerar uma série de externalidades positivas além dos efeitos sobre salário e produtividade. Diversos estudos apontam que maior escolaridade está correlacionada com redução da criminalidade (Lochner e Moretti, 2001), redução das taxas de fecundidade, melhoria de condições de saúde (Grossman, 2006), aumento de consciência política (Glaeser, Ponzetto e Shleiffer, 2006) e redução das distâncias sociais entre indivíduos (Gradstein e Justman, 2002). Dessa forma, os retornos sociais da educação transcenderiam os individuais, observados no mercado de trabalho.

Outro foco de pesquisa extrapola a análise dos efeitos da educação para um nível macroeconômico, buscando compreender a relação entre educação e crescimento econômico. Foram formulados diversos modelos teóricos para incluir níveis agregados de escolaridade como fator explicativo em uma função de produção agregada. Na maioria dos casos, escolaridade é tida como determinante para capital

humano, que, por sua vez, aumenta produtividade do trabalho (modelo de Solow). Em outros casos, maiores estoques de capital humano contribuem para melhores níveis de pesquisa e desenvolvimento, que, como consequência, contribuem para o crescimento econômico.

Mankiw, Romer e Weil (1992) buscaram estimar os retornos do capital humano por meio de um modelo de crescimento exógeno de Solow utilizando a taxa de matrícula no nível secundário como medida para o nível educacional. Utilizando uma amostra de países em 1985, os autores encontram um alto coeficiente de correlação entre os níveis de educação e o produto interno bruto (PIB) *per capita*.

O trabalho dos três autores foi importante para iniciar um debate empírico sobre os retornos sociais da educação. No entanto, a metodologia foi duramente criticada, tanto pela utilização do modelo de Solow quanto pela variável usada como medida para o nível educacional. A metodologia que passou a ser mais adotada foi uma equação minceriana utilizando a escolaridade média da população economicamente ativa (PEA) como variável de educação.

Pritchett (1996) encontra resultados bastante diferentes dos que Mankiw, Romer e Weil encontraram. O autor utiliza também uma amostra de diversos países, mas trabalhando com a equação minceriana e a média de escolaridade da PEA não encontra correlação com o crescimento econômico. Para ele, o fato de que em diversos países educação não implica em crescimento econômico provoca um paradoxo "micro-macro" com os resultados de retornos individuais de escolaridade. Assim, ele postula três hipóteses para explicar este paradoxo: *i*) o capital humano adquirido foi para atividades que propiciam lucros privados, mas socialmente improdutivas; *ii*) a demanda por trabalho qualificado cresceu menos que a oferta; e *iii*) o sistema educacional falhou, então escolaridade não gera habilidades. Pritchett (1996) não define nenhuma das hipóteses como excludentes, e diz que em cada país pode ter acontecido algum tipo de combinação entre esses três processos.

Mais adiante, os resultados de Pritchett (1996) foram contestados por Krueger e Lindahll (2001). Os autores apontam alguns erros de medida na variável de educação e um viés de seleção na amostra. Uma vez corrigidos estes problemas, os retornos agregados da educação são pelo menos tão grandes quanto os privados. Mesmo com os problemas em sua análise empírica, as hipóteses de Pritchett (1996) são importantes quando observamos as dinâmicas do retorno individual e social do ensino superior.

Quando passamos para a análise mais específica dos retornos do ensino superior, o número de estudos cai muito. A maioria dos trabalhos sobre os efeitos da escolaridade são focados em educação básica ou escolaridade média da população. Barbosa Filho e Pessoa (2008) realizam um esforço na linha da estimação da taxa interna de retorno da educação no Brasil por etapas de ensino. Eles também

encontram taxas de retorno altas para todas as etapas, sugerindo que a escassez relativa de capital humano continua existindo. Embora não tenha a maior taxa de retorno (por conta dos elevados custos), o ensino superior é a etapa com os maiores prêmios para os concluintes.

Para Menezes-Filho (2012), os altos prêmios para os concluintes do ensino superior estão relacionados com a demanda por mão de obra qualificada no país. Ainda existe uma falta de profissionais qualificados, especialmente em áreas fundamentais como engenharia e medicina. O autor indica que, em outras áreas como ciências sociais, negócios e direito, os prêmios salariais de ensino superior estão caindo.

A diferença entre áreas de formação também é explorada por Reis e Machado (2015). Os autores analisam a desigualdade de renda entre indivíduos com ensino superior no Brasil e apontam que existe um diferencial do prêmio salarial entre os tipos de curso. O fato de alguns indivíduos não trabalharem em ocupações relacionadas com sua área de formação contribui para um diferencial salarial maior dentro do grupo de pessoas com ensino superior.

Moretti (2004) investiga a relação entre os retornos individuais do ensino superior nas cidades dos Estados Unidos, e as externalidades produzidas sobre os salários de profissionais sem ensino superior. Utilizando dados do censo demográfico dos Estados Unidos ele observa que o aumento de pessoas com ensino superior possui efeitos reduzidos, porém significantes nos rendimentos dos demais trabalhadores na cidade, indicando a existência de externalidades no aumento do ensino superior sobre o restante do mercado de trabalho local.

Florax (1992) divide os impactos da expansão do ensino superior entre efeitos "gasto" e efeitos "conhecimento". O efeito "gasto" é de curto prazo, provocado pela injeção de recursos e geração de empregos nas economias locais por conta da criação ou expansão de instituições de ensino. Sob essa ótica, os efeitos gasto não se diferenciam em nada de outros empreendimentos de natureza estruturante. Os salários do corpo discente e funcionários, gastos da universidade e consumo de visitantes e alunos de fora resultam de maior dinamismo de setores do comércio e serviços, aumentando a renda local (Petterini *et al.*, 2015).

Já o efeito "conhecimento" se dá por meio de contribuições de longo prazo advindas do aumento de capital humano ocasionado pelas instituições de ensino superior. Em teoria, as universidades aumentam salários e produtividades dos alunos, provocam crescimento tecnológico e podem gerar externalidades positivas sobre outros setores da economia. De acordo com a argumentação de Florax (1992), é esperado que no curto prazo os efeitos gasto se sobreponham aos efeitos conhecimento, mas que, na medida em que a economia local absorva capital humano, firmas se tornem mais positivas e externalidades possam agir sobre a economia.

Petterini *et al*. (2015) fazem uma estimação para os efeitos de curto e longo prazo no Brasil, analisando o surgimento de *campi* de universidades federais em municípios sem instituições de ensino superior públicas. De acordo com os resultados obtidos pelos autores, em municípios menores, o efeito de curto prazo foi significante, mas não ocorreram efeitos consideráveis de longo prazo. Já em municípios maiores ocorreu o contrário: no curto prazo os efeitos foram insignificantes, enquanto no longo prazo os novos *campi* promoveram ganhos para as economias locais.

Os estudos sobre os efeitos econômicos agregados do ensino superior no Brasil são ainda incipientes. Muito disso decorre do fato de o processo de expansão do ensino superior no Brasil ainda ser recente. Mais adiante é feita uma pequena descrição desta dinâmica de crescimento do ensino superior brasileiro na última década.

3 ENSINO SUPERIOR NO BRASIL

O ensino superior é a última das etapas de ensino dos sistemas de educação. No Brasil, na primeira década dos anos 2000, o ensino superior passou por grandes transformações. O número de matrículas e concluintes expandiu muito neste período, tendo como fator determinante o aumento no número de matrículas no ensino superior privado como demonstrado anteriormente nos gráficos 1 e 2.

Este fenômeno não foi exclusivo ao Brasil. A tabela 1 mostra a evolução na taxa líquida de matrícula no ensino superior em diferentes países entre 2002 e 2012. Países em desenvolvimento como México e Argentina também observaram um grande aumento relativo nas matrículas no ensino superior.

TABELA 1
Taxa líquida de matrícula no ensino superior
(Em %)

País	Taxa líquida de matrícula		
	2002	2005	2012
Brasil	9,82	11,15	15,14
México	12,07	13,95	17,44
Argentina	23,87	-	28,69
Estados Unidos	38,93	36,31	41,61
Coreia do Sul	47,61	51,68	57,38

Fonte: OCDE; Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.
Obs.: Utilizamos dados da Pnad para o Brasil, e consideramos a faixa etária de referência de 18 a 24 anos de idade.

Naturalmente, o início do crescimento das matrículas foi anterior ao crescimento da quantidade de concluintes. Enquanto este último iniciou-se na segunda metade dos anos 1990, o segundo apresentava indícios de aceleração desde o início da mesma década. No período da análise dos resultados (2000 a 2010), houve um crescimento de 2,7 milhões de matrículas, sendo que apenas a rede privada foi responsável pelo aumento de 2,2 milhões de matrículas, ou seja, quase 80% do crescimento total. Neste período, um dos prováveis fatores para o aumento da participação das redes privadas provavelmente foram os programas do governo federal de bolsas e financiamento de matrículas em instituições privadas como o Programa Universidade para Todos (Prouni) e o Fundo de Financiamento Estudantil (Fies).

Embora as mudanças institucionais tenham sido relevantes para o aumento no número de matrículas entre 2000 e 2010 no ensino superior, elas não são tão importantes na análise deste artigo, pois esta pesquisa analisa o impacto de concluintes entre 2000 e 2010. O Prouni teve início em 2005, assim, os primeiros concluintes que ingressaram com o Prouni só se formaram a partir de 2009. A grande parte das pessoas que se beneficiou do Prouni ainda não havia concluído o curso em 2010.

Já o Fies tem origem em 1976, mas foi remodelado em 1999. Mesmo com a remodelagem, o número de matriculados no ensino superior que recebiam financiamento do Fies se manteve estável entre 2000 e 2010 (Tachibana *et al.*, 2015). As matrículas começaram a aumentar realmente a partir de 2010, quando o governo cortou pela metade os juros do financiamento.

Os dados do *Censo da educação superior*, do Instituto de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), permitem observar como os concluintes se dividem por área de curso. Cada curso de ensino superior é classificado entre uma das oito áreas listadas na tabela 2. A classificação é feita pelo Inep e está identificada tanto no *Censo da educação superior* como no *Censo demográfico*. Concluintes em cursos que surgiram entre 2000 e 2010 são agregados nas grandes áreas correspondentes à classificação que o Inep faz de seus respectivos cursos.

Agregando todas as matrículas entre 2000 e 2010, a área de educação e a de ciências sociais, negócios e direito foram responsáveis por quase 65% do total de concluintes no Brasil. Nessas duas áreas predominam os concluintes em instituições privadas como descrito na tabela 2.

TABELA 2
Concluintes por área do curso (2000-2010)

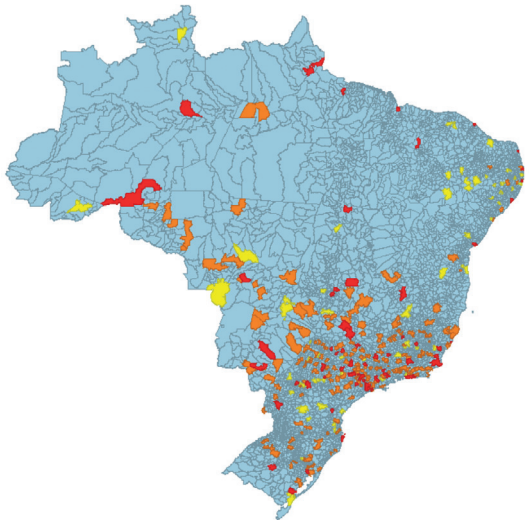
Área	Concluintes	Percentual total	Dep. Adm.	Concluintes	Percentual área
Educação	1.611.838	25,4	Privada	994.669	61,7
			Pública	617.169	38,3
Humanidades e artes	219.938	3,5	Privada	133.178	60,6
			Pública	86.760	39,4
Ciências sociais, negócios e direito	2.504.857	39,5	Privada	2.116.941	84,5
			Pública	387.916	15,5
Ciências, matemática e computação	488.802	7,7	Privada	323.869	66,3
			Pública	164.933	33,7
Engenharia, produção e construção	370.163	5,8	Privada	207.179	56,0
			Pública	162.984	44,0
Agricultura e veterinária	120.064	1,9	Privada	45.253	37,7
			Pública	74.811	62,3
Saúde e bem-estar social	884.560	13,9	Privada	658.014	74,4
			Pública	226.546	25,6
Serviços	148.451	2,3	Privada	130.529	87,9
			Pública	17.922	12,1
Total	**6.348.673**	**100,0**	**Privada**	**4.609.632**	**72,6**
			Pública	**1.739.041**	**27,4**

Fonte: Censo da educação superior do Inep.
Elaboração dos autores.

Transformações também ocorreram, do ponto de vista espacial. As instituições de ensino superior se espalharam pelos municípios em um processo de interiorização. Diretrizes do governo federal, como o programa de Reestruturação e Expansão das Universidades Federais (Reuni), levaram instituições públicas para o interior dos estados. Mas não foram apenas instituições públicas que determinaram o processo de interiorização. Os mapas da figura 1 comparam os municípios com concluintes entre 2000 e 2009.[6] Podemos observar que muito da interiorização também foi feita pelas instituições privadas, algo consistente com o grande aumento de matrículas no ensino superior privado na última década. Embora tenha ocorrido uma grande expansão territorial, ainda podemos observar que o Sul e o Sudeste possuem concentração maior de municípios com concluintes no ensino superior do que o Centro-Oeste e Norte.

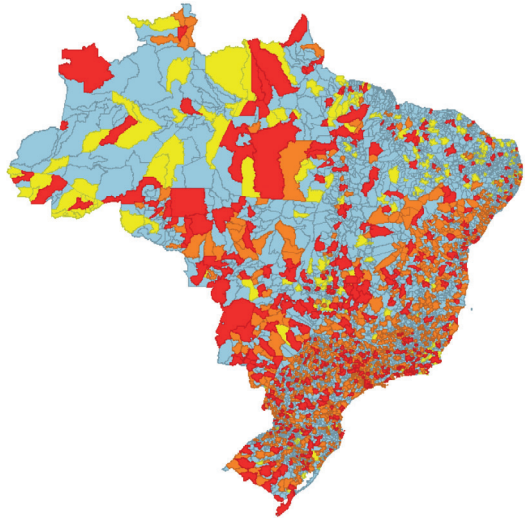
6. Escolhemos esse ano final, uma vez que nos dados do Censo de 2010 parte dos estudantes do último ano da graduação ainda não concluiu o curso.

FIGURA 1
Concluintes do ensino superior
1A – 2000



Apenas concluintes públicas Apenas concluintes privadas Concluintes públicas e privadas

1B – 2009



Apenas concluintes públicas Apenas concluintes privadas Concluintes públicas e privadas

Fonte: Censo da educação superior (Inep); IBGE.
Elaboração dos autores.

4 METODOLOGIA

A seção de metodologia está dividida em duas partes. A primeira descreve como foram construídas as variáveis de variação de ensino superior por município. Em seguida é detalhada a metodologia econométrica que foi utilizada para este trabalho.

4.1 Definições das variáveis de ensino superior

Embora forneça informações sobre o tipo do curso do grau mais elevado que cada indivíduo com ensino superior fez (graduação, ou pós-graduação), o *Censo Demográfico* não fornece a dependência administrativa onde foi obtido diploma. Assim, não podemos realizar uma diferença simples entre a porcentagem de pessoas com ensino superior público ou privado entre 2010 e 2000. Portanto, tornam-se necessárias as informações do *Censo da educação superior* que possibilitam observar o percentual de concluintes de cada dependência administrativa por município com instituição de ensino superior.

A principal variável de interesse deste trabalho é a da variação da proporção de pessoas com ensino superior. Seja ES_{it} o total de não estudantes com ensino superior no município i e no ano t.[7] Para cada município, ela foi definida a partir dos censos demográficos como:

$$\Delta\ \%\mathrm{ES}_i = \frac{\mathrm{ES}_{i,2010}}{\mathrm{Adultos}_{\mathrm{i},2010}} - \frac{\mathrm{ES}_{i,2000}}{\mathrm{Adultos}_{i,2000}}. \quad (1)$$

A opção por utilizar a variação em pontos percentuais foi tomada porque no ano base do período de interesse existem muitos municípios com uma proporção muito pequena de pessoas com ensino superior. Assim, uma variação muito pequena no número de pessoas com ensino superior pode causar uma alta variação percentual. Imagine um município que tinha 0,25% de pessoas com ES e subiu para 1%. Obteríamos uma variação percentual de 400% para esse município. Ao mesmo tempo, um município que tinha 6% de pessoas com ensino superior e que aumentou para 9% tem uma variação percentual de 50%. Acreditamos que utilizar a variação em pontos percentuais seja mais adequado no nosso contexto.

Além dessa variável, temos interesse em mais dois conjuntos de variáveis explicativas, relacionadas à categoria administrativa da IES de formação (se pública ou privada) e à área de formação.

Em relação ao primeiro conjunto, não há a informação sobre a categoria administrativa de formação dos indivíduos nos censos demográficos. Dessa forma, torna-se necessário construir uma aproximação para obter esse dado. Construímos

7. Consideramos como pessoas com ensino superior todos os graduados, ou seja, todos aqueles com ensino superior completo ou com ao menos um ano completo na pós-graduação.

uma *proxy* – descrita na equação (2) – relacionando o diferencial total de pessoas com ES, obtido pelo *Censo demográfico*, o total de migrantes que possuem ensino superior, também retirado do *Censo demográfico,* e a proporção de pessoas formadas por dependência administrativa entre 2000 e 2010, obtida a partir do *Censo da educação superior*.

O *Censo demográfico* é uma base amostral, então não conseguimos identificar as dinâmicas de transição das pessoas. O que conseguimos identificar é o número de pessoas com ensino superior nos dois períodos. A diferença entre o número de pessoas com ES em 2010 e o número de pessoas com ES em 2000 pode vir apenas de três fontes. Ou pessoas se formaram nesse município entre 2000 e 2010, ou pessoas migraram a partir de outro município, ou a partir dele para outro município no mesmo período.

Assim, definimos a variação do número de pessoas no município *i* com ensino superior, obtido em IES da categoria administrativa *j* (*j* ∈ {público, privado}), ΔES_{ji}. Esse termo é definido levando em consideração as pessoas com ensino superior que saíram do município *i* entre 2000 e 2010 ($Emig_{i,2010}$) e aqueles que migraram para o município *i* no mesmo período ($Imig_{i,2010}$):[8]

$$\Delta ES_{ij} = \left(ES_{i,2010} - ES_{i,2000} - Emig_{i,2010}\right) \times p_{ij} + Imig_{i,2010} \times p_{ij}^{Imig}, \qquad (2)$$

onde p_{ij} é a proporção de graduados na categoria administrativa *j* e município *i* entre 2000 e 2010, e p_{ij}^{Imig} é a proporção de graduados na categoria administrativa que migraram para o município *i*. A proporção p_{ij}^{Imig} foi calculada levando em conta os municípios de origem dos migrantes. Nos casos em que esses possuíam uma IES, consideramos as proporções de formados entre 2000 e 2010. Caso contrário, consideramos as proporções correspondentes da Unidade Federativa de origem. Por último, para aqueles sem informação sobre o município de origem ou para os estrangeiros, consideramos proporções iguais às proporções agregadas dos dois casos anteriores, sob a hipótese de que o perfil dos migrantes era similar de acordo com o município de destino. Todas as proporções utilizadas na construção das variáveis foram calculadas a partir do *Censo da educação superior*, que fornece o número total de concluintes por dependência administrativa.

8. Nos municípios em que existia uma IES, é possível que o indivíduo tenha migrado, para lá realizarem sua graduação. Nesse caso, eles não poderiam ser considerados entre os migrantes com ES. De modo que utilizamos o seguinte corte por idade: nos municípios de destino que tinham IES, consideramos como migrantes com ES somente aqueles que tinham mais de 25 anos na época da migração.

Nossas variáveis relativas à categoria administrativa representam as variações de graduados por município devido à categoria administrativa *j*:

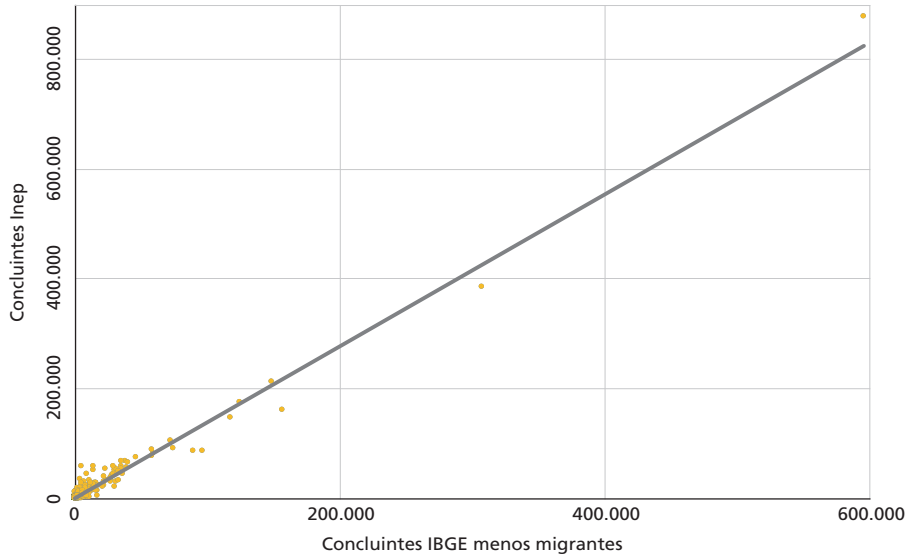
$$\Delta\ \%\mathrm{ES}_{ij} = \frac{\mathrm{ES}_{i,2000}+\Delta\mathrm{ES}_{ij}}{\mathrm{Adultos}_{i,2010}} - \frac{\mathrm{ES}_{i,2000}}{\mathrm{Adultos}_{i,2000}}. \quad (3)$$

Por último, realizamos uma análise de acordo com a área do conhecimento da graduação. Essa informação está disponível nos Censos Demográficos, de modo que a definição corresponde àquela da equação (1), para cada área do conhecimento *a*:

$$\Delta\ \%\mathrm{ES}_{ia} = \frac{\mathrm{ES}_{ia,2010}}{\mathrm{Adultos}_{i,2010}} - \frac{\mathrm{ES}_{ia,2000}}{\mathrm{Adultos}_{i,2000}}. \quad (4)$$

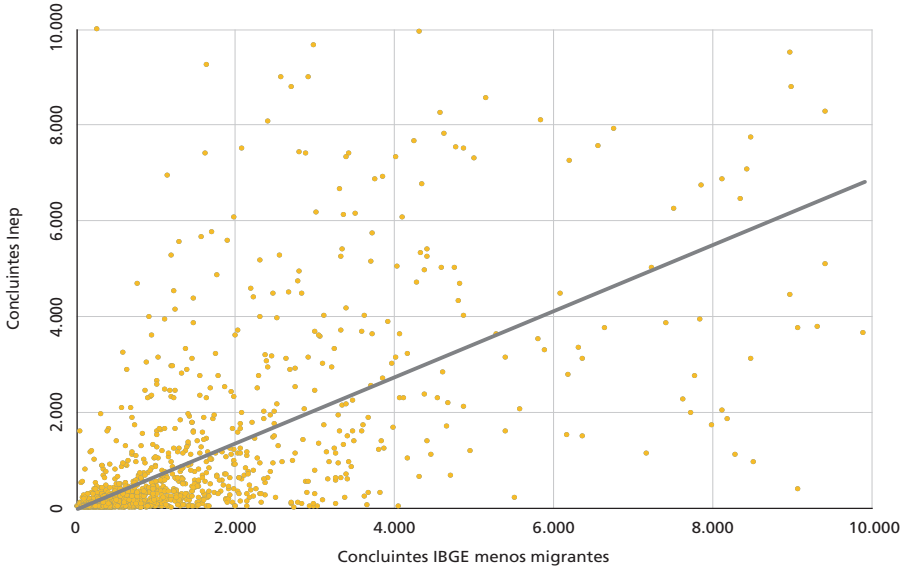
Os gráficos 4 e 5 mostram a correlação por município entre os concluintes dados pelo *Censo demográfico* (município de residência), e a combinação entre os concluintes do *Censo da educação superior* (município da IES) mais o diferencial de migração. Observa-se que as variáveis são altamente correlacionadas. Algum erro de medida decorre do fato de que nos censos demográficos só é fornecida a informação sobre a última cidade onde o indivíduo estava, de modo que se o indivíduo se mudou mais de uma vez entre 2000 e 2010 não é possível identificar com precisão onde ele concluiu o ensino superior. Outra fonte de erro de medida é a falta de precisão da variável no *Censo demográfico* que indica onde o indivíduo habitava. Por fim, o *Censo da educação superior* mostra o número de concluintes, podendo haver dupla contagem no número de pessoas com ensino superior caso o indivíduo esteja concluindo uma segunda graduação. Mesmo assim, os gráficos 4 e 5 são consistentes com a hipótese de que o número de concluintes dado pelo *Censo da educação superior* mais o diferencial de migração é muito próximo daquele do *Censo demográfico*, permitindo, assim, a aproximação da variação de pessoas com ensino superior através da compatibilização descrita anteriormente.

GRÁFICO 4
Relação entre diferencial de pessoas com ensino superior



Fonte: Censos demográficos (IBGE, vários anos); Censo da educação superior (Inep).
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 5
Municípios com instituição de ensino superior e menos de 10 mil concluintes



Fonte: Censos demográficos (IBGE, vários anos); Censo da educação superior (Inep).
Elaboração dos autores.

4.2 Metodologia econométrica

Neste artigo estimamos os efeitos dos graduados sobre os salários médios, a taxa de ocupação e a renda domiciliar *per capita* média nos municípios brasileiros. Utilizando um painel de municípios, realizamos estimações em primeiras diferenças, para controlar pelos efeitos invariantes no tempo e específicos aos municípios. A equação estimada foi:

$$\Delta Y_i = \alpha + \beta \Delta \%ES_i + \delta \Delta X_i' + \Delta \varepsilon_i \,, \tag{5}$$

onde Y_i são as variáveis dependentes que iremos analisar, $\Delta \%ES_i$ é uma variável relativa ao ES no município i, como aquelas descritas na seção anterior, X é o vetor das variáveis de controle para cada município e ε_i é um termo de erro aleatório.

Para lidarmos com a endogeneidade proveniente da alocação de IES em municípios por critérios relacionados às variáveis dependentes analisadas, utilizamos o modelo de seleção de Heckman. A abordagem desse modelo consiste em uma estimação em dois estágios. No primeiro estágio estima-se a seleção de municípios na amostra (no caso deste trabalho estima-se se o município possui ou não concluintes em instituições de ensino superior entre 2000 e 2010). O segundo estágio é uma equação estrutural de primeiras diferenças como apresentado anteriormente em (5). Assim, obtém-se um coeficiente β para os efeitos do ensino superior, controlando a seleção de municípios com concluintes.

A estimação dos modelos é apresentada conjuntamente na seção de resultados. A seguir serão detalhados as variáveis explicativas e os controles dos modelos apresentados.

5 DADOS

As duas bases de dados utilizadas no trabalho são o *Censo da educação superior* e o *Censo demográfico*. Elas são públicas e estão disponíveis, respectivamente, nos *sites* do Inep[9] e do IBGE.[10] As bases do *Censo da educação superior* são anuais e, embora possuam organização diferente entre os anos, fornecem as informações necessárias para a execução da metodologia em todos os anos. O *Censo da educação superior* mostra todos os concluintes de todas as IES, além de disponibilizar dados sobre características de infraestrutura e funcionamento. Já o *Censo demográfico* é realizado a cada dez anos, sendo que os dois últimos foram em 2000 e 2010. Diferentemente da maioria das pesquisas por amostra domiciliar, o *Censo demográfico* fornece informações sobre todos os municípios do país. Esta breve seção está dividida em duas subseções. Primeiro são apresentados os controles e, em seguida, uma breve descrição da evolução dos municípios no Brasil.

9. Para mais informações, ver: <http://www.inep.gov.br/>.
10. Para mais informações, ver: <http://www.ibge.gov.br/home/>.

As variáveis dependentes aqui apresentadas são as médias municipais do salário (rendimentos recebidos no trabalho principal) e da renda domiciliar *per capita*, além da taxa de ocupação, definida como a proporção dos ocupados na população em idade ativa (PIA) do município. Os controles que aparecem nas regressões também estão sempre em diferenças. No total, são sete variáveis observadas utilizadas como controle: *i*) percentual da PIA com ensino médio; *ii*) percentual de mulheres; *iii*) percentual de brancos e amarelos; *iv*) percentual de migrantes; *v*) percentual de pessoas que vivem em áreas urbanas; *vi*) logaritmo natural da população; e *vii*) percentual cobertura do Programa Bolsa Família. Como o Programa Bolsa Família não existia em 2000, a diferença acaba sendo igual ao nível de cobertura em 2010. A tabela 3 mostra a média das variáveis dependentes e controles entre os municípios em 2000 e 2010.

Observa-se na tabela uma diferença considerável entre os municípios com concluintes e aqueles sem concluintes. Isso justifica a utilização do modelo de seleção de Heckman como um teste de robustez para o modelo original da maneira como foi descrito na seção *Metodologia*.

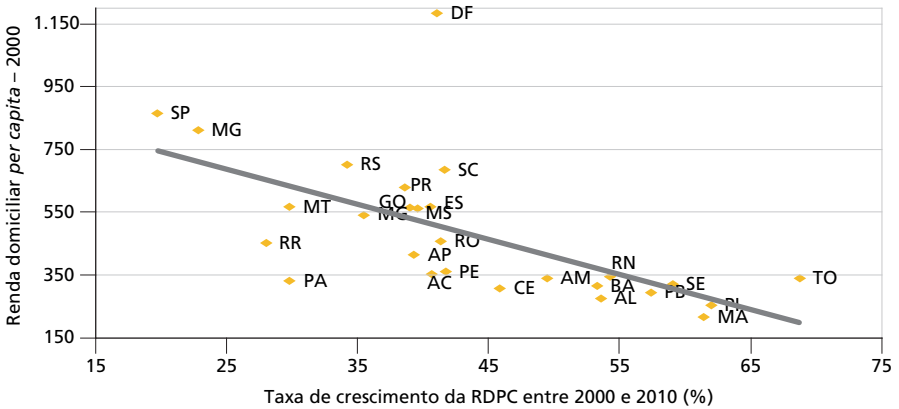
TABELA 3
Descrição das variáveis do modelo (2000 e 2010)

Variável	2000			2010		
	Com concluintes	Sem concluintes	Total	Com concluintes	Sem concluintes	**Total**
Pessoas com ES (%)	2,38	1,20	1,57	5,05	3,08	**3,69**
RDPC	422	295	334	577	439	**482**
Rendimento do trabalho	896	650	726	962	737	**807**
LN (RDPC)	5,4	5,1	5,2	5,8	5,6	**5,6**
LN (rend. trabalho)	6,2	5,9	6,0	6,4	6,2	**6,3**
Pessoas trabalhando (%)	43,0	39,7	40,7	48,0	43,8	**45,1**
Ensino médio completo (%)	9,5	6,5	7,5	16,5	13,1	**14,2**
Cobertura Bolsa Família (%)	0,0	0,0	0,0	28,3	35,6	**33,3**
Brancos (%)	52,8	52,8	52,8	47,4	47,6	**47,5**
Mulheres (%)	49,8	49,0	49,2	50,0	49,3	**49,5**
Migrantes (%)	7,7	5,8	6,4	10,9	10,6	**10,7**
Urbano (%)	71,5	53,0	58,7	75,6	58,9	**64,1**
População	76.619	10.285	30.847	86.843	11.188	**34.639**
Número de municípios	1.707	3.800	5.507	1.707	3.800	**5.507**

Fonte: Censos demográficos (IBGE).
Elaboração dos autores.

Outra questão importante são as diferenças regionais brasileiras. As dimensões continentais do país proporcionam diferenças consideráveis entre as regiões do país. Na última década, as taxas de crescimento de renda variaram muito entre os estados do país (gráfico 6). Na última década no geral os estados mais pobres apresentaram crescimento muito maior. Como o crescimento econômico regional possui correlação com as variáveis dependentes analisadas, utilizamos *dummies* de UF para controlar as diferenças de tendências regionais nas regressões.

GRÁFICO 6
Taxa de crescimento da renda domiciliar *per capita* entre 2000 e 2010 por estado e renda domiciliar em 2000



Fonte: Censos demográficos (IBGE); Censo da educação superior (Inep).
Elaboração dos autores.

6 RESULTADOS

Os resultados da metodologia econométrica estão divididos em duas subseções. A primeira apresenta os resultados encontrados para o ensino superior como um todo, e para a variação de concluintes de instituições públicas e privadas. A segunda subseção mostra os resultados para as diferentes áreas de conhecimento. Por fim, uma terceira subseção faz uma discussão dos resultados.

6.1 Resultados para o ensino superior, público e privado

São apresentadas nesta subseção as estimações do efeito do ensino superior total e por dependência administrativa sobre os salários médios, a taxa de ocupação e a renda domiciliar *per capita* média dos municípios. Vale lembrar que as variáveis relacionadas ao ensino superior são diferenças de proporções e variam entre 0 e 1. O coeficiente nas tabelas indica a correlação entre a variação de uma unidade –

que representa 100 pontos percentuais (p.p.) de diferença de pessoas com ensino superior – e as variáveis dependentes.

A tabela 4 mostra os resultados para a taxa de ocupação. Observa-se que a proporção de pessoas com ensino superior (e de forma correspondente para o ensino médio), no geral, é positivamente correlacionada com a proporção de ocupados nos municípios. Nas quatro primeiras colunas, os resultados com as diferentes especificações foram positivos, significantes, e muito semelhantes entre si. Além disso, nota-se na tabela 4 que as estimativas para a proporção de formados no ensino médio possuem sinal positivo e as magnitudes são semelhantes àquelas para o ensino superior na maioria das especificações.

TABELA 4
Resultados para a proporção de pessoas trabalhando

Variáveis explicativas	Total				IES públicas e privadas	
	(1) PD	(2) PD	(3) PD	(4) Seleção	(5) PD	(6) Seleção
Δ% Ensino superior (total)	0,281*** (0,055)	0,404*** (0,057)	0,495*** (0,067)	0,496*** (0,071)	-	-
Δ% Concluintes IES públicas	-	-	-	-	0,394*** (0,097)	0,393*** (0,094)
Δ% Concluintes IES privadas	-	-	-	-	0,553*** (0,073)	0,553*** (0,081)
Δ% Ensino médio (total)	0,260*** (0,030)	0,290*** (0,032)	0,369*** (0,044)	0,371*** (0,043)	0,376*** (0,073)	0,377*** (0,081)
Inversa de Mills	-	-	-	0,004 (0,010)	-	0,002 (0,010)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,046*** (0,004)	0,018*** (0,005)	0,011* (0,006)	0,009 (0,008)	0,016*** (0,006)	0,015** (0,008)
Observações	5.507	5.507	1.707	5.507	1.693	5.493
R^2	0,158	0,221	0,268	.	0,271	-
Pública e privada	-	-	-	-	0,062	0,081

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

Nas colunas 5 e 6, utilizamos as variáveis relacionadas à graduação em IES públicas ou privadas. Podemos verificar que o crescimento dos graduados em IES privadas está associado ao crescimento da taxa de ocupação, com magnitudes ligeiramente maiores para aqueles formados em IES privadas. As diferenças, no entanto, são somente marginalmente significantes. Descontados os migrantes,

é possível que as IES se localizem estrategicamente em municípios em que há maior demanda potencial por ensino superior, com maiores proporções de pessoas trabalhando e que podem pagar pelas mensalidades. Além disso, é possível que a decisão de alocação das IES públicas ou privadas envolva o possível crescimento da demanda local por ensino superior, devido ao aumento dos formados no ensino médio.

Maiores taxas de ocupação nos municípios são resultados de mudanças no mercado de trabalho que podem estar associadas a variações em ritmos diferenciados da oferta e da demanda. A tabela 5 mostra os resultados para os rendimentos do trabalho principal. Observa-se na coluna 1 que a proporção de pessoas com ensino superior (e de forma semelhante para o ensino médio) é positivamente correlacionado com o salário médio nos municípios. Na coluna 2, quando controlamos a estimação por *dummies* de UF, o sinal e a significância da estimativa se mantêm, porém com magnitude muito menor. Essa comparação explicita a importância das diferenças regionais no exercício, como mencionado na seção 3.

TABELA 5
Resultados para os rendimentos do trabalho principal

Variáveis explicativas	Total				IES públicas e privadas	
	(1) PD	(2) PD	(3) PD	(4) Seleção	(5) PD	(6) Seleção
Δ% Ensino superior (total)	1,761*** (0,149)	0,880*** (0,149)	0,435** (0,199)	0,445** (0,200)	-	-
Δ% Concluintes IES públicas	-	-	-	-	1,531*** (0,272)	1,520*** (0,262)
Δ% Concluintes IES privadas	-	-	-	-	0,475** (0,213)	0,480** (0,225)
Δ% Ensino médio (total)	0,506*** (0,084)	0,636*** (0,085)	0,345*** (0,121)	0,374*** (0,123)	0,285** (0,213)	0,312** (0,225)
Inversa de Mills	-	-	-	0,055* (0,028)	-	0,051* (0,028)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,095*** (0,011)	0,094*** (0,012)	0,095*** (0,019)	0,067*** (0,023)	0,116*** (0,017)	0,090*** (0,022)
Observações	5.507	5.507	1.707	5.507	1.693	5.493
R^2	0,068	0,206	0,353	.	0,366	.
Pública e privada	-	-	-	-	0,000	0,000

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

Na coluna 3, o exercício foi repetido somente entre municípios em que existiam IES entre 2000 e 2010. Podemos notar que a estimativa é novamente positiva e significante, embora muito inferior àquela obtida para o total de municípios. Esse resultado parece indicar a existência de diferenças entre esses municípios e os demais. Intuitivamente, esse resultado é esperado, uma vez que as IES públicas ou privadas não se localizam aleatoriamente no espaço, selecionando os municípios onde se instalarão de acordo com objetivos próprios. Para lidar com essa possível fonte de endogeneidade, estimamos o modelo de seleção na coluna 4. O coeficiente estimado obtido é semelhante àquele da coluna 3.

A correlação positiva da proporção de graduados na população era esperada, dada a vasta literatura apresentada que indica prêmios salariais por níveis de escolaridade. Por sua vez, é interessante observar que a correlação dos concluintes de instituições públicas é quase duas vezes maior do que o das instituições privadas nas duas especificações utilizadas (colunas 5 e 6). Na última linha da tabela 5, mostramos os p-valores dos testes Wald de diferença de coeficientes correspondentes às variáveis de ensino público e privado, que confirmam a afirmação anterior. Esse resultado é consistente com a hipótese de que os graduados em instituições públicas, que em média possuem melhor qualidade de ensino, possuem maior impacto sobre os salários médios nos municípios, possivelmente por meio do incremento da produtividade do trabalho. Como estamos lidando com correlações, no entanto, também é possível que haja efeitos de causalidade inversa, pelo fato de que municípios com maior crescimento dos salários podem se tornar relativamente mais atraentes para os graduados.

Os resultados encontrados para as variáveis de mercado de trabalho conversam com os coeficientes obtidos para a renda domiciliar *per capita*. Como mostra a tabela 6, assim como para o rendimento do trabalho, nossas estimativas indicam que o aumento da proporção de ensino superior possui correlações positivas com a renda média municipal. O ensino superior público tem coeficientes estimados maiores do que o privado, novamente com diferenças significantes, porém relativamente menores do que aquelas encontradas para os rendimentos do trabalho. Este resultado dialoga com o que foi encontrado para a proporção de pessoas trabalhando. Como o ensino superior privado está correlacionado com o número de pessoas recebendo rendimentos, em média a renda domiciliar *per capita* aumenta com mais pessoas trazendo rendimentos para os municípios. Dessa forma, a diferença de coeficientes de correlação entre o ensino superior público e privado é menor na renda domiciliar *per capita* do que na renda do trabalho principal.

TABELA 6
Resultados para a renda domiciliar *per capita*

Variáveis explicativas	Total				IES públicas e privadas	
	(1) PD	(2) PD	(3) PD	(4) Seleção	(5) PD	(6) Seleção
Δ% Ensino superior (total)	1,742*** (0,144)	1,275*** (0,150)	1,190*** (0,218)	1,230*** (0,249)	-	-
Δ% Concluintes IES públicas	-	-	-	-	2,289*** (0,296)	2,241*** (0,311)
Δ% Concluintes IES privadas	-	-	-	-	1,417*** (0,234)	1,437*** (0,256)
Δ% Ensino médio (total)	0,717*** (0,080)	0,931*** (0,080)	0,823*** (0,123)	0,940*** (0,182)	0,760*** (0,234)	0,869*** (0,256)
Inversa de Mills	-	-	-	0,223*** (0,048)	-	0,209*** (0,045)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,308*** (0,011)	0,228*** (0,012)	0,179*** (0,019)	0,064* (0,035)	0,205*** (0,018)	0,098*** (0,032)
Observações	5.507	5.507	1.707	5.507	1.693	5.493
R^2	0,155	0,281	0,375	-	0,394	-
Pública e privada	-	-	-	-	0,001	0,006

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

6.2 Resultados por área de ensino superior

Nesta subseção são apresentados os resultados por área de ensino superior. É importante observar que a variável dependente capta a variação da taxa de ocupação de pessoas de qualquer grau de escolaridade, e que nem sempre aqueles formados em uma área do conhecimento atuarão em ocupações que exigem conhecimentos e habilidades semelhantes àqueles desenvolvidos nos cursos.

A tabela 7 mostra os resultados obtidos para a variação na taxa de ocupação. No geral, cabe notar que os coeficientes estimados para todas as áreas de ensino superior em praticamente todas as regressões são não negativos. Observamos que as áreas com maior número de concluintes têm correlação positiva com o percentual de pessoas trabalhando: ciências sociais, negócios e direito em primeiro lugar, educação em segundo lugar. Essas duas áreas, além daquela de humanidades e artes, estavam presentes em quase todos os municípios em 2010. A associação positiva entre o crescimento da taxa de emprego e a expansão das proporções de graduados nessas áreas, dessa forma, pode sinalizar uma contribuição relativamente maior desses profissionais em relação ao crescimento da economia local, ou, por outro lado, maior facilidade desses profissionais de se inserirem em economias locais em

crescimento. Destaca-se também a área de engenharia, produção e computação, com coeficiente positivo e magnitude maior do que as das demais áreas.

TABELA 7
Resultados para taxa de ocupação

Variáveis explicativas	Total		
	(1) PD	(2) PD	(3) Seleção
Δ% Educação	0,242** (0,113)	0,377*** (0,119)	0,570*** (0,154)
Δ% Humanidades e artes	0,079 (0,225)	0,568** (0,225)	0,367 (0,295)
Δ% Ciências sociais, negócios e direito	0,637*** (0,129)	0,476*** (0,127)	0,630*** (0,158)
Δ% Ciências, matemática e computação	-0,031 (0,261)	0,469* (0,253)	0,429 (0,361)
Δ% Engenharia, produção e construção	1,318*** (0,354)	0,735** (0,346)	1,062** (0,505)
Δ% Agricultura e veterinária	0,622 (0,429)	0,355 (0,422)	0,527 (0,547)
Δ% Saúde e bem-estar social	-0,192 (0,211)	0,362* (0,211)	-0,218 (0,302)
Δ% Serviços	-0,359 (0,743)	0,500 (0,729)	0,699 (0,860)
Δ% Ensino médio (total)	0,252*** (0,030)	0,285*** (0,032)	0,362*** (0,043)
Inversa de Mills	-	-	0,005 (0,010)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim
Constante	0,044*** (0,004)	0,018*** (0,005)	0,008 (0,008)
Observações	5.507	5.507	5.507
R^2	0,161	0,222	-

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

Quando analisamos a correlação das áreas de ensino superior com o rendimento do trabalho principal, observamos na tabela 8 que as áreas com estimativas positivas e significantes diferem daquelas da regressão para a taxa de ocupação. Além da área de educação, as áreas de agricultura e veterinária, e de saúde e bem-estar também apresentam estimativas positivas e significantes em todas as especificações. Destaca-se o alto coeficiente da área de agricultura e veterinária, que possui graduados em um percentual comparativamente menor de municípios (73%) nos dois períodos. Já a área que apresenta maior número de concluintes, ciências sociais,

negócios e direito, teve correlação estimada positiva nos modelos de primeiras diferenças das colunas (1) e (2), mas não os sustentou na especificação da coluna (3).

TABELA 8
Resultados para o rendimento do trabalho principal

Variáveis explicativas	Total		
	(1) PD	(2) PD	(3) Seleção
Δ% Educação	2,518*** (0,307)	1,117*** (0,311)	1,162*** (0,428)
Δ% Humanidades e artes	0,907 (0,583)	-0,308 (0,575)	-0,670 (0,818)
Δ% Ciências sociais, negócios e direito	1,422*** (0,327)	0,902*** (0,324)	0,003 (0,438)
Δ% Ciências, matemática e computação	0,990 (0,628)	-0,043 (0,625)	-3,127*** (0,999)
Δ% Engenharia, produção e construção	0,663 (1,041)	0,638 (0,993)	2,033 (1,400)
Δ% Agricultura e veterinária	5,414*** (1,072)	4,386*** (1,022)	6,187*** (1,513)
Δ% Saúde e bem-estar social	2,359*** (0,550)	1,926*** (0,540)	1,973** (0,837)
Δ% Serviços	-5,662*** (1,864)	-4,995*** (1,804)	-6,633*** (2,384)
Δ% Ensino médio (total)	0,535*** (0,084)	0,655*** (0,085)	0,406*** (0,121)
Inversa de Mills	-	-	0,051* (0,028)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim
Constante	0,094*** (0,011)	0,092*** (0,012)	0,068*** (0,023)
Observações	5.507	5.507	5.507
R^2	0,073	0,210	-

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

Para a área de serviços, as correlações estimadas foram negativas. Um número comparativamente menor de municípios (47%) possuía graduados nessa área nos dois períodos, o que significa que é possível haver associação entre esse tipo de profissional e o tipo de município. Por exemplo, é possível que haja profissionais desse tipo em municípios com a economia mais diversificada, e que a média salarial desses municípios tenha apresentado crescimento relativamente menor. As variações no percentual de pessoas com ensino médio, por sua vez, possuem coeficientes positivos e significantes em todas as regressões.

A tabela 9 mostra os resultados das regressões para a renda domiciliar *per capita*. Ao examinarmos as estimativas, percebe-se efeito semelhante àquele observado nas regressões por dependência administrativa. No geral, parece ocorrer uma combinação entre os impactos das variáveis de mercado de trabalho, fazendo com que a maioria das áreas tenha correlação positiva e significante nas regressões sobre a variação da renda domiciliar *per capita*. Destacam-se novamente as áreas de agricultura e veterinária, de educação, e de bem-estar e saúde com coeficientes estimados positivos. A área de humanidades e artes, por um lado, apresenta estimativas positivas na maioria das especificações. Por outro lado, a área de serviços novamente apresenta coeficientes negativos nas três colunas.

TABELA 9
Resultados para ΔLn renda domiciliar *per capita*

Variáveis explicativas	Total		
	(1) PD	(2) PD	(3) Seleção
Δ% Educação	2,750*** (0,293)	2,270*** (0,307)	2,697*** (0,508)
Δ% Humanidades e artes	1,541*** (0,556)	1,045* (0,548)	0,359 (0,975)
Δ% Ciências sociais, negócios e direito	1,248*** (0,334)	0,410 (0,329)	0,383 (0,532)
Δ% Ciências, matemática e computação	0,973 (0,626)	0,936 (0,617)	-0,553 (1,160)
Δ% Engenharia, produção e construção	1,138 (1,033)	-0,101 (0,967)	2,929* (1,670)
Δ% Agricultura e veterinária	5,818*** (1,085)	3,880*** (1,033)	4,160** (1,769)
Δ% Saúde e bem-estar social	1,624*** (0,574)	2,677*** (0,564)	2,219** (0,995)
Δ% Serviços	-6,435*** (2,085)	-3,977** (1,964)	-7,682*** (2,846)
Δ% Ensino médio (total)	0,740*** (0,081)	0,944*** (0,080)	0,955*** (0,178)
Inversa de Mills	-	-	0,218*** (0,047)
Dummies de UF	Não	Sim	Sim
Constante	0,310*** (0,011)	0,230*** (0,012)	0,073** (0,034)
Observações	5.507	5.507	5.507
R^2	0,163	0,287	-

Elaboração dos autores.
Obs.: 1. Significância: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. Erro padrão robusto entre parênteses.
3. Todas as regressões foram estimadas com os seguintes controles adicionais: Δ% cobertura do Bolsa Família, Δ% brancos, Δ% mulheres, Δ% pessoas que mudaram de município, ΔLn da população e Δ% de população urbana.

6.3 Discussão de resultados

Como vimos em seção anterior, em nossas estimações as variáveis de mercado de trabalho, as estimativas dos coeficientes correspondentes ao percentual da PIA com ensino superior foram positivas e significantes. O aumento de 1 p.p. de graduados entre os adultos do município está associado, em média, ao crescimento de 0,4 p.p. na taxa de ocupação, ao aumento de 0,9% do salário médio e de 1,3% na renda domiciliar *per capita*.

De acordo com a literatura teórica, é possível que haja externalidades positivas do aumento do nível de capital humano sobre toda a economia, através do aumento da produtividade agregada maior do que os ganhos individuais (Moretti, 2003). Nesse sentido, o incremento marginal geraria um crescimento mais do que proporcional da massa salarial da economia, ou seja, maior do que a soma dos benefícios individuais.

Para testarmos a existência de externalidades devidas ao incremento da proporção de graduados na população, realizamos algumas simulações. Comparamos os resultados esperados das nossas estimativas devido ao aumento marginal de 1 p.p. dos adultos com cenários em que só haveria ganhos individuais, sem a presença de externalidades.

A tabela 10 mostra essa comparação. A primeira coluna contém os valores médios da população ocupada, do salário médio e da massa salarial no ano 2000, que serão utilizados como base de comparação entre os cenários. Além disso, a tabela 10 mostra a razão entre os salários médios dos graduados no ensino superior e dos formados no ensino médio. Na segunda coluna, os valores obtidos a partir das nossas estimativas anteriores (tabelas 4 e 5) mostram que o crescimento de 1 p.p. da proporção de graduados entre os adultos está associado ao aumento de 1% na população ocupada e no salário médio, e ao aumento de 2% na massa salarial.

TABELA 10
Teste de presença de externalidades

	2000	Ganhos totais (%)	Ganhos individuais (%)
PO	10.120	1,0	0,7
Massa salarial	7.347.361	1,9	4,0
Salário médio	726	0,9	3,3
Razão salarial ES/EM	2,31	-	-

Elaboração dos autores.

Construiu-se o cenário com ganhos individuais a partir das médias da PIA, taxas de ocupação, salário médio e proporções da PIA por escolaridade de 2000. Em todas as simulações, todas as taxas são mantidas constantes, variando somente a proporção de graduados.

Na simulação, comparamos o cenário base construído a partir das médias observadas em 2000 com um cenário contrafatual, em que aumentamos a proporção de adultos com graduação em 1 p.p. Esse aumento representa um crescimento de 0,62 p.p. de graduados na PIA na média de 2000. Como nas regressões nós controlamos pela proporção da PIA com ensino médio, nós mantivemos constante a proporção de pessoal com o ensino médio na simulação. As taxas de ocupação variam por escolaridade (maior para aqueles com ensino superior), então há um crescimento da população ocupada menor do que aquela estimada, de 0,7%. A partir dessa população ocupada contrafatual, aplicamos as taxas salariais por escolaridade observadas em 2000, para calcular qual seria a massa salarial nesse cenário. Como mostra a tabela 10, a massa salarial cresce de forma muito acelerada: 4%. Isso decorre do fato de que o salário médio dos graduados no ensino superior é muito maior do que aquele dos formados no ensino médio. Pela mudança de composição da população ocupada, o salário médio geral também sofre alterações, crescendo 3,3% em relação ao cenário base.

Esses resultados indicam que, por um lado, o aumento da proporção de graduados pode gerar um aumento da demanda por mão de obra menos qualificada, de modo que o crescimento da população ocupada nas nossas estimações é maior do que o que teria sido observado caso as taxas de ocupação tivessem se mantido constantes. Por outro lado, no entanto, a soma dos ganhos salariais individuais é muito superior ao efeito agregado associado a uma variação no estoque de capital humano. Essa diferença decorre, em parte, do fato de que, sob um elevado prêmio salarial do ensino superior, a composição da população ocupada se altera de forma mais do que proporcional em comparação com a PIA, devido às diferenças de taxas de ocupação por escolaridade.[11]

Os nossos resultados indicam que as nossas estimativas geram um cenário em que os ganhos para a economia são menores do que a soma dos benefícios individuais. Dessa forma, as externalidades de aumentar a proporção de graduados são potencialmente negativas, de modo a reduzir a produtividade da economia.

Pritchett (1996) levanta três hipóteses para uma relação negativa entre o aumento da escolaridade e a redução da produtividade agregada da economia. Em primeiro lugar, os ganhos agregados de produtividade do aumento do capital humano podem estar sendo perdidos em atividades individualmente lucrativas, porém socialmente contraproducentes. Uma segunda possibilidade é de que a expansão da oferta de mão de obra qualificada ocorre sob uma demanda estagnada, de modo que se verifica queda das taxas salariais. A terceira possibilidade é de que a qualidade da educação é tão baixa que as habilidades cognitivas e a produtividade não aumentam.

11. Para descontar esse efeito, construiu-se um segundo cenário, em que a PO é mantida constante e a proporção de ocupados com ensino superior é aumentada em 0,62 ponto percentual. Nesse cenário, a massa salarial aumenta em magnitude muito semelhante àquela do cenário com as estimações, em 1,7%, porém o salário médio aumenta a uma taxa quase duas vezes aquela estimada com base nas regressões.

Uma hipótese semelhante a essa última seria de que há um descasamento entre as habilidades desenvolvidas e aquelas de fato requeridas e utilizadas no mercado de trabalho. Nossos exercícios com as áreas do conhecimento mostram que nem todas as áreas estão associadas com aumento da faixa salarial, da taxa de ocupação ou da renda. No caso da área de serviços, a associação chega a ser negativa para a maior parte das especificações.

7 CONCLUSÃO

Nesse artigo, procuramos investigar a relação entre o ensino superior e variáveis de mercado de trabalho e renda nos municípios brasileiros. Para isso, realizamos estimativas de correlações entre a variação da proporção de adultos com ensino superior com variáveis de taxa de ocupação, salário médio e a renda *per capita*, utilizando um painel de municípios de 2000 e 2010.

Os resultados da literatura empírica sobre o tema devem ser lidos, no geral, com cautela, uma vez que problemas de endogeneidade são presentes e difíceis de contornar. Em particular, no presente trabalho os coeficientes obtidos devem ser interpretados com precaução, já que não podemos estabelecer relações claras de causalidade, apenas de correlação. Alguns dos resultados, no entanto, se provaram robustos aos testes realizados.

As nossas estimativas indicam que a variação do percentual de adultos com ensino superior em 1 p. p. está associada ao aumento de 0,4 p. p. na taxa de ocupação, e ao crescimento de 0,9% dos salários e de 1,3% da renda domiciliar *per capita*. Estes resultados podem ser causados pelos próprios concluintes ou, adicionalmente, por externalidades geradas por conta de maiores níveis de capital humano na economia. Além disso, no geral as estimativas associadas ao crescimento da proporção da PIA com ensino médio tiveram magnitudes semelhantes.

Quando se diferencia entre concluintes de IES por categoria administrativa, observa-se que o ensino superior privado possui estimativas de correlação ligeiramente maiores que o público na taxa de ocupação, enquanto que o ensino superior público está correlacionado de maneira positiva muito mais forte ao rendimento do trabalho e à renda domiciliar *per capita*. É possível que as estimativas em relação à taxa de ocupação estejam captando o efeito do emprego sobre o ensino superior privado: para pagar pelas mensalidades, os alunos teriam que trabalhar, de modo que o crescimento da taxa de ocupação representaria um possível aumento da demanda por ensino superior. Por outro lado, é possível que os conteúdos dos cursos de IES privadas estejam mais diretamente relacionados às habilidades requeridas no mercado de trabalho.

É possível que a correlação entre o diferencial de qualidade do ensino público e privado e o diferencial de salário e renda dos dois tipos de ensino seja dada por

meio de diferenças de produtividade e capital humano, ou por efeitos de seleção e sinalização.

Nos exercícios com diferenciação por áreas, os resultados sugerem que as áreas de educação, de saúde e bem-estar, de engenharia, produção e construção, e de agricultura e veterinária estão associadas a municípios com mercado de trabalho mais aquecido, refletido em crescimentos na taxa de ocupação e nos salários médios. Entre elas, a área de agricultura e veterinária é aquela com as maiores estimativas de correlação com salários e renda *per capita*. É provável que esse resultado esteja relacionado a um aumento de demanda por trabalho qualificado no setor de agropecuária, cuja produtividade tem apresentado grande taxa de crescimento nos últimos anos (Menezes Filho, Campos e Komatsu, 2014).

A área com o maior número de formados, ciências sociais, negócios e direito, apresenta resultados positivos e significantes para a taxa de ocupação, porém de forma menos clara para os salários médios. A área de serviços se destaca com estimativas negativas para as três variáveis investigadas. As estimativas para a renda domiciliar *per capita* parecem combinar os resultados do mercado de trabalho, sugerindo que há relações entre as áreas de conhecimento e a renda por meio dos salários e, de forma complementar, por meio da taxa de ocupação.

Por último, realizamos simulações para comparar as estimações de ganhos agregados com ganhos individuais. Nossos resultados indicam que, enquanto os resultados agregados gerados para a taxa de ocupação são comparativamente maiores, a soma dos ganhos individuais supera em muito os ganhos salariais agregados. O primeiro resultado pode estar, por um lado, sendo carregado pelo efeito no sentido da taxa de ocupação para o ensino superior. Por outro lado, mesmo que ocorresse um viés positivo na estimação para os salários, o segundo resultado sugere que os ganhos sociais são menores do que os ganhos individuais. Uma possível explicação seria de que as habilidades cognitivas e a produtividade dos indivíduos não aumentam com o curso superior, possivelmente por um desajuste entre o conteúdo e as demandas do mercado de trabalho. As diferenças de resultados por áreas parecem ser coerentes com essa hipótese.

O debate sobre o ensino superior no Brasil ainda é muito incipiente. Este trabalho procurou fazer um esforço inicial no sentido de estimar as correlações entre o ensino superior e variáveis de mercado de trabalho e de renda. Ao mesmo tempo em que se tenta responder a algumas questões, surgem mais dúvidas como, por exemplo, se a expansão do ensino superior no Brasil influenciou na produtividade do país. Dessa forma, os estudos sobre como a educação está impactando o país podem elucidar questões de grande importância.

REFERÊNCIAS

BARBOSA, M. P., PETTERINI, F.; FERREIRA, R. T. **Avaliação do impacto da política de interiorização das universidades federais sobre as economias municipais.** Anais do XVII Encontro de Economia da Região Sul – ANPEC/SUL, Maringá, 2014.

BARBOSA FILHO, F. H.; PESSÔA, S. Retorno da Educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, abr. 2008.

BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v.70, n. 5, p. 9-49, 1962.

FLORAX, R. J. G. M. **The University: A regional booster? Economic impacts of academic knowl-edge infrastructure**. Aldershot, UK: Avebury, 1992.

GLAESER, E. L.; PONZETTO, G. A. M.; SHLEIFER, A. Why does democracy need education? **Journal of Economic Growth**, v. 12, n. 2, p. 77-99, jun. 2007.

GRADSTEIN, M.; JUSTMAN, M. Education, social cohesion and economic growth. **The American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1192-1204, set., 2002.

GROSSMAN, M. Education and Nonmarket Outcomes. In: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Eds.). **Handbook of the Economics of Education**, vol. 1, Amsterdam: North-Holland, Elsevier Science, p. 577-633, 2006.

INSPER. Centro de Políticas Públicas. Panorama do Mercado de Trabalho. São Paulo: Insper, 2015. Disponível em: <http://www.insper.edu.br/cpp/>

KRUEGER, A. B.; LINDAHL, M. **Education for growth: why and for whom?** National Bureau of Economic Research, 2000. (NBER Working Paper n. 7591).

LANGE, F.; TOPEL, R. The social value of education and human capital. *In*: HANUSHEK, E.; WELCH, F. (Eds.). **Handbook of the Economics of Education**, vol. 1, Amsterdam: North-Holland, Elsevier Science, p. 459-509, 2006.

LANGONI, C. G. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: Apec, 1974. 120 p.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. **The effect of education on crime: evidence from prison inmates, arrests, and self-reports.** National Bureau of Economic Research, 2001. (NBER Working Paper, n. 8605).

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N**. A Contribution to the empirics of economic growth**. National Bureau of Economic Research, 1990. (NBER Working Paper n. 3541).

MENEZES-FILHO, N. A. **Apagão de Mão de Obra Qualificada? As profissões e o mercado de trabalho brasileiro entre 2000 e 2010**. São Paulo: Centro de Políticas Públicas do Insper, dez. 2012. (Policy Paper n. 4).

MENEZES-FILHO, N. A; CAMPOS, G.; KOMATSU, B. K. **A evolução da produtividade no Brasil**. São Paulo: Centro de Políticas Públicas do Insper, 2014. (Policy Paper n. 12).

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. National Bureau of Economic Research, Inc., 1974.

MORETTI, E. Estimating the Social Return to Higher Education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data. **Journal of Econometrics**, v. 121, n. 1, p. 175–212, 2004.

MOURA CASTRO, C. **Investment in education in Brazil: a study of two industrial communities.** 1970. Tese (doutorado), Graduate School of Vanderbilt University, 1970.

MOURA, R. Testando as hipóteses do modelo de Mincer para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 4, p.407-449, 2008.

PRITCHETT, L. **Where has all the education gone?** The World Bank, 1996. (World Bank Policy Research Working Paper n. 1581).

REIS, M. MACHADO, D.C. **Uma análise dos rendimentos do trabalho entre indivíduos com ensino superior no Brasil**. Brasília: Ipea, julho de 2015. (Texto para Discussão n. 2110).

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, mar. 1961.

SPENCE, M. Job Market Signaling. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.

TACHIBANA, T; MENEZES-FILHO, N. A; KOMATSU, B. K. **Ensino superior no Brasil.** São Paulo: Centro de Políticas Públicas do Insper, 2014. (Policy Paper n. 14).

AMERICAN WAY OF LIFE E JEITINHO BRASILEIRO: COMO AFETAM A OFERTA DE TRABALHO DAS MULHERES?

Regina Madalozzo[1]
Priscylla Segantini[2]

O presente estudo é pioneiro em comparar Brasil e Estados Unidos quanto aos fatores, em especial os ligados ao uso do tempo, que causam a disparidade na oferta de trabalho entre os gêneros. Usando como bases de dados a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio – Pnad (2011) e a American Time Use Survey – Atus (2011) e os modelos de regressões lineares com correção de Heckman como Regressões Quantílicas Não Condicionadas, o estudo conclui que, em ambos os países, o fato de ser mulher impacta negativamente as horas semanais dedicadas ao mercado de trabalho. Também verificou-se que as horas de trabalho doméstico impactam de maneira negativa as horas ofertadas ao mercado de trabalho, mas o impacto é significativamente mais forte e mais negativo para as mulheres do que para os homens. As regressões quantílicas permitem uma análise mais detalhada desses efeitos, em especial, o impacto do aumento das horas dedicadas ao trabalho doméstico ser mais elevado para mulheres com baixa participação no mercado de trabalho do que para mulheres que já oferecem um maior número de horas ao mercado. O inverso é encontrado para remuneração, em que observa-se uma curva de oferta de trabalho negativamente inclinada para as mulheres brasileiras dos quantis mais elevados da distribuição de horas de trabalho no mercado.

Palavras-chave: economia feminista; gênero; mercado de trabalho.

JEL: J16; J22; C21.

AMERICAN WAY OF LIFE AND "*JEITINHO BRASILEIRO*": HOW DO THEY AFFECT WOMEN'S LABOR SUPPLY?

The present study is the first to compare Brazil and the United States regarding the factors, especially those related to the use of time, that cause the disparity in the labor supply between the genders. Using the National Household Sample Survey (2011) and the American Time Use Survey (2011) as well Heckman's linear regression models as Unconditional Quantile Regressions, the study concludes that in both countries the fact of being a woman negatively impacts the weekly hours dedicated to the labor market. It also found that hours of domestic work negatively impact hours offered to the labor market, but the impact is significantly stronger and more negative for women than for men. Quantile regression models allow a more detailed analysis of these effects. In particular, the impact of the increase in hours devoted to domestic work being higher for women with low participation in the labor market than for women who already offer more hours to the market. The contrary is found for remuneration where results imply in a negatively inclined labor supply curve for Brazilian women of the highest quantiles of the distribution of working hours in the market.

Keywords: feminist economics; gender; job market.

1. Professora-associada do Insper. *E-mail*: <reginam@insper.edu.br>.
2. Graduanda no Insper. *E-mail*: <psegantini@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

Apesar de as mulheres terem ingressado mais fortemente no mercado de trabalho na segunda metade do século passado e de a economia ter se tornado mais dinâmica, exigindo mais horas no mercado de trabalho (Hochschild, 1989), a desigualdade do uso do tempo entre os gêneros ainda é persistente. Nesse sentido, as responsabilidades do lar (como cozinhar e cuidar dos filhos) continuam a ser atribuídas como características que pertencem, intrinsecamente, ao gênero feminino, enquanto tarefas relacionadas ao mercado de trabalho atribuem-se e caracterizam o gênero masculino (West e Zimmerman, 1987). Devido a essas atribuições, as restrições e barreiras à entrada no mercado de trabalho enfrentadas por mulheres que combinam carreira e família são muito maiores do que aquelas enfrentadas pelos homens.

Assim, durante a década de 1970, na área de *New Home Economics*, surgiram modelos econômicos com o intuito de explicar os fatores que geravam as diferenças entre homens e mulheres na hora de alocar o tempo entre mercado de trabalho e trabalho doméstico. Um dos pioneiros foi Becker (1973), que justificou a decisão de alocação do tempo entre casais por meio da relação dos salários e das produtividades marginais dos indivíduos que compunham um domicílio e buscavam maximizar a utilidade deste. Ao longo das décadas de 1980 e 1990, começaram as primeiras discussões a respeito de modelos utilizando a teoria de barganha, em que analisavam a divisão de trabalho intrafamiliar sob a perspectiva de teoria dos jogos, pela qual cada indivíduo possui uma preferência específica e estas, diferente do modelo de Becker, não são agregáveis. Segundo esses modelos, a produção (*output*) familiar dependia também dos recursos que os indivíduos possuíam e que lhes conferiam poder de negociação (Marilyn Manser e Murray Brown, 1980).

Entretanto, esses modelos, objetivos de análise econômica, embora evidenciem o diferencial do uso do tempo entre os gêneros, não são capazes de fornecer uma explicação mais abrangente. Isso acontece devido ao fato de partirem de hipóteses rígidas de preferências, que não se alteram ao longo do ciclo de vida do indivíduo, e, além de considerarem a mulher intrinsecamente mais produtiva no trabalho não remunerado do que o homem (Ferber, 1977), eles também ignoram os fatores que moldam e interferem na instituição familiar, como cultura, sociedade e história (Katz, 1997).

De acordo com Hochschild (1989), um motivo pelo qual a desigualdade do uso do tempo afeta negativamente as mulheres está no fato da vida familiar ter sofrido uma aceleração e das mulheres terem se adaptado a esse fator mais rapidamente do que os homens. Assim, apesar de terem entrado no mercado de trabalho, o tempo disponível para as tarefas não remuneradas diminuiu, mas a demanda por elas continuou estável ao longo dos anos, porque a produção doméstica realizada pelas mulheres é necessária para a manutenção diária do lar, como cozinhar, por exemplo.

Embora a maioria desses estudos foque nos Estados Unidos, nos últimos anos, tem surgido um crescente número de trabalhos voltados para a América Latina e Brasil. Para esse último, especificamente, tem-se que as transformações estruturais da economia, nos últimos trinta anos, favoreceram (e aceleraram) a entrada das mulheres no mercado de trabalho, bem como a acumulação de capital humano para elas, contribuindo para a diminuição do diferencial entre os gêneros que existia no mercado de trabalho brasileiro (Rendall, 2012; Arabsheibani, Carneiro e Henley, 2003).

Apesar de as mulheres terem acumulado mais capital humano do que os homens e aumentado a participação no mercado de trabalho, elas não apresentam a mesma taxa de participação que os homens (Fontoura e Gonzalez, 2009). Assim, permanecem com uma dupla jornada de trabalho, dedicando (em média) 124% horas semanais a mais ao trabalho doméstico do que os homens, considerando uma jornada semanal média de 36,79 horas no mercado de trabalho em 2006 (Madalozzo, Martins e Shiratori, 2010).

Nesse contexto, o presente estudo objetiva identificar os determinantes da oferta de trabalho no mercado por meio da análise da distribuição do tempo dedicado ao trabalho doméstico, características familiares e das características individuais – com foco em questões de gênero. Desse modo, será realizada uma comparação entre Brasil e Estados Unidos através de metodologias econométricas de Regressões Quantílicas Não Condionadas e Regressões Ordinárias Lineares com Correções de Heckman.

Na próxima seção, encontra-se a revisão da literatura, onde serão discutidos autores e vertentes a partir de diferentes abordagens sobre os principais debates desta área. Na seção 3, apresenta-se a análise descritiva dos dados da Atus 2011 e da Pnad 2011, após uma breve apresentação dessas mesmas pesquisas. Na seção 4, o foco é nas metodologias econométricas (uso da Correção de Heckman e das Regressões Quantílicas Não Condicionadas) e na apresentação do modelo empírico, ou seja, as variáveis a serem utilizadas nas regressões, bem como os motivos de serem escolhidas. Os resultados obtidos são discutidos na seção 5, e, por fim, a última seção apresenta a conclusão e as possíveis diretrizes para estudos futuros.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Ao longo da segunda metade do século XX e início do XXI, com o aumento da participação das mulheres na força de trabalho, era esperada uma "revolução" nos padrões de divisão do tempo entre os gêneros. Porém, embora o tempo disponível que as mulheres dedicam ao trabalho não remunerado tenha diminuído, o *gap* do uso do tempo entre os gêneros ainda persiste e o impacto negativo do trabalho não remunerado continua afetando as horas que as mulheres dedicam ao mercado de

trabalho (Ferber e Green, 2003; Green e Ferber, 2008). Ou, como evidenciado por Esping-Andersen (2009), a maior presença das mulheres no mercado de trabalho não necessariamente significou que estruturas fundamentais que caracterizam cada gênero na sociedade tenham sido alteradas.

Em busca de explicações para essa "revolução estagnada" (Hochschild, 1989), desde o início da década de 1970, estudos sobre a divisão do tempo entre os gêneros começaram a ganhar destaque ao evidenciarem que, diferentemente do homem, a mulher dividia o seu tempo não só entre mercado de trabalho e lazer, mas também com trabalho doméstico. Ou seja, ela enfrentava uma dupla jornada de trabalho e a possibilidade de perda do próprio capital humano (Mincer e Polachek, 1974; Treas e Drobnic, 2010).

Becker (1973) foi pioneiro em utilizar bases teóricas da microeconomia para explicar como o casal tomava as decisões de alocação do tempo. Nesse contexto, alocava mais tempo para o mercado de trabalho aquele que tivesse o maior salário relativo, numa análise que considerava a mulher intrinsecamente mais produtiva na realização de trabalhos não remunerados do que os homens para justificar a divisão tradicional do tempo entre o casal.

No início dos anos 80, surgiu a vertente *New Home Economics* que, seguindo Becker, utilizava teoria microeconômica para explicar a alocação de recursos e a produção do lar. Exemplo disso são os modelos de barganha (Chiappori, 1992), porém, diferente de Becker, ao invés de assumirem uma única utilidade para o lar, assumem que cada indivíduo possui uma utilidade e determinados poderes de negociação. Aplicando a Teoria dos Jogos, esses autores buscam atingir um Pareto Eficiente, ou seja, um nível de produção do lar que deixa todos os indivíduos satisfeitos (Manser e Brown, 1980; Browning, Chiappori e Lechene, 2006).

Entretanto, como criticado em Ferber (1977) e Katz (1997) apesar dos *insights* promovidos por essa teoria, ela ignora fatores fundamentais do comportamento humano, bem como os incentivos que os acarretam. Como apontado por Katz (1997), uma das falhas da *New Home Economics* está em ignorar a influência das instituições (como cultura, história e estruturas psicológicas) que compõem uma família.

Em seus estudos West e Zimmerman (1987), Geist e Cohen (2011) e Carlson e Lynch (2013) indicaram que cada gênero é caracterizado por uma série de expectativas socioculturais (ou sofrem dos efeitos geracionais) que existem ao seu respeito, logo, em se tratando da divisão do tempo, atividades ligadas às responsabilidades do lar pertenceriam ao gênero feminino, enquanto que as tarefas relacionadas ao mercado de trabalho caracterizariam o gênero masculino, o que aumentariam as expectativas sobre os homens dedicarem mais tempo aos trabalhos remunerados e as mulheres aos trabalhos não remunerados.

Segundo Coverman (1985), a divisão do uso do tempo entre o casal, além de fatores históricos socioculturais, dependeria da quantidade de recursos que cada um possui (por exemplo, salário e educação), do quão forte são as crenças nos papéis tradicionais de cada gênero e do tempo disponível para tarefas não remuneradas (como cuidar dos filhos e trabalho doméstico, por exemplo). Já Basu (2005), encontra evidências de que, ao mesmo tempo em que a distribuição de recursos dentro do lar afeta a distribuição de poder de barganha e tomada de decisões dos indivíduos que compõem a família, o inverso também ocorre, ou seja, as decisões tomadas pelos indivíduos afetam a distribuição de recursos e, por sua vez, o poder de barganha que eles terão dentro do lar.

Além disso, Albanesi e Olivetti (2009) também encontram uma relação entre a remuneração no mercado de trabalho, no caso, bonificações, e o número de horas que o indivíduo dedica ao trabalho doméstico, sugerindo que, se houver um *gap* entre os gêneros no mercado de trabalho, ele poderá se refletir dentro de casa, na divisão do tempo entre o casal.

Nessa mesma linha, a teoria da homogamia (Schiebinger e Gilmartin, 2010), se baseando em casais acadêmicos, observou que casais que possuem quantidades semelhantes de recursos (como educação e salário, especificamente) apresentavam divisões mais equitativas do trabalho doméstico. Porém, Coverman (1985) também evidenciou que entre os casais, mesmo quando a mulher possuía uma jornada em tempo integral no mercado de trabalho, o marido não alocava mais tempo para as tarefas domésticas. Isso corrobora com os resultados encontrados por Baxter, Hewitt e Heynes (2008), nos quais as mulheres casadas realizavam mais trabalho não remunerado do que aquelas que somente coabitavam com um homem e a única transição no estado civil capaz de afetar as horas que os homens alocavam para esses trabalhos era quando eles passavam de casados para divorciados.

Para os Estados Unidos, uma das evidências de disparidade do uso do tempo entre os gêneros seria que, em 1980, os homens apresentavam, em média, 4 horas a mais de lazer do que as mulheres e, além desse *gap* impactar negativamente o tempo que elas dedicavam ao mercado de trabalho, em alguns casos, agia como uma barreira à entrada no mercado de trabalho (Ferber e Birnbaum, 1980). Reforçando a teoria de que uma divisão desigual do tempo pode agir como barreira à entrada para mulheres casadas, Cunningham (2008) encontrou evidências de que a desigualdade na divisão do trabalho doméstico entre os casais, bem como a ideologia de gêneros, faz com que as mulheres casadas diminuam as suas expectativas quanto à possibilidade de participar do mercado de trabalho, de modo que somente 65% das norte-americanas casadas ofertassem trabalho no início da década de 1990.

Embora a maioria dessas descobertas foque nos Estados Unidos, na última década, com o destaque do Brasil no grupo dos países emergentes, há uma produção crescente de estudos voltados para gêneros e mercado de trabalho brasileiro, como Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003), Madalozzo, Martins e Shiratori (2010) e Rendall (2012). Segundo Arabsheibani, Carneiro e Henley (2003) e Rendall (2012), mudanças no mercado de trabalho brasileiro, causadas pelas transformações estruturais da economia nos últimos anos, favoreceram a participação da mulher no mercado de trabalho, bem como a diminuição do *gap* salarial existente entre os gêneros.

Como evidenciado por Fontoura e Gonzalez (2008) e Scorzafave e Menezes-Filho (2005), apesar da participação das mulheres brasileiras no mercado de trabalho ter aumentado ao longo dos anos, em 2008, somente 57,8% das mulheres estavam na força de trabalho, comparado com 80,47% (Fontoura e Gonzalez, 2008) dos homens. Essa diferença na taxa de participação pode ser atribuída às barreiras à entrada que as mulheres (especialmente quando casadas e com filhos) enfrentam para ingressarem no mercado de trabalho (Scorzafave e Menezes-Filho, 2001; Ramos e Soares, 1995; Ramos, Aguas e Furtado, 2011). Além disso, há fatores que definem a distribuição do poder de barganha intrafamiliar e influenciam a oferta de trabalho da mulher, por exemplo, como encontrado por Fernandes e Scorzafave (2010), quanto mais velho for o marido, maior o efeito negativo sobre as horas mensais ofertadas pela esposa no mercado de trabalho.

Outro fator a influenciar negativamente a oferta de trabalho das mulheres seria a falta de políticas públicas responsáveis por ampliar o serviço de creche e assistência à mãe que esteja inserida no mercado de trabalho, especialmente nos primeiros anos de vida da criança (Queiroz e Aragón, 2015; Ramos, Águas e Furtado, 2011). Porém, apesar da existência dessas barreiras, o *gap* salarial de 300% que existia na década de 1980, passou a ser de 33% no início dos anos 2000 (Arabsheibani, Carneiro e Henley, 2003).

Mesmo com a diminuição do *gap* salarial e da participação das mulheres no mercado de trabalho ter aumentado, de 18% em 1970 para 50% em 2002 (Madalozzo, Martins e Shiratori, 2010), a desigualdade entre os gêneros no uso do tempo ainda persiste, porque, em 2006, elas dedicavam (em média) 124% horas semanais a mais ao trabalho doméstico do que os homens, de acordo com Madalozzo, Martins e Shiratori (2010), o que corrobora os resultados de Queiroz e Aragón (2015) de que o casamento, bem como a maternidade, possuem um impacto negativo nas horas que as mulheres ofertam no mercado de trabalho. Isso implica que, no Brasil, a mulher ainda é vista como a principal responsável por realizar os trabalhos de produção domiciliar não remunerados, como trabalho doméstico e cuidar do(s) filho(s).

3 DADOS

Este estudo foca na comparação entre Estados Unidos e Brasil com relação à participação das mulheres na força de trabalho e as implicações das demandas de trabalho doméstico para elas.

Para a análise, para os Estados Unidos será usada a American Time Use Survey (Atus), uma pesquisa contínua sobre o uso do tempo, realizada pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS), cujo principal objetivo é fornecer estimativas, nacionalmente representativas, de como as pessoas dividem o seu tempo entre as atividades do dia a dia. Os indivíduos que participam da Atus são aleatoriamente selecionados a partir da *Current Population Survey* (CPS), um painel rotativo com dados sobre os lares norte-americanos, que tem duração de oito meses. São escolhidas para a Atus somente as pessoas que completaram os oito meses consecutivos[3] de entrevista da CPS. Elas, então, são entrevistadas uma única vez sobre como gastaram o seu tempo no dia anterior: onde estiveram, o que fizeram e com quem estiveram.

Obteve-se 9.635 observações, nas quais 54,7% são mulheres e 45,3% são homens com idade entre 16 e 64 anos e cuja média, respectivamente, é de 40,70 e 41,3 anos. Na amostra, a maioria dos lares (50,73%) é composta por indivíduos casados, com uma média de 2,97 membros por lar. Já a porcentagem de lares com a presença de criança ou adolescente menores de 18 anos é de 55%.

Para o Brasil, utiliza-se a Pesquisa Nacional por Amostra a Domicílio (Pnad), que é realizada anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) desde o início de sua divulgação em 1976. Nela se encontram informações socioeconômicas sobre população, como : habitação, mão de obra, características demográficas e educacionais. Nesse estudo foram considerados somente os indivíduos que se encontram em idade economicamente ativa, ou seja, entre 16 e 64 anos (inclusive).

Assim, tem-se uma amostra com 238.951 indivíduos, dos quais 51,79% são mulheres e 48,21% homens, cuja média de idade (respectivamente) é de 36,99 e 36,33 anos. Já a renda familiar média é de R$ 2.406,43 por mês, com uma média de 3,54 membros por lar.

Porém, as bases não são "harmonizadas", assim, enquanto a Atus olha especificamente para o uso do tempo do indivíduo, de modo desagregado, a Pnad faz uma agregação das atividades consideradas afazeres domésticos. Como consequência, o conceito de "trabalho doméstico" da Pnad é algo abrangente e

3. Logo, como os indivíduos selecionados para a ATUS provém do mesmo universo da CPS, alguns dados sobre o indivíduo e que não dizem respeito sobre o uso do tempo (como, por exemplo, o número de integrantes do lar), podem estar desatualizados em oito meses, o que geraria algumas imprecisões nas estimativas.

genérico, não permitindo a especificação da atividade doméstica, nem de quem a realiza e por quanto tempo é gasto na tarefa (Soares e Saboia, 2007).

Desse modo, para que se pudesse ter a variável "horas dedicadas ao trabalho doméstico" semelhante a ambas as bases, fez-se uma agregação das variáveis da Atus de acordo com a definição de trabalho doméstico da Pnad. Segundo Soares e Saboia (2007), desde 2001 a variável "horas semanais dedicadas aos afazeres domésticos" é incorporada no corpo básico da Pnad. Ainda de acordo com os mesmos autores, são consideradas tarefas (afazeres) domésticas:[4]

a) Arrumar ou limpar toda ou parte da moradia;

b) Cozinhar ou preparar alimentos, passar roupa, lavar roupa ou louça, utilizando, ou não aparelhos eletrodomésticos para executar estas tarefas para si ou para outro(s) morador(es);

c) Orientar ou dirigir trabalhadores domésticos na execução das tarefas domésticas;

d) Cuidar de filhos ou menores moradores; ou

e) Limpar o quintal ou terreno que circunda a residência (Soares e Saboia, 2007, p. 10).

A agregação das tarefas descritas por parte do IBGE fez com que fosse necessário proceder com agregação semelhante para as tarefas que são individualmente descritas na Atus. Sendo assim, a variável de horas dedicadas aos afazeres domésticos na pesquisa da Atus agrega as seguintes tarefas:

- tempo total dedicado ao cuidado das crianças e a adultos que necessitem de ajuda na residência;
- tempo dedicado à limpeza interna e à limpeza externa do domicílio, lavar roupa, arrumação de materiais domésticos, preparação da comida e limpeza da cozinha;
- limpeza de jardim, piscina e manutenção de automóveis e reparos à residência;
- gerenciamento de funcionários do domicílio.

4. Desde que não enquadradas no conceito econômico de trabalho.

Dessa forma, as duas variáveis a respeito do número de horas semanais, que utilizadas em tarefas ou afazeres domésticos para cada um dos países, estão compatibilizadas e o esforço dos moradores em as desempenharem pode, a partir dessa compatibilização, ser comparado.[5]

4 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Este é um estudo com objetivo de estimar o impacto de características sociais (como horas de trabalho doméstico e a situação marital de homens e mulheres) na oferta de horas de trabalho. Para tanto, serão utilizadas duas metodologias como base: uma regressão linear ordinária com correção para viés amostral e uma regressão quantílica não condicionada.

A primeira metodologia, baseada em Heckman (1976), se faz necessária dado que objetivamos identificar como certos fatores afetam as horas semanais que os indivíduos dedicam ao mercado de trabalho. Por consequência, depara-se com o clássico problema do viés de seleção apresentado por Heckman (1976): a amostra selecionada não é aleatória, uma vez que se compõe somente de indivíduos que possuem horas semanais positivas no mercado de trabalho, pois aqueles que optaram por ficar de fora (e que não necessariamente têm perfis similares àqueles que estão no mercado) não apresentam valores para essa variável (Puhani, 2000; Heckman, 1993). Logo, aqui há o desafio de realizar inferências que sejam válidas para toda a população, a partir de uma variável dependente truncada.

Por causa das características da variável dependente, que apresenta muitas variáveis com zero ou com valores truncados, utilizar estimadores OLS, 2SLS ou Modelo Multivariado é inviável, primeiramente, porque a alta concentração de variáveis em torno do valor limite (no caso, zero) viola as premissas desses modelos. E, segundo, porque eles são incapazes de gerar estimações robustas para valores não observáveis, ou seja, eles ignoram os valores omitidos e, como consequência, os estimadores gerados não são consistentes e as inferências sobre a amostra se tornam inviabilizadas (Puhani, 2000, Wooldridge, 2010).

Assim, seguindo o algoritmo do modelo 2SLS de mínimos quadrados, no primeiro estágio da correção de Heckman é modelada a *dummy* endógena

5. Um detalhe importante com relação às pesquisas de uso do tempo é que o respondente sempre informa o número de horas utilizadas para cada afazer de acordo com seu dia. Dessa forma, caso o respondente esteja desempenhando duas funções ao mesmo tempo (por exemplo, cuidar de crianças e cozinhar), ele é incentivado a escolher uma atividade principal por período de tempo. Assim, não existe simultaneidade entre as atividades para os dados da ATUS. Nos dados da PNAD, a pergunta é agregada, então não necessariamente o indivíduo precisa priorizar o tempo gasto com cada tarefa. Entretanto, a comparação dos dados da PNAD com outros estudos que mensuram o uso de tempo (ver, por exemplo, Madalozzo e Blofield, 2017) permitem afirmar que os respondentes, quando desempenhando duas atividades simultaneamente, contabilizam o tempo gasto como se fosse uma só tarefa. Da mesma forma que para a pesquisa americana, também não ocorre viés na pesquisa pela simultaneidade no desempenho de diferentes atividades (independente de ser atividade de lazer – discriminada somente na ATUS, mas não utilizada no presente artigo –, trabalho remunerado ou afazeres domésticos distintos).

(se o indivíduo participa ou não do mercado de trabalho, equação 1B) por meio de um modelo de resposta binária (Probit) que mensura a propensão do indivíduo estar ou não no mercado de trabalho, para então gerar uma Razão Inversa de Mills. No segundo estágio (equação 1A), essa Razão Inversa de Mills é inserida como uma variável para corrigir o viés de seleção e, então, o modelo é estimado como um OLS (Heckman 1976).

$$y_i^* = x_i\beta_i + u_i \tag{1A}$$

$$z_i^* = w_i\gamma_i + \varepsilon_i \tag{1B}$$

$$y_i = y_i^* \quad se\ z_i^* > 0 \tag{1C}$$

$$y_i = 0 \quad se\ z_i^* \leq 0. \tag{1D}$$

A segunda metodologia utilizada é através de regressões quantílicas não condicionadas (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009). Originalmente, as estimações por regressão quantílicas seguiam a metodologia de Koenker e Basset (1978). O objetivo dessa modelagem é estimar quantis condicionais da variável dependente em função das variáveis observadas. Esses quantis são obtidos a partir de uma função de minimização da soma dos resíduos (equação 2), cuja solução é a mediana o que, por definição, garante a simetria e torna possível obter os demais quantis por meio da ponderação dessa função. Desse modo, têm-se informações sobre os pontos da distribuição da variável dependente, ao invés de se obter apenas informações com respeito à média condicional (Eide e Showalter, 1998; Koenker e Hallock, 2001). A estimação do quantil τ da amostra, q_τ, se dá, então através de:

$$\min_{\beta \in \Re p} \sum \rho_\tau (y_i - \xi(x_i, \beta)), \tag{2}$$

onde: ρ_τ representa a *check function* na qual $\rho_\tau(u) = (\tau - I\ (u \leq 0)$; y_i é a variável dependente ou de interesse; $\xi(xi, \beta)$ é uma função linear dos parâmetros β com relação às covariadas x_i.

Entretanto, a interpretação dos coeficientes via regressão quantílica condicionada é sempre relacionada à distribuição condicional tanto da variável dependente como das variáveis explicativas que geraram a distribuição original. Sendo assim, a comparação dos efeitos de uma determinada covariada na variável dependente diz mais sobre o seu efeito interno à distribuição condicionada original do que com relação ao seu efeito não condicional, que é o objetivo deste artigo.

Já a modelagem de regressões quantílicas não condicionais (Firpo, Fortin e Lemieux, 2009) utiliza o conceito de funções de influência recentradas (*recentered influence functions* – RIF) para estimar o efeito de uma covariada em determinado quantil não condicionado à sua distribuição original. Então a estimação do efeito marginal das covariadas em cada um dos quantis não condicionados à distribuição original, se dá através da equação 3:

$$\widehat{f_Y}(\widehat{q_\tau}) = \frac{1}{Nb}.\sum_{i=1}^{N}\kappa_Y\left(\frac{Y_i - \widehat{q_\tau}}{b}\right), \tag{3}$$

onde: $f_Y(.)$ é a função densidade de Y estimada e Y é a variável objetivo/dependente; ρ_τ é o estimador do quantil τ da distribuição de Y; κ_Y é o estimador da densidade de Kernel; b é o escalar positivo da banda (*bandwith*).

Assim, no presente estudo, com as regressões quantílicas não condicionadas, espera-se obter informações não somente sobre a forma como as variáveis explicativas afetam de maneiras diferentes as horas semanais no mercado de trabalho de homens e mulheres, mas também identificar, via indicador de gênero,[6] em qual ponto da amostra essas variáveis possuem maior intensidade e a disparidade entre os gêneros é maior.[7]

A equação básica a ser estimada com ambas as metodologias – regressão linear ordinária com correção de para seleção amostral e regressão quantílica não condicionada – segue a equação 4:

$$\begin{aligned} weekhour = {} & female + \beta_1 hhousework + female * \beta_2 hhousework + \\ & \beta_3\, age + female * \beta_4 age + \beta_5 agesq + female * \beta_6 agesq + \beta_7 hrwage + \\ & female * \beta_8\, hrwage + \beta_9 married + female * \beta_{10} married + \tau * mills + \varepsilon. \end{aligned} \tag{4}$$

A variável objetivo/dependente deste estudo é o número de horas semanais dedicadas ao mercado de trabalho (*weekhour*). Em ambas as bases de dados, Pnad e Atus, ela está disponível para homens e mulheres que participaram do mercado de trabalho de forma remunerada na semana anterior à entrevista.

6. Potencialmente, as regressões quantílicas não condicionadas também permitem uma abordagem de diferencial de oferta de trabalho, segundo um modelo de Oaxaca (1973). Entrentanto, o objetivo do presente trabalho não é a estimação da decomposição do diferencial de oferta de trabalho, mas sim a análise dos efeitos de características específicas de gênero na oferta de mão de obra.

7. Na utilização de regressão quantílica não condicionada, optamos – por sugestão de um/a parecerista anônimo/a – por não inserir o termo de correção amostral. Dois principais motivos para esta opção metodológica. O primeiro deles é a escassez de métodos não paramétricos para a estimação de correções em equações não lineares (mais a respeito em Arellano e Bonhomme, 2017). O segundo motivo é a própria utilização do método de regressões quantílicas não condicionais que, de certa forma, permitem uma análise dos efeitos amostrais nos diferentes quantis com menor influência do problema de seletividade amostral.

Com relação às características individuais, serão observadas a idade (em anos), idade ao quadrado (*age* e *agesq*, respectivamente) e estado civil (*married*). Idade e idade ao quadrado serão inseridas porque o efeito marginal das horas dedicadas ao mercado de trabalho varia ao longo do ciclo de vida, sofrendo uma queda com a aposentadoria e idade avançada (South e Spitze, 1994; Baxter, Hewitt e Heyes, 2008). O estado civil entrará no modelo como forma de indicador (casado/a ou não) porque, de acordo com South e Spitze (1994), Gupta (1999) e Baxter, Hewitt e Heyes (2008), as horas que os homens dedicam ao trabalho doméstico tendem a ser menores quando se encontram casados, enquanto que, para as mulheres, essas horas aumentam com o casamento e o contrário ocorre para horas dedicadas ao trabalho remunerado ou de mercado.

A variável de remuneração por hora de trabalho está disponível somente para pessoas que participaram do mercado de trabalho na semana. De forma a corrigir a potencial endogeneidade da remuneração individual na oferta de mão de obra, optou-se por construir uma variável de salário potencial para todos os indivíduos da amostra. Para tanto, utilizando a informação sobre o nível de escolaridade, salário-hora, ocupação e região do país, estimou-se uma regressão minceriana para a estimação do salário-hora potencial *(hrwage*). Assim foi possível obter para cada indivíduo (independentemente de estar ou não no mercado de trabalho) um salário-hora potencial, evitando o problema de viés de seleção nessa variável explicativa.

Por fim, chegamos às duas variáveis principais do trabalho: horas de trabalho doméstico e sua interação com o sexo feminino. Com relação aos efeitos do trabalho doméstico (*hhousework*), serão utilizadas as atividades de produção familiar que apresentam maior segregação entre os gêneros. Segundo Cunningham (2007), as tarefas geralmente associadas ao gênero feminino que apresentam maior grau de segregação são: ir ao supermercado, lavar a louça e limpar casa. Todavia, neste estudo serão adicionadas duas tarefas: tempo dedicado a cozinhar e tempo dedicado ao cuidado de crianças e pessoas com algum tipo de dificuldade (seja motora, seja por idade). Essas atividades já fazem parte do reporte individual para os dados da Pnad e foram concatenadas nos dados da Atus para que ambos reportem as mesmas atividades na variável de trabalho doméstico.

O uso de horas de trabalho doméstico como covariada para a variável dependente horas de trabalho no mercado é justificada a partir de pesquisas anteriores, como as de Esping-Andersen (2009). Este autor afirma que a principal fonte de equalização entre os gêneros advém da redução da participação feminina

no trabalho doméstico, logo, a participação masculina em tarefas domésticas, tidas como tipicamente femininas, aumentam a participação feminina no mercado de trabalho que, no caso do presente estudo, implicaria num impacto marginal positivo nas horas semanais que as mulheres dedicam ao mercado de trabalho (Hersch e Stratton, 1997).

A próxima seção é dedicada à análise dos resultados para as duas metodologias aplicadas às diferentes populações amostrais.

5 RESULTADOS

5.1 Resultados e análise da Correção de Heckman para os dados da Pnad e da Atus

Conforme exposto na seção anterior, o principal modelo linear deste artigo é um modelo de mínimos quadrados ordinários (OLS) com correção para viés de seleção amostra. Entretanto, como é usual na literatura, também reportaremos os resultados sem a correção para o viés com a finalidade de comparação na alteração dos coeficientes de cada país, como é possível observar na tabela 1. É importante ressaltar, antes de se iniciar as análises, que as bases de dados e as observações são diferentes, logo, somente as direções dos impactos das variáveis é que serão comparadas entre o Brasil e os Estados Unidos, não o impacto proporcional de cada uma das variáveis.

O indicador de sexo (*female*), tanto para o Brasil quanto para os Estados Unidos, apresenta o sinal negativo em todas as especificações, apontando para o fato que, em ambos os países, a divisão do tempo entre trabalho remunerado e trabalho não remunerado é desigual entre os gêneros e desfavorece as mulheres com uma menor participação no mercado de trabalho.

Essa divisão desigual de responsabilidades e impacto do trabalho doméstico nas horas dedicadas ao trabalho remunerado é ainda mais visível ao analisar-se os resultados para os coeficientes estimados com relação à variável de horas diárias dedicadas ao trabalho doméstico (*hhousework*) e sua interação com o sexo feminino (*fhhhousework*). Em ambos os países, um aumento no número de horas dedicadas ao trabalho doméstico impacta negativamente as horas dedicadas ao mercado de trabalho. Contudo, também para ambos os países e em todas as especificações, o impacto do trabalho doméstico nas horas trabalhadas no mercado é ainda maior e significante para as mulheres.

TABELA 1
Resultados do modelo OLS e da Correção de Heckman

Metodologia	Brasil		Estados Unidos	
	OLS	Heckman	OLS	Heckman
Female	-2,2215*** (0,1210)	-2,1806*** (0,1278)	-3,7918*** (1,1773)	-3,2500*** (1,1923)
Hhousework	-0,5031*** (0,0430)	-0,5029*** (0,0430)	-0,1837*** (0,0605)	-0,1659*** (0,0603)
Fhhousework	-1,1083*** (0,0535)	-1,1083*** (0,0535)	-0,2086** (0,0839)	-0,2002** (0,0837)
Age	0,7564*** (0,0197)	0,7479*** (0,0205)	1,6083*** (0,1177)	1,4198*** (0,1224)
Agesq	-0,0095*** (0,0003)	-0,0093*** (0,0003)	-0,0186*** (0,0014)	-0,0163*** (0,0014)
Hrwage	-0,0280*** (0,0026)	-0,0282*** (0,0026)	0,1273*** (0,0253)	0,0700*** (0,0264)
Fhrwage	-0,0166** (0,0080)	-0,0177** (0,0083)	0,2010*** (0,0468)	0,1688*** (0,0471)
Married	0,0210 (0,2074)	0,0221 (0,2073)	2,7833*** (0,5390)	2,6727*** (0,5379)
Fmarried	0,3487 (0,3360)	0,3477 (0,3360)	-4,5029*** (0,7476)	-4,6551*** (0,7442)
Cons	29,7122*** (0,4655)	29,8942*** (0,3748)	5,1397** (2,3314)	11,9362*** (2,5187)
Lambda		-0,1026 (0,0926)		-4,6470*** (0,5558)
Teste de Wald	-	0,2681	-	0,0000
Observações				
Total	**162.194**	**238.951**	**6.709**	**9.635**

Fonte: Pnad (2011); Atus (2011).
Elaboração das autoras.
Obs.: 1. Nível de significância: *** = 1%; ** = 5% e * = 10%.
2. Desvios-padrão apresentados entre parênteses.

Dessa forma, uma possível explicação seria que países, cuja cultura responsabiliza em maior proporção a mulher pela realização de trabalhos não-remunerados (por exemplo, trabalho doméstico), apresentam disparidades do uso do tempo entre os gêneros, como evidenciado por Bianchi *et al.* (2000) e Geist e Cohen (2011). Complementarmente, esses resultados implicam em uma confirmação do modelo de esferas separadas (*separate-spheres*) de Lundberg e Pollak (1993), em que as esferas são os âmbitos de responsabilidade dos membros do casal e definidos de acordo com normas sociais. Assim, o trabalho doméstico sendo uma responsabilidade

essencialmente das mulheres tem um impacto superior na oferta de mão de obra delas do que de seus cônjuges.

Já a relação entre o salário potencial (*hrwage*) é diferente para Brasil e Estados Unidos. Para o Brasil, o impacto da variável salário-hora (*hrwage*), sobre as horas semanais que o indivíduo dedica ao mercado de trabalho, mostra-se estatisticamente significa estatisticamente e negativa, enquanto que, para os Estados Unidos, essa variável é positiva e significante. O sinal negativo para a amostra do Brasil e positivo para a amostra dos Estados Unidos se mantém, inclusive com significância, para a interação com o indicador de sexo (*fhrwage*). A interpretação é de uma curva de oferta negativamente inclinada para os trabalhadores no Brasil e positivamente inclinada para os trabalhadores nos Estados Unidos com uma acentuação de ambos os efeitos para as mulheres. Uma oferta de trabalho negativamente inclinada com relação a aumentos salariais indica que o efeito renda [do aumento salarial] é superior em módulo do que o efeito substituição [entre lazer e renda] (Kaufman e Hotchkiss, 2006). Um fator interessante com relação à oferta de mão de obra com elasticidade negativa em relação ao salário-hora é levantado em Browning, Chiappori e Weiss (2014): a possibilidade de um impacto do aumento do salário real gerar uma diminuição na oferta de mão de obra, mas, ao mesmo tempo, aumentar relativamente a contribuição individual no trabalho doméstico, especialmente para as mulheres.

Por fim, as variáveis com relação ao estado civil (*married* e *fmarried*, que é a intersecção entre estado civil e o indicador de sexo) não apresentam significância estatística para os dados brasileiros, mas, para os dados norte-americanos, ambos os coeficientes são significantes. Ser casado impacta positivamente as horas de trabalho para a amostra da Atus, entretanto, ser mulher e casada tem o efeito reverso e ainda maior. Os resultados aqui encontrados então reforçam a evidência de Baxter, Hewitt e Heyes (2008) que o casamento penalizaria as horas que as mulheres dedicam o trabalho remunerado para as norte-americanas.

Os resultados relatados nesta subseção confirmam as previsões dos modelos teóricos que antecedem este estudo: a oferta de mão de obra das mulheres é mais sensível às características de normas sociais do que a oferta de mão de obra de seus cônjuges. Trabalho doméstico, aumento de salário e casamento – este último, somente no caso da base de dados da Atus – impactam de forma mais ampla a mão de obra feminina do que a masculina. Na subseção seguinte, reestimam-se os modelos iniciais, mas com foco na diversidade de impacto ao longo dos diferentes quantis da distribuição.

5.2 Resultados e análises das regressões quantílicas e dos gráficos para os dados da Pnad e da Atus

As tabelas 2 e 3 apresentam os resultados para a regressão linear ordinária – sem correção de viés de seleção – e para as regressões quantílicas não condicionadas para a amostra dos dados do Brasil (Pnad, 2011) e Estados Unidos (Atus, 2011), respectivamente. Os gráficos 1 e 2 apresentam os dados com relação às variáveis de indicador de sexo e suas interações com as covariadas de interesse do artigo.

De acordo com os dados da primeira linha da tabela 2 – dados da Pnad 2011 – e do quadro superior esquerdo do gráfico 1, a oferta de mão de obra das mulheres é afetada positivamente para os quantis de menores do que para os maiores. Isso significa que, dentre os indivíduos que menos ofertam horas de trabalho, existe um impacto positivo para a oferta de trabalho das mulheres. A evidência anedótica pode corroborar no sentido em que as mulheres que ofertam menores horas de trabalho possivelmente têm empregos menos regulares – por exemplo, diaristas – do que os homens da amostra, que geralmente têm empregos com menor elasticidade na oferta de horas. Já para os Estados Unidos, no gráfico do indicador *female* (tabela 3, primeira linha e no gráfico 2, quadro superior esquerdo) é possível notar que a curva assume um formato menos variável, com um impacto relativamente constante – e negativo – de gênero na oferta de mão de obra. Esse resultado poderia ser atribuído, segundo Green e Ferber (2008), a fatores histórico-sociais que considerariam a mulher responsável pelos trabalhos não remunerados gerando um impacto negativo nas horas dedicadas ao trabalho remunerado.

Com relação ao impacto do trabalho doméstico, em ambos os países, o impacto é negativo para homens e mulheres, embora não seja significante para os dados norte-americanos. Quando a análise se restringe à interação entre mulheres e trabalho doméstico (*fhhousework*), o perfil de resposta dos dois países é similar: o aumento do trabalho doméstico das mulheres tem impacto negativo na oferta de mão de obra no mercado, entretanto, o efeito é muito mais significante nos quantis mais baixos de oferta de mão de obra do que nos quantis mais elevados. Isso significa, em especial para os dados do Brasil, que as mulheres que disponibilizam mais horas de trabalho no mercado não deixam seu trabalho não remunerado, o trabalho doméstico, afetar de forma significativa sua oferta para o mercado. Assim, uma hipótese para o Brasil seria que as mulheres que possuem empregos meio-período ou jornadas muito intensas no mercado enfrentariam um *trade-off* negativo ao trocarem uma hora a mais de trabalho doméstico por uma hora a menos no mercado de trabalho, indicando que nesses quantis a divisão do trabalho doméstico entre os gêneros é desigual, como evidenciado em Madalozzo, Martins e Shiratori (2010).

Para as mulheres que se encontram na mediana ou acima, as horas dedicadas ao trabalho doméstico impactariam positivamente as horas dedicadas ao mercado

de trabalho, porque a jornada delas no mercado não sofreria com o mesmo *trade-off* enfrentado por aquelas mulheres com jornadas intensas. Além disso, essas mulheres que se encontram na mediana ou acima teriam recursos e poder de barganha para adquirirem substitutos ao trabalho doméstico e alocarem mais tempo para o mercado (Gupta *et al.*, 2010; Ferrer e Dardis, 1991), portanto, não teriam que trocar horas no mercado de trabalho por horas de trabalho doméstico. Essa ideia é interessante quando se compara com o resultado para os dados norte-americanos, pois a baixa disponibilidade de trabalhadores domésticos no país restringe muito mais as escolhas das mulheres com alta oferta de mão de obra naquele país do que no Brasil, onde a substituição do trabalho é viável e a conciliação entre trabalho remunerado e família, dessa forma, pode ser mais evidente.

Observando a variável salário-hora (*hrwage*) no gráfico 1, com os resultados da Pnad, percebe-se que possui impacto negativo na maioria dos quantis. Uma hipótese seria que, na maioria das famílias brasileiras, haveria um trabalhador primário (com emprego de tempo integral) e um trabalhador secundário (com horário de trabalho reduzido), logo, esses indivíduos com menos horas semanais no mercado de trabalho seriam considerados trabalhadores secundários para a família; assim, seriam alocados para tarefas domésticas ou possuiriam preferência maior por lazer e, por consequência, estariam na região negativa da curva de oferta de trabalho, mesmo acumulando poucas horas ou tendo uma jornada significante de horas semanais no mercado de trabalho (Nakamura e Murayama, 2009; Dessing, 2002). Já nos Estados Unidos, a variável de salário-hora (*hrwage*) é positiva em todos os quantis, mas significativa somente a partir do quantil 25%, indicando que o aumento de salário implica em um maior efeito substituição [tornando o lazer mais caro relativamente à renda] do que o efeito renda e uma oferta de trabalho mais inclinada positivamente para os indivíduos que ofertam maior número de horas no mercado de trabalho.

Porém, observando somente o impacto do salário-hora para as mulheres (*fhrwage*), quadro inferior à esquerda do gráfico 1 e do gráfico 2, mostra um impacto positivo para os quantis mais baixos que se torna negativo (no caso dos dados para o Brasil) ou não significante (para os dados norte-americanos) quanto maior é oferta de horas de trabalho no mercado. Ou seja, a inclinação negativa da oferta de mão de obra feminina – relatada a partir dos modelos discutidos com a tabela 1 – é devida ao impacto negativo na participação no mercado de trabalho para mulheres que estão no quantil 75% e acima, aquelas que já ofertam uma quantidade elevada de horas de trabalho e, agora, se sentem mais impelidas a trocar horas de trabalho por horas de lazer. Nos Estados Unidos, o formato da curva é semelhante, embora não atinja em nenhum quantil os valores negativos para o impacto de salário em oferta de trabalho.

Quanto ao estado civil (*married*), o impacto é significativo para todos os quantis com relação aos dados norte-americanos, reforçando os resultados encontrados na seção anterior, mas é significativo – e positivo – no Brasil somente a partir do quantil 75%. A interação com a *dummy* de sexo (*fmarried*) não é significativa para nenhum quantil com os dados da Pnad (e também não era com os modelos lineares da subseção anterior), mas são bastante significativos e negativos para os dados da Atus. No caso dos dados norte-americanos, o efeito de uma mulher ser casada é mais negativo nos quantis inferiores do que nos quantis superiores, quando o efeito é mais neutralizado. Uma possível explicação seria que o casamento tem um efeito realocativo no tempo desses indivíduos, o que geraria um impacto negativo na oferta de mão de obra feminina, mas cuja intensidade diminuiria quanto mais intensa fosse a jornada de trabalho dessa mulher, porque o casal acumularia mais recursos que poderiam ser utilizados na ampliação da capacidade de adquirir substitutos ao trabalho doméstico e, por consequência, sobrariam mais horas para serem dedicadas ao trabalho remunerado (Treas e Ruijter, 2008; Schiebinger e Gilmartin, 2010).

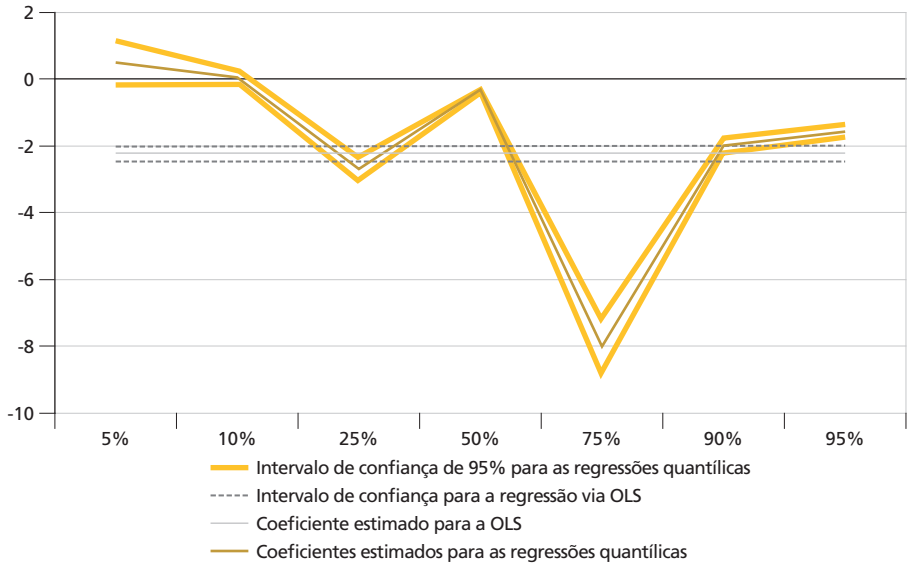
Outra possível hipótese para os Estados Unidos seria que as mulheres com as jornadas menos intensas sofrem um impacto negativo maior, pois acumulam menos horas no mercado de trabalho do que os seus cônjuges, logo, possuem menor poder de barganha nas decisões do casal sobre como alocar o tempo e, por consequência, acabam se encarregando da maior parte do trabalho não remunerado, como constatado em Baxter, Hewitt e Heyes (2008) e Brines (1994).

TABELA 2
Resultados das regressões quantílicas não condicionais para o Brasil

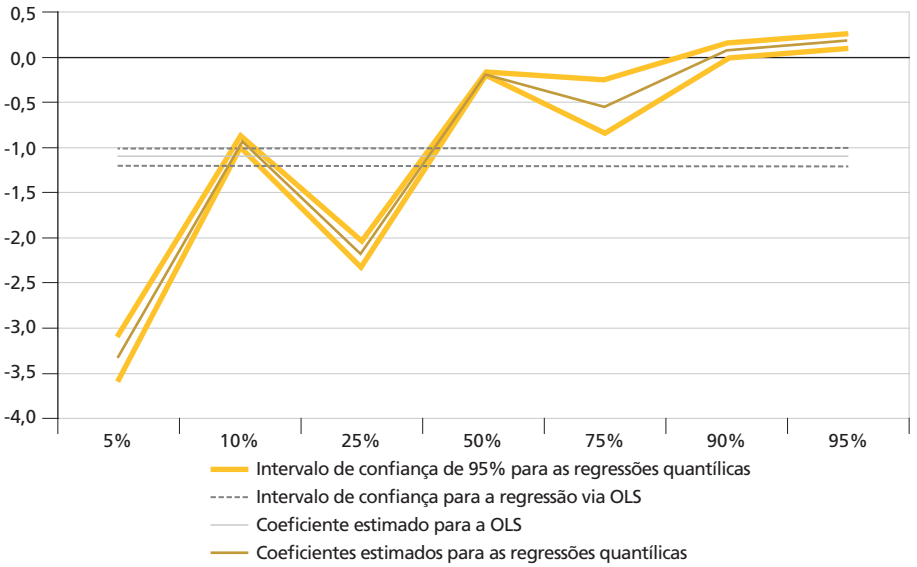
	OLS	Regressão quantílica não condicional						
		q0.05	q0.10	q0.25	q0.50	q0.75	q0.90	q0.95
Female	-2,2215** 0,1210)	0,4950 (0,3353)	0,0579* (0,0895)	-2,6838*** (0,1794)	-0,3204*** (0,0179)	-8,0060** 0,4384)	-1,9891** 0,0988)	-1,5587** 0,0960)
Hhousework	-0,5031** 0,0430)	-0,1687** (0,0845)	-0,0805*** (0,0213)	-0,6100*** (0,0589)	-0,0844*** (0,0062)	-0,8375*** (0,1289)	-0,3842** 0,0382)	-0,3959** 0,0384)
Fhhousework	-1,1083** 0,0535)	-3,3357*** (0,1277)	-0,9450*** (0,0318)	-2,1815*** (0,0737)	-0,1934*** (0,0076)	-0,5513** 0,1461)	0,0640 (0,0423)	0,1720** 0,0427)
Age	0,7564*** (0,0197)	0,8653*** (0,0507)	0,2682** 0,0133)	1,2552*** (0,0303)	0,1239** 0,0030)	1,3122** 0,0581)	0,3104** 0,0156)	0,2479*** (0,0154)
Agesq	-0,0095*** (0,0003)	-0,0118*** (0,0007)	0,0084*** (0,0001)	-0,0165*** (0,0004)	-0,0016*** (0,0001)	-0,0155*** (0,0007)	-0,0032** 0,0002)	-0,0024** 0,0002)
Hrwage	-0,0280*** (0,0026)	-0,0146*** (0,0056)	-0,0020 (0,0013)	-0,0283** 0,0041)	-0,0025** 0,0004)	-0,1455** 0,0091)	-0,0096** 0,0029)	-0,0091** 0,0028)
Fhrwage	-0,0166** (0,0080)	0,2310*** (0,0376)	0,0693** 0,0114)	-0,0130 (0,0149)	-0,0001 (0,0014)	-0,2644** 0,0664)	-0,0486** 0,0102)	-0,0332** 0,0081)
Married	0,0210 (0,2074)	-0,5114 (0,3763)	-0,0834 (0,0945)	-0,0450 (0,2733)	-0,0113 (0,0285)	1,3401* 0,6509)	0,4060* 0,2014)	0,2341 (0,2091)
Fmarried	0,3487 (0,3360)	0,5108 (0,8083)	-0,0871 (0,2079)	-0,1866 (0,4958)	-0,0018 (0,0502)	0,4269 (0,9115)	-0,1174 (0,2697)	0,0882 (0,2765)
Cons	-29,7122*** (0,4655)	4,6721*** (0,9036)	17,8267** 0,2386)	20,5503** 0,5551)	39,6142** 0,0557)	27,9202** 1,0441)	46,0843** 0,2727)	56,3296** 0,2644)
R^2	0,0935	0,0433	0,0575	0,0922	0,0911	0,0292	0,0205	0,0123

Fonte: Pnad (2011).
Elaboração das autoras.
Obs: 1. Nível de significância: *** = 1%; ** = 5% e * = 10%.
2. Desvios-padrão apresentados entre parênteses.

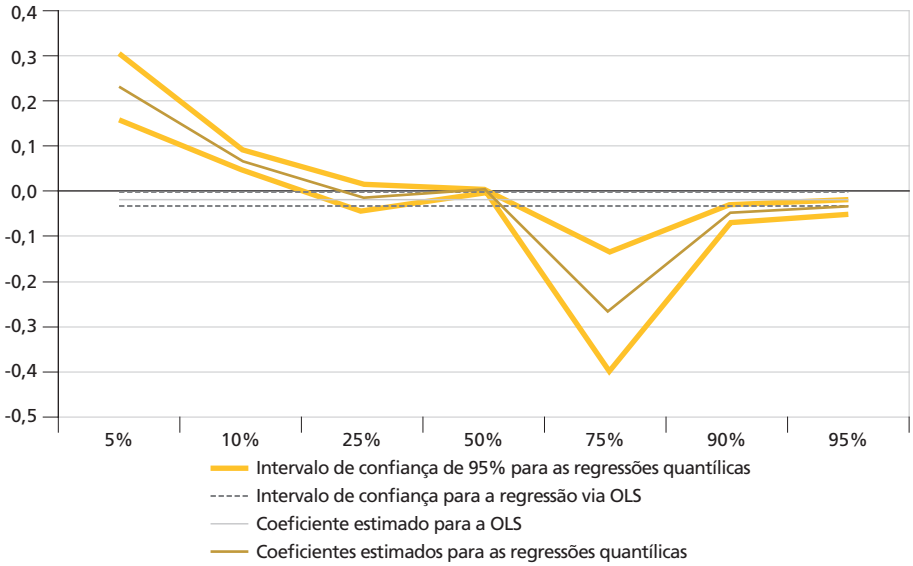
GRÁFICO 1
Coeficientes estimados com relação a interações com gênero por regressão quantílica não condicional: Brasil
1A – *Female*



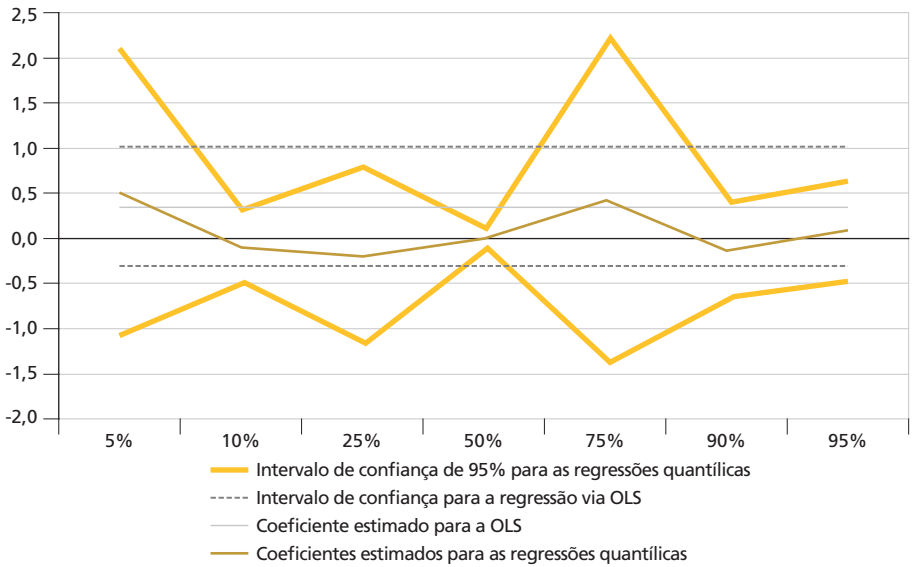
1B – *Fhhousework*



1C – *Fhrwage*



1D – *Fmarried*



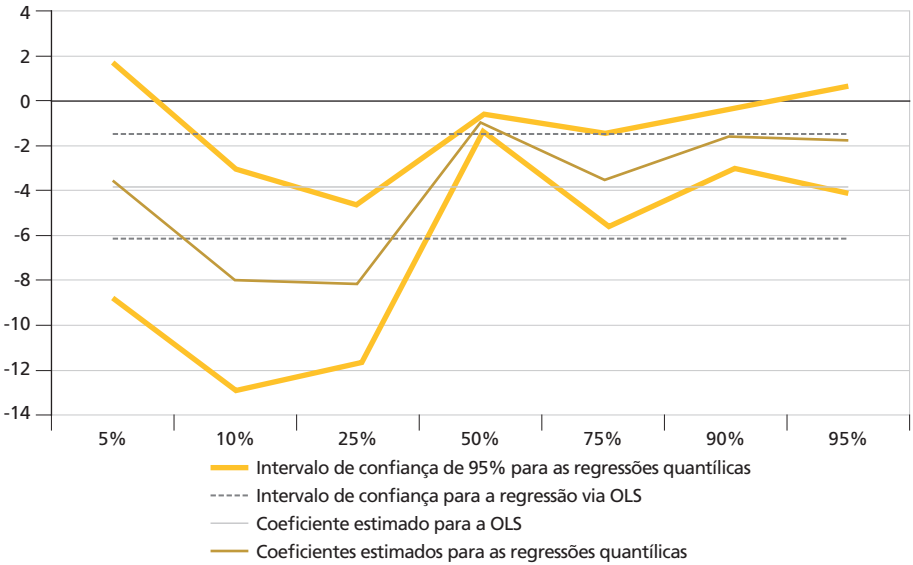
Fonte: Pnad (2011).
Elaboração das autoras.

TABELA 3
Resultados das regressões quantílicas não condicionais para os dados dos Estados Unidos

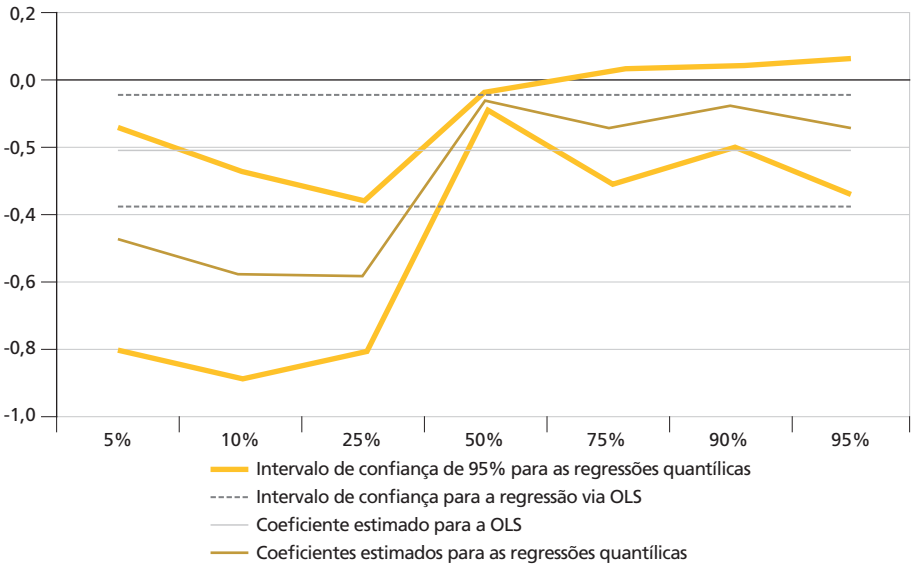
	OLS	Regressão quantílica não condicional						
		q0.05	q0.10	q0.25	q0.50	q0.75	q0.90	q0.95
Female	-3,7918*** (1,1773)	-3,558 (2,6626)	-7,9942** 2,5056)	-8,1625*** (1,7818)	-0,9730** 0,1970)	-3,5271*** (1,0624)	-1,6220* 0,7444)	-1,7416 (1,2325)
Hhousework	-0,1837*** (0,0605)	-0,1445* (0,0797)	-0,1309 (0,0872)	-0,0995 (0,0728)	-0,0083 (0,0083)	-0,0642 (0,0756)	-0,0259 (0,0566)	0,0069 (0,0980)
Fhhousework	-0,2086** (0,0839)	-0,4712* 0,1689)	-0,5798** 0,1582)	-0,5830*** (0,1156)	-0,0628** 0,0129)	-0,1404 (0,0865)	-0,0798 (0,0627)	-0,1414 (0,1046)
Age	1,6083*** (0,1177)	3,4255*** (0,3473)	3,7951*** (0,2891)	2,5871** 0,1713)	0,2723*** (0,0189)	0,6494*** (0,1021)	0,2833** 0,0706)	0,2878* 0,1131)
Agesq	-0,0186*** (0,0014)	-0,0390** 0,0039)	-0,0434** 0,0033)	-0,0294** 0,0020)	-0,0031*** (0,0002)	-0,0081*** (0,0012)	-0,0036** 0,0009)	-0,0034* 0,0014)
Hrwage	0,1273*** (0,0253)	0,0199 (0,0428)	0,0645 (0,0448)	0,1486** 0,0363)	0,0170** 0,0042)	0,1823*** (0,0297)	0,1284** 0,0216)	0,0811* 0,0374)
Fhrwage	0,2010*** (0,0468)	0,2909** 0,0950)	0,5067** 0,0969)	0,4190** 0,0771)	0,0422** 0,0086)	0,1323* 0,0472)	0,0766* 0,0335)	0,0899 (0,0556)
Married	2,7833*** (0,5390)	2,3039*** (0,7565)	3,1989*** (0,8672)	4,1416** 0,7000)	0,5277** 0,0811)	3,7092*** (0,6479)	2,3872** 0,4610)	2,7515** 0,7357)
Fmarried	-4,5029*** (0,7476)	-6,0253** 1,3875)	-9,0539*** (1,4594)	-6,5655*** (1,1124)	-0,8286*** (0,1266)	-4,0398** 0,7951)	-2,7601** 0,5543)	-3,1442** 0,8671)
Cons	5,1397** (2,3314)	-52,0323** 7,3853)	-52,0420*** (5,9574)	-17,7693** 3,3832)	35,6068*** (0,3698)	29,2267** 1,8326)	43,7584*** (1,2465)	52,7635*** (1,9609)
R^2	0,1976	0,0615	0,0930	0,1349	0,1372	0,0848	0,0643	0,00229

Fonte: Atus (2011).
Elaboração das autoras.
Obs.: 1. Nível de significância: *** = 1%; ** = 5% e * = 10%.
2. Desvios-padrão apresentados entre parênteses.

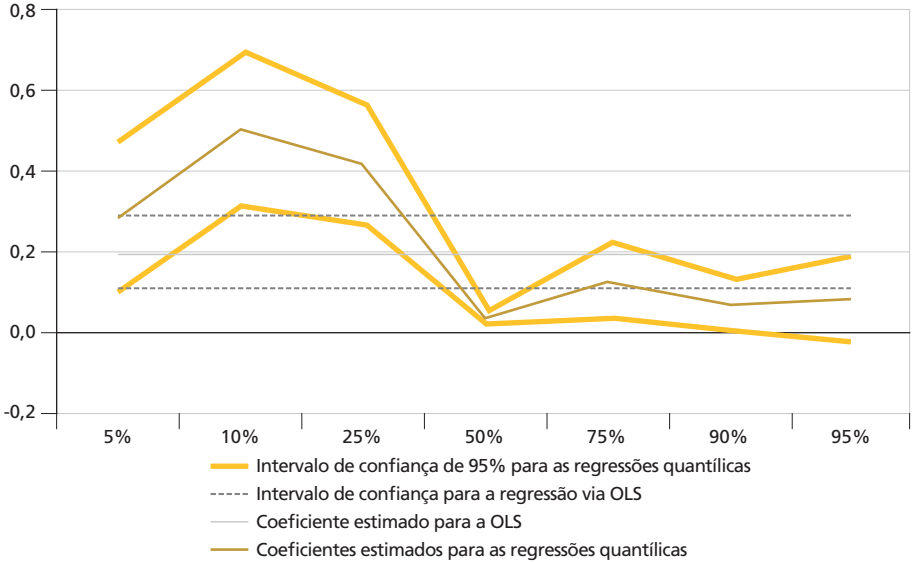
GRÁFICO 2
Coeficientes estimados com relação a interações com gênero por regressão quantílica não condicional: Estados Unidos
2A – *Female*



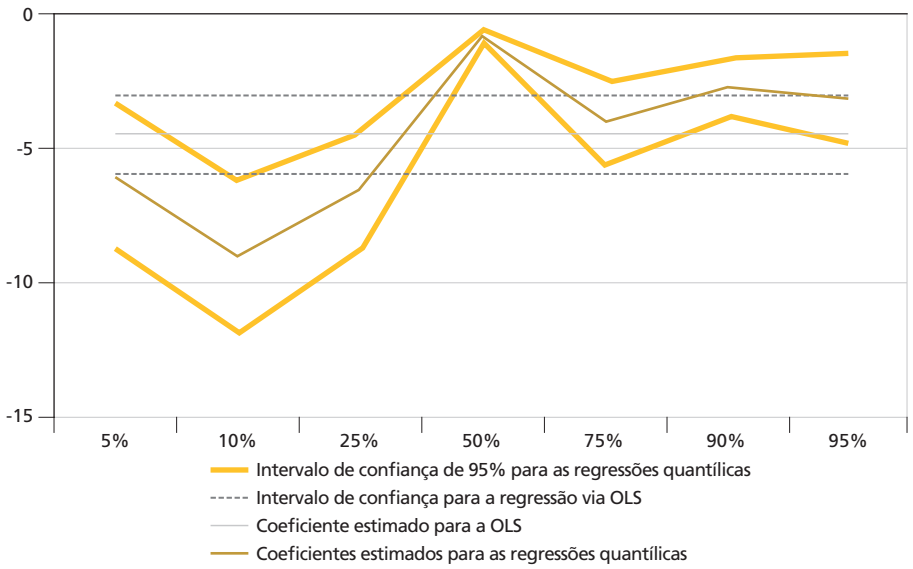
2B – *Fhousework*



2C – *Fhrwage*



2D – *Fmarried*



Fonte: Atus (2011).
Elaboração das autoras.

6 CONCLUSÕES

Desde a segunda metade do século passado, quando as mulheres entraram em ainda maior proporção no mercado de trabalho, muitas foram as mudanças ocorridas nos papéis dos gêneros. Mas, segundo Esping-Andersen (2009), isso não necessariamente significou que a sociedade tenha sido alterada de modo fundamental. Um dos motivos, como observado por West e Zimmermann (1987), seria que muitas atividades do cotidiano são utilizadas para caracterizar os gêneros e isso torna a divisão do tempo entre homens e mulheres bastante desigual.

Assim, o objetivo do presente estudo foi analisar como variáveis de uso do tempo, em conjunto com outras características do indivíduo, afetam de forma diferente as horas semanais que homens e mulheres dedicavam ao mercado de trabalho. Porém, o diferencial deste estudo foi utilizar a American Time Use Survey (2011) e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (2011) para comparar os fatores que causam a disparidade do uso do tempo entre os gêneros nos Estados Unidos e no Brasil e como eles afetam homens e mulheres desses países de formas diferentes.

Segundo esses dados, o principal fator que afeta negativamente as horas semanais no mercado de trabalho das mulheres brasileiras é o trabalho doméstico e, para as norte-americanas, é o casamento, neste caso indicando que a carga de trabalho não remunerado da mulher, bem como o seu tempo reservado para esse trabalho, aumentam com a mudança de estado civil, como evidenciado por Baxter, Hewitt e Heyes (2008).

Assim como em Baxter, Hewitt e Heyes (2008) e Brines (1994), o presente estudo encontrou fortes evidências empíricas de que o tempo dedicado ao trabalho doméstico e o indicador de estado civil, para os dados norte- americanos, afetam negativamente às mulheres, o que aponta para a existência de disparidade entre os gêneros quanto ao uso do tempo. Uma das causas dessa disparidade está nas expectativas que a sociedade impõe a cada gênero, conforme evidenciado em West e Zimmermann (1987). Trabalhos não remunerados, como trabalhos domésticos e cuidar dos filhos, eram dados como atividades inerentes ao gênero feminino, enquanto que dedicar muitas horas ao mercado de trabalho e se responsabilizar pelo sustento financeiro do lar, eram características atribuídas ao gênero masculino. Isso se reflete com casamento, como observou Baxter, Hewitt e Heyes (2008), em que, com a mudança de estado civil, os homens passam a se dedicar mais ao mercado de trabalho, enquanto que o inverso ocorre com as mulheres.

Uma das limitações deste trabalho é a de não ter analisado os casais conjuntamente. Para esse estudo, analisou-se de maneira separada homens e mulheres, independentemente de serem casados ou não entre si. Uma análise que tome como unidade decisória a família e a consequente análise dos casais abriria a possibilidade, não somente de se observar como o trabalho doméstico afetaria o uso do tempo dos indivíduos, mas também o modo como a proporção de trabalho doméstico e tempo dedicado a cuidar dos filhos é dividido entre esposas e maridos.

Assim, estudos futuros poderão aprofundar o tema sobre disparidade na divisão e no uso do tempo entre os gêneros, analisando como os casais dividem a proporção de trabalho não remunerado, bem como se utilizarem de diferentes abordagens econométricas, que possibilitem a observação dos efeitos das variáveis ao longo do tempo e sobre as gerações, numa modelagem de painéis, por exemplo, ou a implementação de um modelo de Oaxaca (1973) com relação às estimativas de regressões quantílicas não condicionadas. Tal modelagem poderia oferecer novos parâmetros para o desenvolvimento de políticas públicas que visam combater a desigualdade de gêneros, assim como fornecer variáveis de medida da eficiência dessas políticas, auxiliando nos ajustes destas ao longo do tempo.

REFERÊNCIAS

ALBANESI, S.; OLIVETTI, C. Home production, market production and the gender wage gap: incentives and expectations. **Review of Economic Dyanamics**, Minnesota, v. 12, issue 1, p. 80-107, Jan. 2009.

ARABSHEIBANI, G. R.; CARNEIRO, F. G.; HENLEY, A. Gender wage differentials in Brazil: trends over a turbulent era. **Policy Research Working Paper Series** 3148, The World Bank, 2003.

ARELLANO, M.; BONHOMME, S. Sample selection in quantile regression. *In*: KOENKER, R. *et al*. (Eds.). **Handbook Of Quantile Regression**. 2017. Disponível em: <https://goo.gl/LxoVfi>. Acesso em: 4 jan. 2017.

BASU, K. Gender and say: a model of household behavior with implications for intra-household inequality and poverty. **Conference Paper**. The Many Dimensions of Poverty. Brazil, Brasília. Aug. 2005.

BAXTER, J.; HEWITT, B.; HAYNES, M. Life course transitions and housework: marriage, parenthood and time on housework. **Journal of Marriage and the Family**, v. 70, issue 2, p. 259-272, May 2008.

BECKER, G. S. A theory of marriage: Part I. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 81, n. 4, p. 813-846, July-Aug., 1973.

BIANCHI, S. M. *et al*. Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. **Social Forces**, Oxford, v. 79, n. 1, p.191-228, 2000.

BLUMBERG, R. L. A general theory of gender stratification. **Sociological Theory**, San Diego, v. 2, p. 23-101, 1984.

BRINES, J. Economic dependency, gender, and the division of labor at home. **American Journal of Sociology**, v. 100, n. 3, p. 652-688, Nov. 1994.

BROWNING, M.; CHIAPPPORI, P.-A.; LECHENE, V. Collective and unitary models: a clarification. **Rev. Econ, Household**, v. 4, issue 1, p. 5-14, Mar. 2006.

BROWNING, M.; CHIAPPORI, P.-A.; WEISS, Y. **Economics of The Family**. Cambridge University Press, New York, NY, 2014.

BUREAU OF LABOR STATISTICS. **American Time Use Survey 2011**. Disponível em: <https://goo.gl/8QmyLu>. Acesso em: 11 out. 2017.

CARLSON, D. L.; LYNCH, J. L. Housework: cause and consequence of gender ideology? **Social Science Research**, v. 42, issue 6, p. 1505-1518, 2013.

CHIAPPORI, P. **Journal of Political Economy**. v. 100, n. 3, 1992.

COVERMAN, S. Explaining Husband's Participation in Domestic Labor. **Sociological Quarterly**, v. 26, n. 1, p. 81-97, 1985.

CUNNINGHAM, M. Influences of gender ideology and housework allocation on women's employment over the life course. **Soc Sci Res**., v. 37, n. 1, p. 254-267, 2007.

DESSING, M. Labor Supply, the family and poverty: the S-shaped labor supply curve. **Journal of Economic Behavior and Organization**, v. 49, n. 4, p. 433-458, Dec. 2002.

EIDE, E.; SHOWALTER, M. H. The effect of school quality on student performance: a quantile regression approach. **Economics Letters**, v. 58, n. 3, p. 345-350, 1998.

ESPING-ANDERSEN, G. **The incomplete revolution**: adapting to women's new roles. Cambridge: Polity Press, 2009. 214 p.

FERBER, M. A.; BIRNBAUM, B. G. The New Home Economics: retrospects and prospects. **Journal of Consumer Research**, v. 4, n. 1, p. 19-29, 1977.

_____. Housework: priceless or valueless? **Review of Income and Wealth**, series 28, n. 4, p. 387-400, 1980.

FERBER, M. A.; GREEN, C. A. Career or family: what choices do college women have? **Journal of Labor Research**, v. 24, n. 1, p. 143-151, 2003.

FERNANDES, M. M.; SCORZAFAVE, L. G. Estimação da oferta de trabalho com modelos de racionalidade coletiva: uma aplicação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, ago. 2009.

FERRER, H.; DARDIS, R. Determinants of household expenditures for services. **Journal of Consumer Research**, v. 17, issue 4, p. 385-397, 1991.

FIRPO, S.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Unconditional Quantile Regressions. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 953-973, 2009.

FONTOURA, N. O.; GONZALEZ, R. **Aumento da participação de mulheres no mercado de trabalho**: mudança ou reprodução da desigualdade? Ipea, 2009. (Nota Técnica, n. 41).

GEIST, C.; COHEN, P. N. Headed toward equality? Housework change in comparative perspective. **Journal of Marriage and Family**, v. 73, issue 4, p. 832-844, 2011.

GREEN, C. A.; FERBER, M. A. The long-term impact of labor market interruptions: how crucial is timing? **Review of Social Economy**, v. 66, n. 3, 2008.

GUPTA, S. The effects of transitions in marital status on men›s performance of housework. **Journal of Marriage and Family**, v. 61, n. 3, p. 700-711, 1999.

GUPTA, S. *et al.* Economic inequality and housework. *In:* TREAS, J. D. S. **Dividing the domestic**: men, women, & household work in cross-national perspective. Palo Alto: Stanford University Press, 2010.

HECKMAN, J. J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *In*: Annals of Economic and Social Measurement, **NBER Chapters**, v. 5, n. 4, p. 475-492, National Bureau of Economic Research, Inc. 1976.

HECKMAN, J. J. What has been learned about labor supply in the past twenty years? **American Economic Review**, v. 83, n. 2, p. 116-121, May 1993.

HERSCH, J.; STRATTON, L. S. Housework, Fixed Effects, and Wages of Married Workers Journal of Human Resources, **University of Wisconsin Press**, v. 32, n. 2, p. 285-307, 1997.

HOCHSCHILD, A. R.; MACHUNG, A. **The second shift**: working parents and the revolution at home. Viking Penguin, 1989. 352 p.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio**, 2011. Disponível em: <https://goo.gl/cYgN9Y>. Acesso em: 11 out. 2017.

KAUFMAN, B.; HOTCHKISS, J. **The Economics of Labor Markets**. 7th ed., Thomson South-Western, Mason, OH, USA, 2006.

KATZ, E. The intra-household economics of voice and exit. **Feminist Economics**, v. 3, issue 3, 1977.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile regression an introduction. Version: May 31, 2001. Disponível em: <https://goo.gl/Me63F7>. Acesso em: 11 out. 2017.

LUNDBERG, S.; POLLAK, R. Separate spheres bargaining and the marriage market. **Journal of Political Economy**, v. 101, n. 6, p. 988-1010, 1993.

MADALOZZO, R.; MARTINS S. R; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? **Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 18, n. 2, p. 547-566, maio-ago. 2010.

MADALOZZO, R.; BLOFIELD, M. Como as famílias de baixa renda em São Paulo conciliam trabalho e família? **Estudos Feministas**, Florianópolis, v. 25, n. 1, p. 211-236, 2017.

MANSER, M.; BROWN, M. Marriage and household decision-making: a bargain analysis. **International Economic Review**, v. 21, n. 1, p. 31-44, 1980.

MINCER, J.; POLACHEK, S. Family investment in human capital: earnings of women. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 82, n. 2, p. 76-108, 1974.

NAKAMURA, T.; MURAYAMA, Y. A complete characterization of the inverted s-shaped labor supply curve. **Metroeconomica**, v. 61, n. 4, p. 665-675, 2009.

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

PUHANI, P. The heckman correction for sample selection and its critique. **Journal of Economic Surveys**, v. 14, issue 1, p. 53-68, Feb. 2000.

QUEIROZ, V. S.; ARAGÓN, J. A. Alocação do tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 4, p. 787-819, out.-dez. 2015.

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

RENDALL, M. Structural change in developing countries: has it decreased gender inequality? ECON - **Working Papers**, v. 77, Department of Economics – University of Zurich, 2012.

SCHIEBINGER, L.; GILMARTIN, S. K. Housework is an academic issue. **Academe**, v. 96, n. 1, p. 39-44, 2010.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A evolução da participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 28., 2000, Campinas, São Paulo. **Anais**... Campinas: Anpec, 2000.

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

SOARES, C.; SABOIA, A. L. **Tempo, trabalho e afazeres domésticos**: um estudo com base nos dados da pesquisa nacional por amostra a domicílios de 2001 e 2005. MP;IBGE: 2007. (Textos Para Discussão, n. 21).

SOUTH, S. J.; SPITZE, G. Housework in marital and nonmarital households. **American Sociological Review**, v. 59, issue 3, p. 327-347, June 1994.

TREAS, J.; RUIJTER, E. Earnings and expenditures in household services in cohabitations unions. **Journal of Marriage and Family**, n. 70, issue 3, p. 796-805, 2008.

TREAS, J.; DROBNIC, S. **Dividing the domestic**: men, women, and household work in cross-national perspective. Stanford University Press, 2010.

TWIGGS, J. E.; MCQUILLAN, J.; FEREE, M. M. Meaning and measurement: reconceptualizing measures of the division of household labor. **Sociology Department, Faculty Publications**, Paper 32, 1999.

WEST, C.; ZIMMERMAN, D. H. Doing gender. **Gender and Society**, v. 1, n. 2, p. 125-151, 1987.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd. ed. Massachusetts: MIT Press, 2010.

UMA DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDIMENTOS ENTRE TRABALHO FORMAL E POR CONTA PRÓPRIA NO BRASIL (2000-2010): EVIDÊNCIAS A PARTIR DE REGRESSÕES QUANTÍLICAS

Francieli Tonet Maciel[1]
Ana Maria Hermeto C. de Oliveira[2]

Este trabalho examina os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria sobre a desigualdade de rendimentos entre 2000 e 2010, separadamente por gênero. Utilizam-se os microdados dos *Censos demográficos* e o método de Machado e Mata para a decomposição dos diferenciais a partir de regressões quantílicas, com correção de seleção amostral. Para homens e mulheres, verifica-se um aumento dos diferenciais na base da distribuição de rendimentos, em razão do efeito de segmentação, sugerindo uma valorização relativa do trabalho formal. Contudo, observa-se uma redução progressiva dos diferenciais a partir do 25º quantil, devida ao efeito de composição, que também é amenizado pela maior valorização relativa do trabalho por conta própria no topo da distribuição de rendimentos. Ademais, há diferenças importantes por gênero quanto ao nível e variação desses componentes no período e ao longo da distribuição de rendimentos.

Palavras-chave: trabalho por conta própria; diferenciais de rendimentos; decomposição; regressão quantílica; viés de seleção.

JEL: J31; J46.

AN INEQUALITY DECOMPOSITION BETWEEN FORMAL EMPLOYMENT AND SELF-EMPLOYMENT IN BRAZIL (2000-2010): EVIDENCES FROM QUANTILE REGRESSIONS

This paper examines the effects of changes in the relative composition and segmentation between formal employment and self-employment on earnings inequality between 2000 and 2010, separately by gender. We use microdata from Demographic Census and the method of Machado and Mata for the decomposition of differentials, from the quantile regressions with correction of sample selection. For men and women, there is an increase in the differential at the bottom of the earnings distribution, due to the segmentation effect, suggesting a relative appreciation of the formal employment. However, there is a progressive reduction in the differentials, from the 25º quantile, due to the composition effect, which is also mitigated by greater relative appreciation of the self-employment at the top of the distribution. Furthermore, there are important differences by gender in the level and variation of these components in the period and along the earnings distribution.

Keywords: self-employment; earnings differential; decomposition; quantile regression; selection bias.

1. Professora substituta do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (Face/UFMG). *E-mail*: <francieli.tonet@gmail.com>.

2. Professora-associada do Departamento de Ciências Econômicas da Face/UFMG. *E-mail*: <ahermeto@cedeplar.ufmg.br>.

1 INTRODUÇÃO

A literatura a respeito da dinâmica da informalidade do mercado de trabalho é vasta e abrange uma diversidade de abordagens teóricas e conceituais em razão da complexidade das relações estabelecidas entre economia formal e informal. Embora a informalidade constitua um fenômeno estruturalmente característico de economias emergentes e em desenvolvimento, ela também ganha importância global em diferentes contextos, mesmo nas economias com mercados de trabalho estruturados, dado o processo de desenvolvimento do capitalismo, renovando o interesse e fomentando um debate contínuo sobre o tema.

No âmbito da teoria econômica, a literatura relativa à informalidade remete à teoria do mercado de trabalho dual (Doeringer e Piore, 1971; Piore, 1972; Reich, Gordon e Edwards, 1973; Vietorisz e Harrison, 1973). Esta teoria é o ponto de partida dos estudos que consideram a hipótese de segmentação para explicar os diferenciais de salários entre os setores formal e informal da economia, sobretudo para a literatura no contexto dos países em desenvolvimento. Embora existam diferenciações acerca do que se entende por segmentação, a hipótese central é a de que existem retornos distintos ao capital humano,[3] ou seja, os mecanismos de determinação dos salários variam segundo o segmento do mercado de trabalho, e de que há racionamento dos postos de trabalho no setor formal.

Contudo, a primeira aparição do termo "setor informal" em um documento oficial foi no relatório da missão global de emprego para o Quênia, realizado pela Organização Internacional do Trabalho (OIT) em 1972. Os estudos da OIT, combinados ao trabalho de Hart (1973), abriram espaço para a análise do setor informal através de distintas abordagens teóricas, gerando diferentes interpretações.

Na América Latina, em especial, destacam-se as contribuições de Souza e Tokman (1976), Tokman (1977), e Souza (1980), segundo as quais o setor informal se origina como consequência do excedente da força de trabalho não ocupada pelo setor formal, bem como as abordagens de Gerry (1978) e Moser (1980) que se diferenciam, basicamente, por partirem da análise dos mecanismos históricos pelos quais a relação entre o setor formal e o informal se estabelecem.

Nos anos 1980, em um contexto de crescente importância das atividades informais em diferentes conjunturas econômicas e sociais, destaca-se a contribuição de Portes, Castells e Benton (1989), que incide sobre a análise da redefinição das relações de produção através da articulação de atividades formais e informais, em razão de uma descentralização e da busca de maior flexibilidade da produção

3. Entre os teóricos do capital humano, destacam-se Schultz (1961; 1973), Becker (1964), Becker e Chiswick (1966), Ben-Porath (1967), e Mincer (1974) em seu artigo seminal que formalizou teoricamente a derivação da equação de rendimentos, extensamente utilizada na literatura que relaciona a distribuição de rendimento ao capital humano.

por meio da intensificação das relações de subcontratação, principalmente nos países desenvolvidos.

Do ponto de vista da estratégia ocupacional, há ainda a abordagem que se refere à informalidade como "voluntária" (Fields, 1990; Maloney, 1998). Esta se assemelha, em certa medida, à abordagem legalista (De Soto *et al*., 1986), ao considerar o custo de oportunidade de trabalhar informalmente, e que parte do setor informal seria, portanto, um reflexo da alocação eficiente do trabalho, refletindo uma escolha voluntária do trabalhador.

Trinta anos após a introdução do conceito de "setor informal" e dos debates subsequentes, dadas as diferentes perspectivas analíticas que se desenvolveram, a 90ª Conferência Internacional do Trabalho, realizada pela OIT em 2002, aprova um novo conceito, o de "economia informal". Diante do crescente processo de precarização do trabalho que se observou a partir de meados de 1980, o termo "setor informal" tornava-se, então, inadequado, se não ilusório, para refletir esses aspectos dinâmicos, heterogêneos e complexos de um fenômeno que não é, de fato, um "setor", no sentido de um grupo específico da indústria ou atividade econômica (OIT, 2002).

O termo "economia informal" passou a abranger um grupo diversificado de trabalhadores e empresas, que operam informalmente. Eles diferem em termos do tipo de unidade de produção (abordagem da empresa) e do tipo de posição na ocupação (abordagem do trabalho), e têm como característica comum o não reconhecimento no âmbito dos marcos regulatório e legal, ou nos termos da OIT, os "*deficit* de trabalho decente". Além de constituírem trabalhadores e empresas caracterizados por alto grau de vulnerabilidade.

Cacciamali (2000) denomina esse processo de mudanças estruturais, onde são redefinidas as relações de produção e, por conseguinte, de inserção ocupacional, como "processo de informalidade". Esse processo deve ser associado às diferentes formas de inserção do trabalho, sejam elas, novas, recriadas ou ampliadas. Na concepção da autora, no contexto da América Latina da década de 1990, decorrem de tal processo dois fenômenos associados ao mercado de trabalho. O primeiro diz respeito a reorganização do trabalho assalariado, ou seja, à reformatação das relações e contratos de trabalho no setor formal da economia. O segundo, por sua vez, refere-se ao "auto emprego" e outras estratégias de sobrevivência.

No mercado de trabalho brasileiro, o trabalho por conta própria constitui a forma usual de inserção na informalidade, cuja lógica de atuação se dá, estruturalmente, pela estratégia de sobrevivência, principalmente, pela escassez de emprego formal em conformidade com as características da força de trabalho. Contudo, com o processo de informalização intensificado nos anos 1990, o trabalho por conta própria passou a constituir um conjunto heterogêneo de trabalhadores (Cacciamali, 2000).

Como destacam Ramos e Reis (1997) e Ramos e Britto (2004), houve uma mudança no perfil dos trabalhadores por conta própria em razão, em parte, da migração de trabalhadores com maior grau de qualificação do setor formal para essa condição.

Dessa maneira, no âmbito da heterogeneidade ocupacional brasileira, o trabalho por conta própria pode se constituir tanto numa alternativa à escassez do emprego formal como em uma escolha por parte do trabalhador, seja em razão das vantagens de remuneração relativamente ao trabalho formal, dadas suas habilidades, ou dos benefícios e aspectos não pecuniários, como maior flexibilidade e autonomia. Pode ser definido, portanto, como uma estratégia ocupacional, seja pelo fator sobrevivência ou pelo fator escolha.

Partindo da abordagem das relações de trabalho, o presente estudo entende que o conceito de informalidade, em especial no que se refere ao mercado de trabalho brasileiro, compreende diferentes tipos de inserção do trabalho, não pelas semelhanças entre eles, mas pelo distanciamento que mantém das relações de assalariamento e contratos permanentes de trabalho e, portanto, abrange outras categorias de ocupação além do trabalho por conta própria. Contudo, por constituírem formas distintas de inserção da força de trabalho, uma análise conjunta de tais categorias pode negligenciar suas particularidades. Nesse sentido, a ênfase particularmente na análise do trabalho por conta própria aqui proposta, parte da percepção da inserção na informalidade como uma estratégia ocupacional.

Em movimento contrário ao observado nos anos 1990, a última década foi marcada por um crescimento expressivo do emprego acompanhado por uma menor incidência do trabalho informal no Brasil. Conforme dados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010, a taxa de participação do trabalho por conta própria apresentou uma redução de 23,55% para 16,86% do total da ocupação. Essa queda está associada ao crescimento do emprego formal que respondeu por 86% do aumento da taxa de ocupação no período. Além disso, fatores como o aumento da participação feminina no mercado de trabalho, do grau de escolaridade e de alterações na estrutura etária da população, provocaram mudanças de perfil na força de trabalho.

Nesse contexto, emergem questões relacionadas ao papel dessas mudanças na demanda e oferta de trabalho sobre a desigualdade entre trabalho formal e por conta própria na década de 2000. Teria ocorrido uma diminuição das diferenças quanto aos mecanismos de determinação dos rendimentos, ou seja, quanto à segmentação entre ocupação formal e conta-própria? Haveria uma mudança na composição relativa entre os grupos suficiente para reduzir a desigualdade entre eles? Seria o peso desses fatores distinto e, portanto, os efeitos de suas mudanças divergentes entre os trabalhadores nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos? Seriam essas mudanças mais significativas para o trabalho feminino ou masculino?

Mudanças em fatores institucionais, como no poder de barganha dos sindicatos ou no salário mínimo podem aumentar a segmentação no mercado de trabalho em razão de maiores retornos relativos ao emprego formal e, portanto, provocar um aumento da desigualdade entre trabalho formal e por conta própria, no último caso principalmente entre os trabalhadores nos estratos de renda mais baixos. Por outro lado, argumenta-se que, se a valorização do salário mínimo tem efeito sobre os rendimentos dos trabalhadores por conta própria, então haveria uma redução da desigualdade.

Alterações de perfil da força de trabalho associadas ao aumento da escolaridade, por exemplo, reduz a desigualdade na medida que diminui a heterogeneidade entre os trabalhadores formais e por conta própria, contudo, se estes forem mais heterogêneos nos estratos mais altos do que nos mais baixos, essa mudança de composição tem maior efeito sobre os trabalhadores no topo do que na base da distribuição dos rendimentos.

Nesse sentido, o objetivo do presente trabalho é analisar os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria, na década de 2000, sobre os diferenciais de rendimentos entre os grupos no Brasil. Para tanto, utiliza-se o método de decomposição de Machado e Mata (2005), que permite verificar quanto da variação na desigualdade é devida às mudanças nas características observáveis dos trabalhadores e quanto se deve às mudanças associadas aos retornos a essas características, ao longo de toda a distribuição de rendimentos. Além disso, considera-se fundamental a desagregação da análise por gênero, na medida que há diferenças quanto à participação feminina e masculina no mercado de trabalho.

Dessa maneira, este estudo visa contribuir para o preenchimento de algumas lacunas na literatura nacional sobre o tema, elucidando os aspectos referentes às diferenças ao longo da distribuição de rendimentos e às diferenças por gênero quanto à inserção entre trabalho formal e por conta própria. Ademais, busca-se avançar quanto ao procedimento adotado para a correção de seleção amostral no contexto de regressão quantílica, a partir do uso de um modelo *logit* multinomial para a estimação da equação de seleção, bem como no que se refere à utilização dos microdados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010.

Dessa maneira, além dessa introdução, este estudo se encontra estruturado em mais quatro seções. Na primeira, realiza-se uma breve revisão da literatura empírica sobre o tema. Na segunda, apresentam-se algumas estatísticas descritivas e são demonstrados os procedimentos metodológicos adotados. A terceira seção se destina a apresentação e discussão dos resultados encontrados. E por fim, na quarta seção, são tecidas algumas considerações finais.

2 CONTEXTO EMPÍRICO

As evidências empíricas acerca da informalidade do trabalho para diferentes economias e contextos corroboram com as distintas perspectivas teóricas pela qual ela é observada. Do ponto de vista dos estudos que tem como ponto de partida a abordagem dualista da estrutura produtiva, os estudos de Souza (1980), Uthoff (1983) e de Dickens e Lang (1985) encontram evidências de segmentação entre setor formal e informal em razão dos diferenciais de rendimentos associados aos retornos distintos ao capital humano e da existência de uma "fila de por emprego" no setor formal.

Por outro lado, Maloney (1999) refuta a hipótese de que há uma "fila por emprego" no setor formal da economia mexicana. O autor encontra evidências de que há um alto nível de mobilidade entre os setores, sugerindo que não há um mercado de trabalho rígido ou segmentado ao longo da divisão formal-informal. Em trabalho posterior, Bosch e Maloney (2007) analisando a dinâmica do trabalho no Brasil, Argentina e México para os anos 1990, concluem que as transições em direção ao trabalho por conta própria (*self-employment*) são voluntárias, enquanto que os fluxos de entrada no emprego assalariado informal aparentam ser o resultado da ausência de melhores alternativas de emprego, ou seja, o comportamento do emprego informal se aproximaria da visão de "fila" ou "racionamento" no setor formal.

Do ponto de vista da análise dos diferenciais de rendimentos, Arias (2007) encontra resultados semelhantes para Argentina, Bolívia e República Dominicana, contudo, as motivações se mostram distintas nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos. As evidências sugerem que apenas os trabalhadores "*self-employeds*" que se encontram nos estratos de renda mais altos têm motivações voluntárias para participação na economia informal, enquanto os empregados assalariados informais tendem a ser excluídos de empregos mais desejáveis na economia formal.

No contexto dos países mais avançados é comum os estudos que examinam os fluxos de entrada e saída no trabalho por conta própria. O trabalho de Blanchflower (2000), para países da OECD, mostra que a probabilidade de entrada é maior entre os homens, para aqueles com menor grau de escolaridade e que aumenta com a idade. Taylor (2004) encontra evidências para a Grã-Bretanha de que gênero, ocupação dos pais e horas de trabalho são aspectos importantes da entrada, enquanto que gênero, idade, ocupação e duração na ocupação surgem como determinantes de saída. Os estudos de Henley (2004) para a Grã-Bretanha, de Parker e Robson (2004) para países da OECD, e de Taylor (2011) para alguns países da União Europeia, apontam também para um considerável grau de persistência no trabalho por conta própria (*self-employment*).

Na literatura nacional não há um consenso quanto a existência ou não de segmentação no mercado de trabalho. Grande parte dos estudos associa o conceito de informalidade à relação de trabalho em que se diferencia trabalhador formal de informal pela posse de carteira assinada, sendo poucos os estudos que levam em consideração a heterogeneidade quanto aos tipos de inserção informal, tratando especificamente do trabalho por conta própria. O trabalho de Curi e Menezes-Filho (2006) sugere uma baixa segmentação do mercado de trabalho brasileiro, uma vez que encontra evidências de uma redução significativa dos diferenciais de rendimentos entre o setor formal e o trabalho por conta própria para o período de 1984 a 2001.

Os trabalhos de Fontes e Pero (2008) e Fontes (2009), por outro lado, apresentam evidências contrárias para o período de 2002 a 2007, na medida em que os resultados indicam um aumento dos diferenciais de rendimentos no que se refere às transições entre emprego formal e informal, ou seja, quanto aos ganhos relativos à transição do emprego informal para o formal e às perdas no sentido inverso, especialmente para os trabalhadores por conta própria de baixa escolaridade que parecem sofrer barreiras à entrado no emprego formal, corroborando com a hipótese de segmentação.

A partir do uso de métodos de decomposição dos diferenciais de rendimento, o estudo de Ulyssea (2007) aponta evidências de segmentação, tanto para o emprego sem carteira como para o trabalho por conta própria, para o período de 1995-2005, enquanto Machado, Oliveira e Antigo (2007) sugerem segmentação apenas com relação aos trabalhadores localizados nos quantis inferiores da distribuição de rendimentos em razão da variação no diferencial relativo aos retornos para o período de 2000-2005. Contudo, no último caso, as autoras analisam empregados sem carteira e trabalhadores por conta própria conjuntamente.

A ausência de consenso na literatura nacional quanto à presença ou não de segmentação no mercado de trabalho se deve, em parte, à diferenciação com relação ao conceito de trabalho informal bem como aos métodos utilizados, mas reflete principalmente a própria heterogeneidade estrutural do mercado de trabalho brasileiro, tanto com relação à força de trabalho como aos diferentes segmentos da economia. Isto é, as desigualdades podem estar relacionadas tanto às características da oferta como da demanda por trabalho, o que no caso brasileiro torna as relações formais-informais ainda mais complexas.

Embora alguns estudos apresentem avanços com relação ao uso de métodos de decomposição que permitem captar os diferenciais quanto ao papel de ambas as dimensões (oferta e demanda) sobre a determinação da renda entre trabalho formal e informal, há limitações no que se refere aos efeitos das mudanças nesses componentes sobre os diferenciais de rendimentos ao longo da distribuição e

quanto à desagregação da análise por gênero,[4] especialmente em um contexto de importantes transformações no mercado de trabalho brasileiro, como o da década de 2000.

Nesse sentido, o presente trabalho visa contribuir para um melhor entendimento acerca dessas mudanças, elucidando os aspectos referentes às diferenças ao longo da distribuição de rendimentos, por meio do uso do método de Machado e Mata (2005), e às diferenças por gênero quanto à inserção no mercado de trabalho brasileiro. Ademais, busca-se avançar quanto ao procedimento de correção para a seleção amostral no contexto de regressão quantílica, a partir do uso de um modelo *logit* multinomial para a decisão de participação no mercado de trabalho, ainda pouco explorado na literatura.

3 METODOLOGIA

3.1 Estatísticas descritivas

A base de dados utilizada no presente trabalho consiste dos microdados dos *Censos demográficos* referentes aos anos de 2000 e 2010, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O Censo Demográfico reporta as características socioeconômicas e demográficas da população ocupada em todo o território nacional, a um nível geográfico mais desagregado com relação às outras pesquisas domiciliares, abrangendo até os municípios, o que permite um retrato mais completo do comportamento do mercado de trabalho em termos das mudanças na desigualdade entre trabalho formal e por conta própria para o período proposto.

São utilizados os dados referentes à População Economicamente Ativa (PEA), ocupada em atividades não agrícolas e remuneradas, e residente nos setores urbanos do País, cuja idade varie entre 25 e 59 anos. O trabalho por conta própria abrange os indivíduos que trabalham em seu próprio negócio e sem ter empregado, excluindo os profissionais liberais, uma vez que se considera a forma tradicional do segmento por conta própria, usualmente caracterizado como trabalho informal.[5] O trabalho formal, por sua vez, compreende os empregados assalariados com carteira de trabalho assinada (domésticos e não domésticos) e os funcionários públicos e estatutários.

4. Entre os trabalhos que realizam a decomposição para as mudanças na primeira metade da década de 2000, no trabalho de Ulyssea (2007) a decomposição é realizada apenas para a média dos rendimentos, enquanto que com relação ao trabalho de Machado, Oliveira e Antigo (2007), embora se considere os diferenciais ao longo da distribuição dos rendimentos, utiliza-se um método de decomposição para a média. Em ambos os casos a análise não é desagregada por gênero.

5. Por tratar-se de profissionais que atuam em áreas de uso intensivo de conhecimento, os profissionais liberais, normalmente, não são considerados informais na literatura nacional. Para exemplo, ver Cacciamali (2000).

Entre 2000 e 2010 a taxa de participação do trabalho por conta própria no total da ocupação apresentou uma redução em torno de 28%, passando de 23,55% para 16,86% dos ocupados. Entre as mulheres essa parcela passou de 17,47% para 12,90% (-26%), enquanto que entre os homens a redução foi de 27,93% para 20,15% (-28%). Esta queda pode ser associada à expansão do emprego formal que respondeu por cerca de 86% do crescimento da taxa de ocupação no período.[6]

No que se refere à composição da amostra, para trabalhadores formais e por conta própria, a tabela 1 apresenta a descrição segundo as características de ambos os grupos e segundo o sexo. Para ambos os grupos, tanto para o trabalho feminino como para o masculino, houve um aumento da idade média dos trabalhadores e da proporção de negros e pardos, em decorrência do aumento da participação desses grupos no total da ocupação. Tanto entre as mulheres como entre os homens, a escolaridade é maior para o emprego formal do que para o trabalho por conta própria, contudo, com relação à média para o período, o grau de escolaridade para o último cresceu mais do que para o primeiro.

Tanto em 2000 como em 2010, parte significativa das mulheres ocupadas formalmente (mais de 70%) se concentrava, por ordem de importância, nos setores de Serviços Sociais, Serviços Pessoais e Serviços Distributivos. Já as trabalhadoras por conta própria se concentravam, predominantemente, cerca de 90% em ambos os anos, nos Serviços Distributivos, Serviços Pessoais e na Indústria Tradicional. Entre os homens ocupados formalmente, destacam-se no período os setores de Serviços Distributivos e Serviços Produtivos. Enquanto que os empregados informais se concentram, majoritariamente, nos Serviços Distributivos e na Construção Civil.

6. A taxa de ocupação se refere à proporção de trabalhadores formais, empregados sem carteira assinada e trabalhadores por conta própria sobre o total da população urbana ocupada (em atividade não agrícolas e remuneradas) e não ocupada, com idade entre 25 e 59 anos, que passou de 86,24% em 2000 para 93,06% em 2010.

TABELA 1
Média do rendimento/hora e composição da amostra, trabalho formal e conta-própria no Brasil[1] (2000-2010)
(Em %)

	Mulheres						Homens					
	Formal		Conta-própria		**Total**		Formal		Conta-própria		**Total**	
	2000	2010	2000	2010	**2000**	**2010**	2000	2010	2000	2010	**2000**	**2010**
Rendimento/hora	5,93	7,22	4,85	6,14	**4,97**	**6,32**	7,24	8,52	5,87	6,90	**6,34**	**7,68**
Idade	37,74	38,62	40,12	41,21	**38,09**	**39,05**	37,41	38,28	40,03	41,65	**38,12**	**39,00**
Cor/raça												
Brancos	63,31	57,71	58,98	52,04	**59,66**	**53,71**	58,42	51,93	56,57	49,31	**56,93**	**50,25**
Pretos	6,55	7,87	5,43	7,14	**6,82**	**8,27**	7,37	9,57	6,13	8,42	**7,10**	**9,47**
Pardos	30,14	34,42	35,59	40,82	**33,52**	**38,02**	34,21	38,50	37,30	42,27	**35,97**	**40,27**
Anos de estudo												
Menos de 1 ano	2,63	1,71	5,73	4,54	**4,38**	**3,28**	4,08	3,50	8,13	9,37	**5,21**	**4,92**
De 1 a 3 anos	7,34	2,21	13,27	4,48	**10,82**	**3,17**	10,70	3,22	17,60	6,93	**13,12**	**4,05**
De 4 a 7 anos	21,73	8,21	34,11	16,07	**27,83**	**11,41**	30,28	12,38	38,66	21,77	**33,88**	**15,13**
De 8 a 10 anos	14,23	16,31	19,50	25,96	**15,37**	**19,05**	18,27	21,24	16,61	26,10	**17,88**	**22,66**
De 11 a 14 anos	36,15	44,88	23,97	42,12	**29,48**	**42,41**	26,57	44,62	16,58	31,56	**22,69**	**41,06**
15 ou mais	17,91	26,68	3,42	6,81	**12,12**	**20,68**	10,10	15,03	2,43	4,27	**7,22**	**12,17**
Setor de atividade												
Indústria moderna	3,59	3,42	0,44	0,54	**2,30**	**2,33**	15,60	13,40	3,56	3,11	**10,24**	**9,85**
Indústria tradicional	9,30	9,17	21,36	17,89	**11,02**	**9,51**	12,87	11,71	5,62	4,50	**10,00**	**9,33**
Construção civil	1,05	0,84	0,21	0,65	**0,78**	**0,72**	10,25	11,46	25,63	33,77	**17,95**	**18,99**
Serviços distributivos	14,68	18,73	34,94	40,70	**17,19**	**19,85**	30,28	30,88	45,12	43,39	**35,28**	**33,82**
Serviços produtivos	9,09	13,92	3,66	4,66	**6,67**	**10,50**	14,84	17,32	6,47	5,72	**11,00**	**13,48**
Serviços sociais	42,45	34,34	3,29	3,72	**27,40**	**25,24**	10,73	9,95	0,65	1,22	**7,05**	**7,86**
Serviços pessoais	19,84	19,57	36,11	31,85	**34,64**	**31,87**	5,43	5,27	12,95	8,30	**8,49**	**6,67**

(Continua)

(Continuação)

	Mulheres						Homens					
	Formal		Conta-própria		**Total**		Formal		Conta-própria		**Total**	
	2000	2010	2000	2010	**2000**	**2010**	2000	2010	2000	2010	**2000**	**2010**
Categoria de ocupação												
Superior	17,72	25,05	0,15	0,10	**12,74**	**19,29**	13,61	15,45	0,18	0,17	**8,67**	**11,14**
Médio	42,64	33,14	5,37	6,78	**31,91**	**27,12**	19,68	17,44	3,90	6,04	**13,36**	**13,88**
Manual	39,64	41,81	94,48	93,12	**55,35**	**53,59**	66,71	67,12	95,92	93,79	**77,97**	**74,99**
Região metropolitana	7,51	8,90	5,74	7,41	**6,69**	**7,89**	7,49	9,37	5,34	6,63	**6,49**	**7,93**
Grande região												
Norte	4,97	4,85	6,84	7,31	**5,66**	**5,83**	5,10	5,22	6,87	7,35	**6,04**	**6,28**
Nordeste	19,93	16,20	27,05	24,67	**22,28**	**20,29**	18,20	16,84	24,39	23,03	**21,59**	**20,77**
Sudeste	45,88	48,60	40,39	41,88	**44,17**	**45,64**	48,78	49,68	41,91	42,30	**45,38**	**45,92**
Sul	21,02	22,73	17,24	17,17	**19,14**	**20,01**	19,86	20,62	18,47	18,67	**18,52**	**18,97**
Centro-Oeste	8,21	7,62	8,48	8,97	**8,76**	**8,23**	8,06	7,64	8,36	8,65	**8,48**	**8,06**
Município/população												
Menos de 20.000 hab.	17,85	24,02	17,57	23,52	**19,05**	**26,13**	15,38	22,05	21,28	26,94	**18,50**	**25,10**
De 20.001 a 100.000	22,42	22,52	24,70	25,51	**23,72**	**23,81**	22,53	22,81	26,26	26,50	**24,43**	**24,39**
De 100.001 a 500.000	29,32	31,59	29,14	31,50	**28,58**	**29,97**	31,93	33,50	28,55	29,97	**29,96**	**31,11**
Acima de 500.000	30,41	21,87	28,59	19,46	**28,65**	**20,09**	30,16	21,64	23,91	16,60	**27,11**	**19,41**
Tamanho da amostra	748.672	1.198.681	241.355	260.036	**990.027**	**1.458.717**	1.053.688	1.578.122	592.354	564.783	**1.646.042**	**2.142.905**

Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Mulheres e homens de 25 a 59 anos.

No que tange ao perfil ocupacional, entre as mulheres, houve um aumento da participação das ocupações de nível superior no emprego formal em detrimento da participação das ocupações de nível médio, enquanto que para o trabalho por conta própria uma redução na proporção das ocupações manuais e um aumento das ocupações de nível médio. Entre os homens, trabalhadores formais e por conta própria se inserem, predominantemente, em ocupações manuais, contudo, entre os primeiros há uma maior participação relativa das ocupações de nível médio e superior.

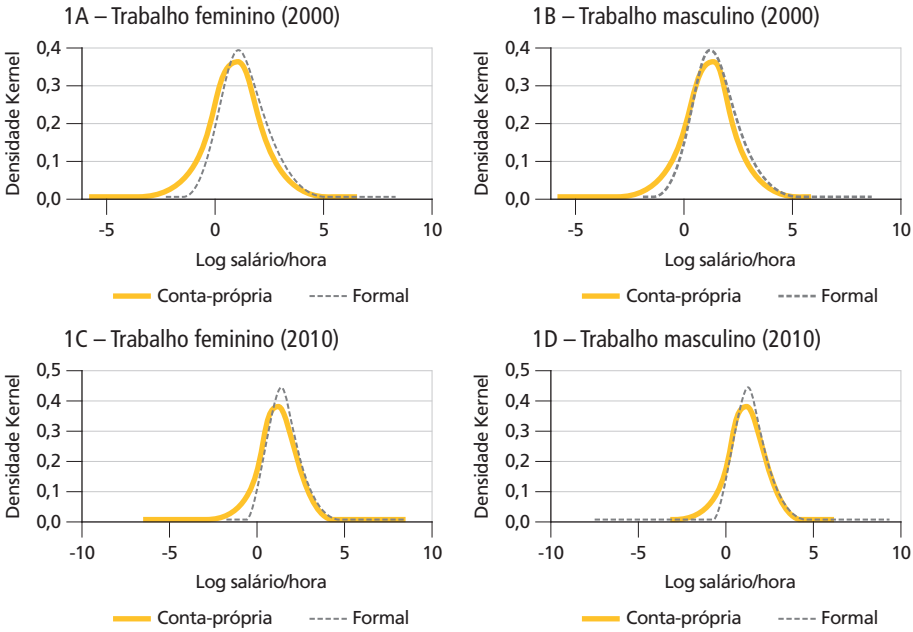
Quanto à composição por recortes regionais não houve alteração significativa, com uma concentração dos trabalhadores nas regiões não-metropolitanas e na região Sudeste, sendo a proporção dos trabalhadores formais nesta região acima da média e nas regiões Norte e Nordeste abaixo da média. No que se refere aos municípios, ambos os grupos encontram relativamente bem distribuídos segundo o porte dos municípios. De maneira geral, as mudanças mais significativas no perfil dos trabalhadores formais e por conta própria se referem ao grau de escolaridade, que se mostram as mais expressivas em termos da redução da heterogeneidade entre os grupos.

Com relação à variação nos rendimentos, na média houve uma redução no diferencial do rendimento/hora entre trabalho formal e por conta própria, em torno de 4% entre as mulheres, uma vez que em 2000 as trabalhadoras por conta própria ganhavam 82% do valor do rendimento/hora das trabalhadoras formais, ao passo que em 2010 essa razão era de 85%. Entre os homens o diferencial não se alterou no período, sendo que em ambos os anos a renda por hora de trabalho dos trabalhadores por conta própria correspondia a 81% da renda recebida no trabalho formal.

Quanto aos diferenciais ao longo da distribuição de rendimentos, as estimativas da densidade de Kernel possibilitam uma descrição mais elucidativa com respeito às possíveis mudanças nos diferenciais entre trabalho formal e por conta própria. Como mostra a gráfico 1, a distância horizontal fornece as medidas dos diferenciais ao longo dos percentis da distribuição.

Tanto para o trabalho feminino como para o masculino, nos dois pontos do tempo, verificam-se vantagens de rendimento para o emprego formal em qualquer ponto da distribuição, entretanto, observa-se uma redução desses diferenciais no período, com exceção das bases da distribuição, que se mantêm mais afastadas.

GRÁFICO 1
Densidade Kernel para o *log* do rendimento/hora, trabalho formal e por conta própria no Brasil[1] (2000-2010)



Fonte: Censos demográficos 2000 e 2010.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos.

De maneira geral, os dados apresentados indicam que o processo de expansão do grau de formalização ao longo da década de 2000 foi acompanhado por mudanças no perfil dos trabalhadores formais e dos trabalhadores por conta própria, alterando a composição relativa entre os grupos, assim como de mudanças nos diferenciais de rendimentos entre eles, o que sinaliza para possíveis diferenças quanto à redução da desigualdade nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos.

3.2 Decomposição dos diferenciais de rendimentos

A análise das mudanças na desigualdade entre trabalhadores formais e por conta própria é realizada por meio do uso dos dados dos *Censos demográficos* de 2000 e 2010 e do método de decomposição de Machado e Mata (2005), que permite avaliar quanto da variação nos diferenciais de rendimentos ao longo de toda a distribuição se deve às mudanças na composição relativa entre trabalhadores formais e por conta própria e quanto é devida à segmentação no mercado de trabalho. Esta análise visa, portanto, contribuir para um entendimento mais aprofundado do comportamento da oferta e da demanda por trabalho, em um contexto de expansão do emprego formal, em que possíveis mudanças na estrutura do mercado de trabalho brasileiro podem ser constatadas.

O efeito 'composição' reflete a heterogeneidade entre trabalho formal e por conta própria, ou seja, capta as diferenças entre os trabalhadores em termos de seus atributos individuais (raça, escolaridade, etc.), ocupacionais (setor de atividade e categoria de ocupação) e regionais, que se traduzem em diferenciais de rendimentos dada a possibilidade de prevalência de melhores características para um grupo relativamente ao outro. Assim, o efeito 'composição' permite avaliar o quanto a desigualdade diminuiu (ou aumentou) em razão de uma menor (ou maior) heterogeneidade entre os grupos.

O efeito 'segmentação' representa a segmentação no mercado de trabalho em razão da natureza das ocupações, ou seja, indivíduos com os mesmos atributos receberiam remunerações distintas de acordo com a natureza da ocupação na qual se encontram. Isto é, a desigualdade se estabelece em decorrência de diferenças entre trabalho formal e por conta própria quanto aos retornos a esses atributos. A variação na desigualdade devida a esse efeito reflete, portanto, mudanças nos mecanismos de determinação da renda do trabalho, que compreendem um conjunto de fatores econômicos, institucionais, sociais e políticos, de ordens estrutural e conjuntural, que moldam a estrutura das relações de produção, dado o processo de desenvolvimento capitalista e, por conseguinte, a estrutura do mercado de trabalho.

3.2.1 Modelo de correção de seleção amostral

Ao se tratar da estimação de equações de rendimentos, incorre-se ao problema de seleção amostral, em que os rendimentos são observados somente com base na decisão de oferta de trabalho. Ademais, os fatores não observados que influenciam a decisão de participação no trabalho por conta própria são distintos daqueles relacionados à participação no trabalho formal. Dessa maneira, utiliza-se a abordagem de Dubin e McFadden (1984) para a correção de seleção amostral, que consiste de um procedimento em dois estágios, cuja a estimação da equação de seleção no primeiro estágio é baseada no uso de um modelo *logit* multinomial, que envolve a decisão entre a participação na força de trabalho formal ou por conta própria *versus* a não participação.[7] O segundo estágio envolve a estimação da equação de rendimentos com a introdução do termo de correção. Assim, o modelo geral pode ser especificado como:

$$y_j = x\beta_j + u_j. \quad (1)$$

7. Bourguignon, Fournier e Gurgand (2007) propõem uma extensão do modelo de Dubin e McFadden (1984), ao sugerirem uma variação da hipótese de linearidade, relaxando seu pressuposto de normalização. Os experimentos realizados pelos autores sugerem que tal variação, embora geralmente menos robusta do que a versão original, tem melhor desempenho quando o pressuposto de normalização do modelo original é violado e apresenta maior capacidade de captar termos de correção não lineares de ordem superior. Contudo, esse exercício de comparação entre os modelos não se estende à estimação de regressões quantílicas.

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \qquad j = 0, 1, 2, \tag{2}$$

em que y_j determina os salários; x é um vetor de características observáveis; y_j^* é uma variável de escolha discreta que determina a seleção dos trabalhadores entre a não participação no mercado de trabalho ($j = 0$), a participação no trabalho formal ($j = 1$) e a participação no trabalho por conta própria ($j = 2$); z representa um conjunto de variáveis determinantes da decisão de participação; e o termo de erro u_j satisfaz $E(u_i \mid x, z) = 0$ e $V(u_j \mid x, z) = \sigma^2$.

Assim, o conjunto de variáveis utilizadas no presente trabalho são definidas de forma que:

- x compreende: variáveis individuais: cor/raça, idade, idade ao quadrado, grau de escolaridade; variáveis regionais: *dummy* para região metropolitana/não-metropolitana, grande região e tipo de município (pelo tamanho da população); e variáveis ocupacionais: setor de atividade e categoria de ocupação;
- z é representado por: variáveis individuais: cor/raça, idade, idade ao quadrado, grau de escolaridade, variáveis regionais: *dummy* para região metropolitana/não metropolitana, grande região e tipo d município (pelo tamanho da população); e variáveis familiares: *dummy* para a presença de cônjuge, presença de filhos de até 6 anos e presença de filhos de 7 a 14 anos.

No entanto, considerando que o termo de erro u_1 pode não ser independente de todos os (η_j)'s, Dubin e McFadden (1984) adotam uma abordagem baseada na hipótese de linearidade entre os termos de erro, expressa em termos da média de u_1 condicional aos (η_j)'s:

$$E(u_1 \mid \eta_1 ... \eta_M) = \sigma \sum_{j=1...M} r_j \left(\eta_j - E(\eta_j)\right), \qquad \text{com} \sum_{j=1...M} r_j = 0, \tag{3}$$

em que r_j representa a correlação entre u_1 e $(\eta_j - (\eta_1)$. Esta hipótese implica que:

$$E(u_1 \mid \eta_1 ... \eta_M) = \sigma \sum_{j=2...M} r_j \left(\eta_j - \eta_1\right). \tag{4}$$

Desse modo, a esperança condicional para a probabilidade de resposta ($j = 1$) do modelo *logit* multinomial no primeiro estágio pode ser definida como:

$$E\left(\eta_j - \eta_1 \mid y_1^* > \max_{s \neq 1}(y_s^*), \Gamma\right) = \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} + \ln P_1, \qquad \forall j > 1. \tag{5}$$

Dada a hipótese de linearidade, a equação de salários pode então ser estimada como segue:

$$y_1 = x_1\beta_1 + \sigma \sum_{j=0,2} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1-P_j} + \ln P_1 \right) + w_1. \quad (6)$$

Os termos de erro da equação de seleção são normalizados, de modo que há $M-1$ parâmetros de correção na equação (6), ou seja, se há 3 alternativas no modelo de decisão, haverá 2 termos de correção na equação de salários.

3.2.2 Modelo de regressão quantílica

Tendo em vista que o objetivo deste trabalho é a correção do viés de seleção no contexto de regressão quantílica, a equação (6) deve ser especificada em tais condições.[8] O modelo de regressão quantílica introduzido por Koenker e Bassett (1978) tem como ponto de partida a definição dos quantis amostrais de uma variável aleatória Y com função de distribuição $F(Y)$. Então, o θ^o quantil amostral, $0 < \theta < 1$, é definido como a solução ao problema de minimização da soma ponderada dos valores absolutos dos resíduos:

$$\min_b \left[\sum_{i=y_i \geq b} \theta \,|\, y_i - b \,| + \sum_{i=y_{i<b}} (1-\theta) \,|\, y_i - b \,| \right]. \quad (7)$$

Substituindo b por uma função linear de covariáveis, a θ^o regressão quantílica pode ser definida como:

$$\min_\beta \frac{1}{n} \left[\sum_{i=y_i \geq x_i\beta} \theta \,|\, y_i - x_i\beta \,| + \sum_{i=y_i < x_i\beta} (1-\theta) \,|\, y_i - x_i\beta \,| \right]. \quad (8)$$

Assim, reescrevendo a equação (6) condicionada à alternativa 1, na forma de regressão quantílica, tem-se que:

$$y_1 = x'_1 \beta_{1\theta} + \sigma_\theta \sum_{j=0,2} r_j \left(\frac{P_j \ln(P_j)}{1-P_j} + \ln P_1 \right) + w_{1\theta}, \quad (0 \leq \theta \leq 1), \quad (9)$$

8. No contexto de regressão quantílica, Buchinsky (1998) aplica um método semiparamétrico de correção do viés de seleção que não impõe restrições à forma da distribuição dos termos de erro. Tal método é utilizado nas situações em que a seleção se dá em um processo de escolha binária. Uma aplicação para o Brasil foi feita por Tannuri-Pianto e Pianto (2002) para análise do diferencial salarial entre empregados com e sem carteira, estimando a equação de seleção a partir de um modelo de escolha entre a participação no trabalho formal versus informal.

em que $w_{1\theta} \equiv x'_1 (\beta_o - \beta_\theta) + u$, e o θº quantil condicional de y_1 sobre x_1 corresponde a $Quant_\theta(y_1 \mid x_1) = x'_1 \beta_{1\theta}$, tal que $Quant_\theta(w_{1\theta} \mid x_1) = 0$. O modelo pode ser então especificado como:

$$\ln y_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta_\theta + \sigma_\theta m_{1it} + \sigma_\theta m_{2it} + w_{\theta it}, \quad (10)$$

em que $\ln y_{it}$ é o logaritmo do rendimento/hora nos diferentes quantis da distribuição, para os trabalhadores formais ou por conta própria, nos dois pontos do tempo; x_{it} é um vetor de características observáveis, descritas anteriormente; e m_{1it} e m_{2it} representam os termos de correção para o viés de seleção.[9] Dessa maneira, estimadas as regressões quantílicas, com correção para seleção amostral, separadamente para os trabalhadores formais e conta própria e por gênero, para os dois pontos do tempo, parte-se então para a decomposição dos diferenciais de rendimentos entre os grupos.

3.2.3 Modelo de decomposição de rendimentos

O método de Machado e Mata (2005) é baseado na estimação de funções de densidade marginal dos salários consistentes com as distribuições condicionais de ambos os grupos (estimadas por regressão quantílica) e com a distribuição contrafactual de um dos grupos. No caso deste estudo, a decomposição envolve a criação de uma distribuição salarial para os trabalhadores por conta própria na situação contrafactual de trabalho formal, que é subsequentemente comparada com as distribuições marginais geradas para ambos os grupos com base em suas respectivas distribuições condicionais. Assim, é possível determinar qual parte do diferencial pode ser explicada pelas diferenças nos atributos observáveis e em que medida é causada pelas diferenças nos coeficientes ou retornos a esses atributos.

Mais detalhadamente, o procedimento envolve as etapas a seguir descritas.

1) Estimar a distribuição condicional dos salários, para os dois grupos separadamente, por meio de regressões quantílicas. Esta etapa já foi descrita e as equações são representadas como em (10). Para fins de simplificação, os coeficientes estimados serão representados por $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ e $\hat{\beta}_2(\theta_i)$, para trabalhadores formais e por conta própria, respectivamente.

2) Gerar uma amostra aleatória de tamanho m com substituição dos dados dos trabalhadores formais. Usando estes dados, denotados por $x_i(1)$, $i = 1, \ldots, m$, e os coeficientes $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ previamente estimados, pode-se gerar uma

9. Os temos de correção e m_{1it} e m_{2it} são condicionados às probabilidades de resposta ($j = 1$) e ($j = 2$), respectivamente, tendo como base a alternativa ($j = 0$). Como já demonstrado anteriormente, em razão da normalização dos termos de erro, há $M - 1$ parâmetros de correção na equação de resultado, ou seja, há apenas 2 parâmetros no caso de 3 alternativas.

amostra aleatória da distribuição marginal dos salários dos trabalhadores formais, $\hat{y}_i(1) \equiv x_i(1)'\hat{\beta}_1(\theta_i)$.

3) Gerar uma amostra aleatória de tamanho *m* com substituição dos dados dos trabalhadores por conta própria. A partir da utilização destes dados, denotados por $x_i(2)$, $i = 1, \ldots, m$, e dos coeficientes $\hat{\beta}_1(\theta_i)$ estimados, criar uma distribuição salarial contrafactual para os trabalhadores por conta própria, $\hat{y}_i^*(2) \equiv x_i(2)'\hat{\beta}_1(\theta_i)$. Este procedimento utiliza as características dos trabalhadores por conta própria e os retornos que estas características renderiam no trabalho formal para gerar uma amostra aleatória da distribuição dos salários destes trabalhadores se eles estivessem ocupados no emprego formal.

4) Por fim, gerar uma amostra aleatória da distribuição marginal dos salários dos trabalhadores por conta própria, $\hat{y}_i(2) \equiv x_i(2)'\hat{\beta}_2(\theta_i)$, repetindo a etapa 2, usando os dados e os coeficientes dos trabalhadores por conta própria.

As distribuições resultantes $f^*(\hat{y}(1))$, $f^*(\hat{y}(=2))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$, são utilizadas para decompor os diferencias entre as distribuições observadas dos grupos, $f(y(1))$ e $f(y(2))$. Dado que $f^*(\hat{y}(1))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$ são estimadas utilizando os mesmos coeficientes, as diferenças entre essas distribuições em cada quantil podem ser atribuídas às diferenças nas características observáveis. De modo similar, a comparação entre $f^*(\hat{y}(2))$ e $f^*(\hat{y}^*(2))$ fornecem a diferença que é causada pelas diferenças nos coeficientes, uma vez que ambas as distribuições são estimadas utilizando as mesmas características.

Assim, considerando $Q_i(\hat{y})$ o θº quantil da distribuição de $\hat{y}(1)$, $\hat{y}(2)$ e $\hat{y}^*(2)$, a decomposição do diferencial de rendimentos entre trabalhadores formais e por conta própria em cada quantil, ou seja, da diferença observada $Q(y(1)) - Q(y(2))$ pode ser escrita como:

$$Q(y(1)) - Q(y(2)) = Q_i(\hat{y}(1)) - Q_i(\hat{y}^*(2)) + Q_i(\hat{y}^*(2)) - Q_i(\hat{y}(2)), \qquad (11)$$

onde $Q_i(\hat{y}(1)) - Q_i(\hat{y}^*(2))$ representa a parte do diferencial no θº quantil da distribuição que é devida às diferenças entre os trabalhados em termos de seus atributos observáveis, enquanto que $Q_i(\hat{y}^*(2)) - Q_i(\hat{y}(2))$ fornece a parte do diferencial que é causada pelas diferenças nos retornos a esses atributos, ou seja,

esses dois componentes representam, respectivamente, os efeitos 'composição' e 'segmentação' nos diferentes pontos da distribuição dos rendimentos.[10]

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção são apresentados os resultados para as mudanças recentes nos diferenciais de rendimentos entre trabalho formal e por conta própria, separadamente por gênero. As estimativas referentes ao modelo *logit* multinomial (Dubin e McFadden) para a correção de seleção entre a não participação no mercado de trabalho e a participação no trabalho formal ou por conta própria, para mulheres e homens separadamente, encontram-se expostas no apêndice A. Quanto às estimativas do segundo estágio referentes às regressões quantílicas para o logaritmo do rendimento/hora, as tabelas com os coeficientes e desvios-padrão também são apresentadas no apêndice A (tabelas A.2 e A.3).

É importante ressaltar que os coeficientes associados aos termos de correção se mostram estatisticamente significativos, o que revela a heterogeneidade entre os grupos quanto aos fatores não observados que influenciam a decisão de participação no mercado de trabalho, em todos os quantis da distribuição. Ademais, as variações quanto aos retornos à escolaridade entre os grupos merecem atenção especial, uma vez que esta variável se destaca como um dos principais fatores de mudanças na composição entre os grupos, podendo ter efeito significativo sobre a variação na desigualdade. Nesse sentido, convém avaliar se as alterações nos retornos a essa variável também se mostram importantes. Os coeficientes associados ao grau de escolaridade para o logaritmo do rendimento/hora, feminino e masculino, encontram-se representados pelo gráfico 2.

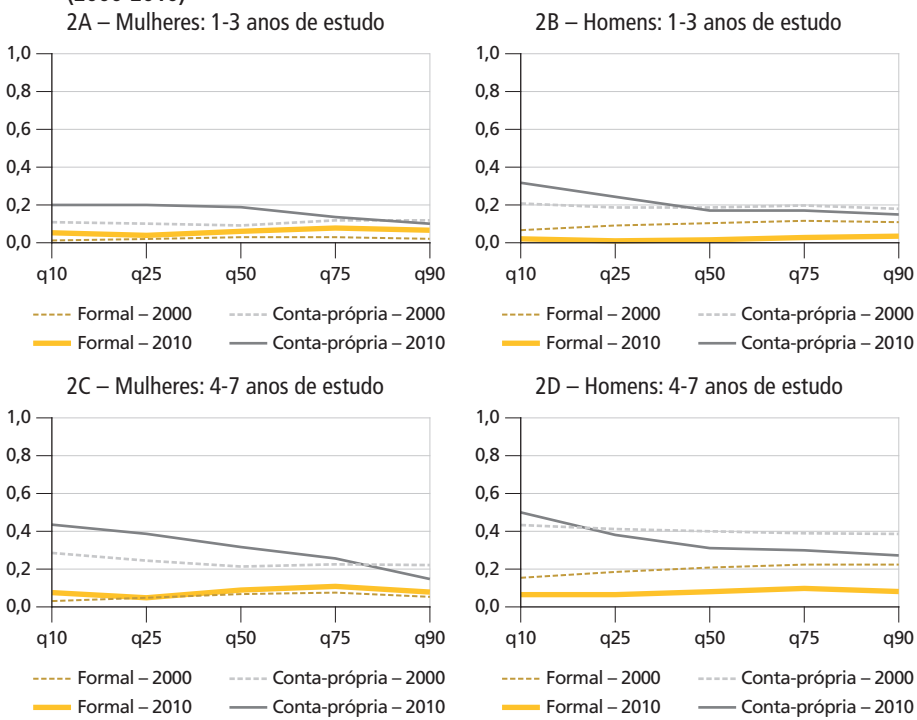
Para o trabalho feminino, observa-se que os retornos à escolaridade são positivos, ou seja, quanto maior o nível educacional, mais altos são os rendimentos, e que esses retornos são superiores para as trabalhadoras por conta própria. Para as mulheres com escolaridade acima de 11 anos de estudo, verifica-se uma redução dos retornos para ambos os grupos, com exceção das trabalhadoras por conta própria, com escolaridade entre 11 e 14 anos, no 10º quantil da distribuição. Contudo, observa-se um aumento da diferença entre os grupos, a favor do trabalho por conta própria, até o 75º quantil da distribuição de rendimentos. Isto é, em termos de retornos à educação, com exceção das mulheres no topo da distribuição, o trabalho por conta própria compensa o emprego formal.

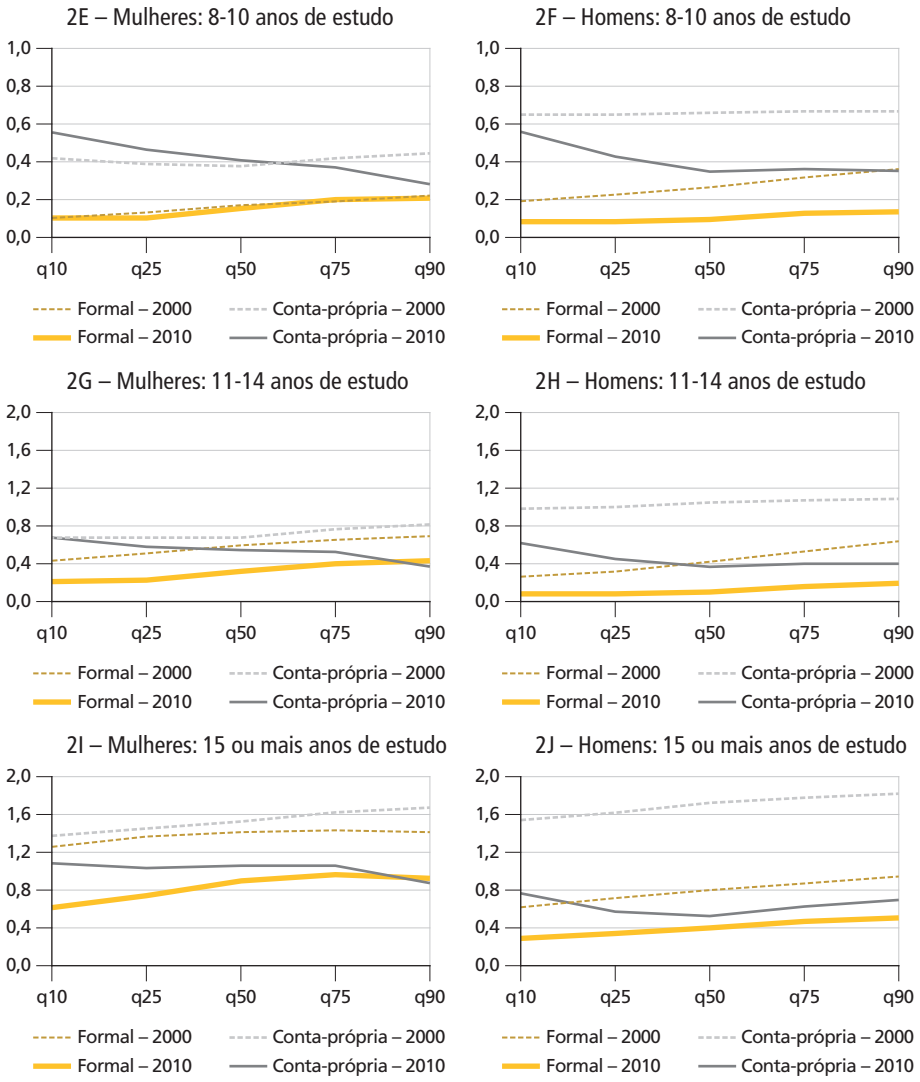
10. A decomposição dos termos de correção de seleção é alocada entre esses componentes, 'composição' e 'segmentação', conforme o modelo proposto por Neuman e Oaxaca (2003), definido como Seletividade #2. Esta alternativa à decomposição dos termos de correção sugere os efeitos das diferenças entre os grupos quanto aos parâmetros estimados na equação de seleção e quanto à correlação entre os termos de erro entre as equações de seleção e de rendimentos como manifestações da segmentação. Enquanto que os efeitos das diferenças nas variáveis determinantes da decisão de participação, ou seja, da seletividade quanto à alocação entre trabalho formal e por conta própria, são tratados como efeitos de composição.

Quanto ao trabalho masculino, verifica-se o mesmo padrão, sendo os retornos à escolaridade maiores para os trabalhadores por conta própria do que para os empregados formais, porém há uma redução desses diferenciais, entre 2000 e 2010, em razão de uma maior queda dos retornos ao trabalho por conta própria. Para os trabalhadores com escolaridade acima de 8 anos de estudo ocorre uma diminuição dos retornos em todos os quantis para ambos os grupos e uma redução das diferenças entre eles para aqueles com mais de 11 anos de estudo, ao contrário do observado entre as mulheres, com exceção daquelas no topo da distribuição.

Isto posto, para verificar em que medida as mudanças nos retornos, não apenas em termos da educação, ou seja, como o efeito de segmentação e o efeito de composição têm alterado a desigualdade entre os grupos ao longo de toda a distribuição, parte-se para a análise de decomposição dos diferenciais.

GRÁFICO 2
Coeficientes da regressão para o log do rendimento/hora por escolaridade e quantil da distribuição de rendimentos, emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil[1] (2000-2010)





Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010.
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos.
Obs.: Os resultados completos são apresentas no apêndice A (tabelas A.2 e A.3).

Os resultados da decomposição para o trabalho feminino são apresentados no gráfico 3. Como se pode notar, há um aumento do diferencial salarial total entre 2000 e 2010, a favor das empregadas formais, na base da distribuição (até o 20º quantil), a partir do qual se verifica uma queda progressiva ao longo da distribuição. Enquanto em 2000 as empregadas formais no 10º quantil ganhavam em torno de 66% a mais do que as trabalhadoras por conta própria, em 2010 o diferencial passou

a ser quase o dobro. Essa evolução se deve ao aumento no diferencial associado aos coeficientes, ou retornos. Por outro lado, a queda do diferencial total a partir do 20º quantil é explicada pela redução dos diferenciais entre os grupos associados às características observáveis.

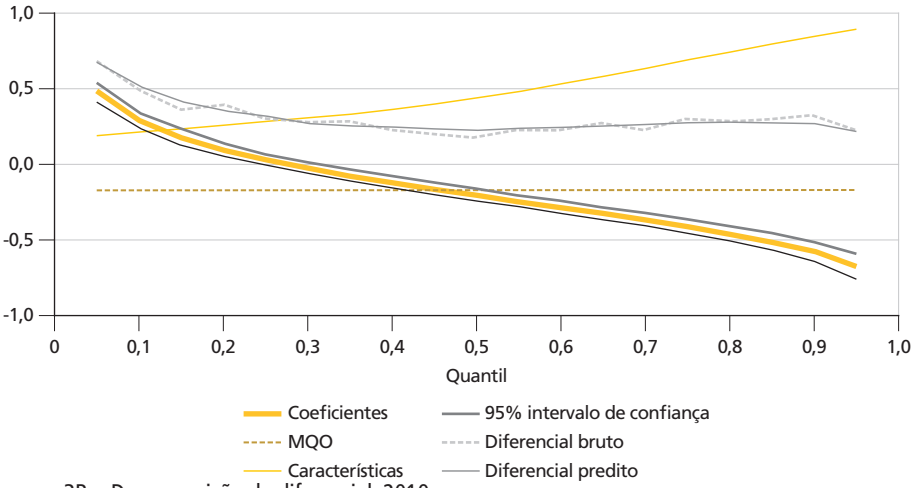
Com relação ao padrão observado entre os componentes do diferencial, constata-se que a importância do efeito de composição sobre a desigualdade de rendimento aumenta ao longo da distribuição, isto é, as trabalhadoras formais apresentam melhores características observáveis relativamente às trabalhadoras por conta própria conforme se avança ao longo dos quantis. Este componente reflete, em parte, o efeito da seletividade quanto à alocação entre trabalho formal e por conta própria, captada pelos termos de correção.

Enquanto que o efeito de segmentação se mostra relevante até o 30º quantil, a partir do qual os diferenciais quantos aos retornos às características observáveis passam a ser favoráveis ao trabalho por conta própria e crescentes ao longo dos quantis. Este componente reflete, em parte, o efeito da seletividade quanto aos fatores não observados que determinam a participação no mercado de trabalho, refletindo a heterogeneidade entre os grupos e ao longo dos quantis. Assim, nos quantis mais altos as mulheres teriam maior motivação ao trabalho por conta própria relativamente ao emprego formal. Nesse sentido, esse componente passa a ser um fator amenizador dos diferenciais de rendimentos.

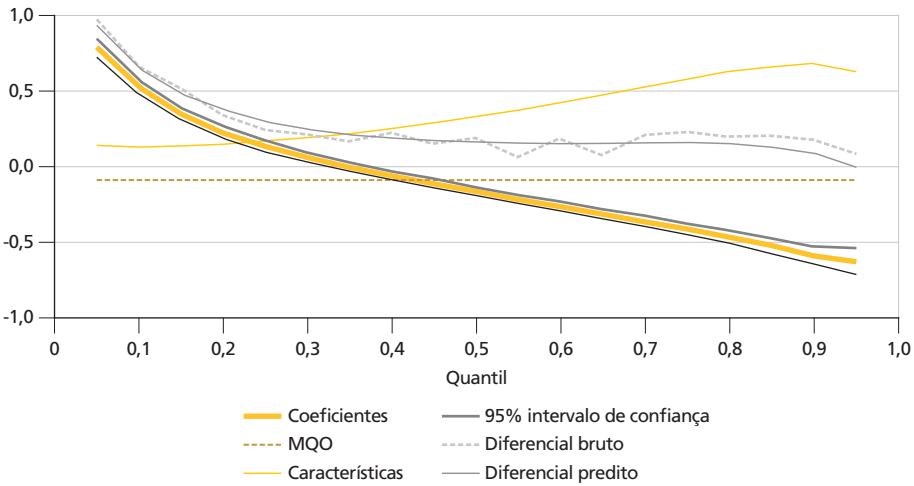
Dessa maneira, o diferencial de rendimentos total diminui ao longo da distribuição na medida em que os diferenciais relacionados aos retornos amenizam os diferenciais de composição entre os grupos. Entretanto, a queda da desigualdade no período considerado se deve, especialmente, à redução do efeito de composição. Nesse sentido, as mudanças nos perfis dos trabalhadores têm papel importante sobre a redução da desigualdade, na medida que reduz a heterogeneidade observada entre os grupos, assim como a segmentação aumenta a desigualdade na base da distribuição.

No que tange ao trabalho masculino, é possível verificar pela gráfico 4, que a evolução dos componentes dos diferenciais de rendimentos segue o mesmo padrão observado para o trabalho feminino. Isto é, ocorre um aumento da desigualdade entre trabalho formal e por conta própria na base da distribuição, em razão da ampliação dos diferenciais relacionados aos retornos às características observáveis, e uma redução crescente da desigualdade ao longo da distribuição decorrente da diminuição dos diferenciais associados a essas características.

GRÁFICO 3
Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil[1] (2000 e 2010)
3A – Decomposição do diferencial: 2000



3B – Decomposição do diferencial: 2010

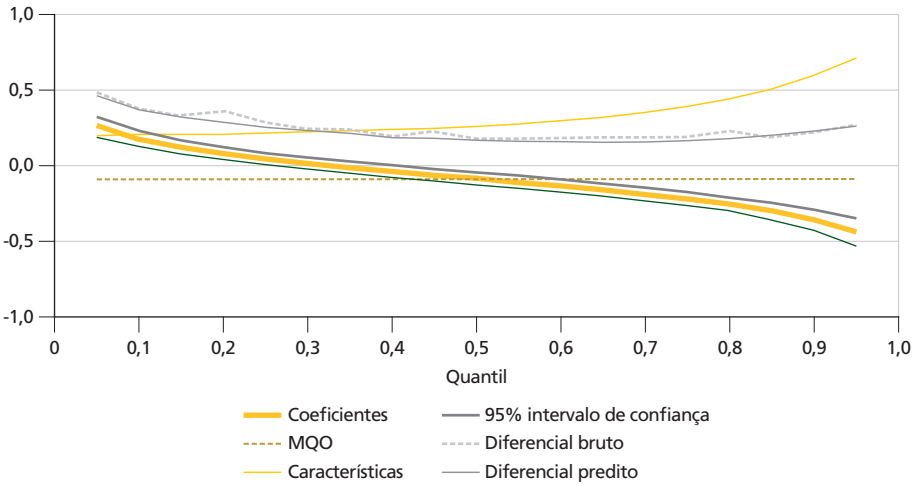


Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010; Machado e Mata (2005).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Mulheres ocupadas de 25 a 59 anos
Obs.: A tabela completa com os valores da decomposição, encontra-se no apêndice A (tabela A.4).

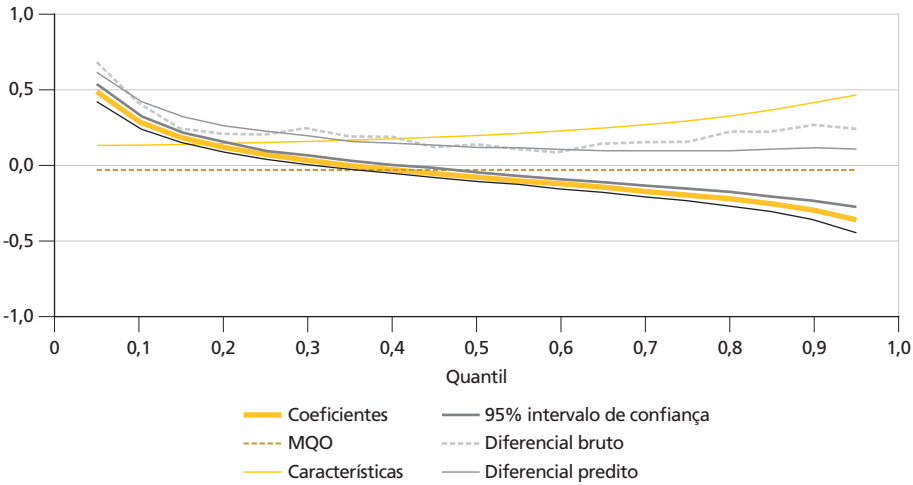
Da mesma forma, os resultados sugerem uma diminuição da heterogeneidade entre os grupos quanto aos atributos determinantes dos rendimentos, tal como os retornos a esses atributos se mostram favoráveis ao trabalho por conta própria a partir do 40º quantil, corroborando com a hipótese de estratégia ocupacional. Contudo, observa-se uma diminuição desses retornos entre os homens no período considerado, que reduz o efeito amenizador desse componente, fazendo com que

a queda do diferencial total nos quantis mais altos seja menor do que a observada entre as mulheres. Esses resultados podem ser associados às variações observadas nos retornos à escolaridade (gráfico 2), em que se verificou uma redução mais significativa dos diferenciais entre emprego formal e trabalho por conta própria (favoráveis ao último) para os homens do que para as mulheres.

GRÁFICO 4
Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria no Brasil[1] (2000 e 2010)
4A – Decomposição do diferencial: 2000



4B – Decomposição do diferencial: 2010



Fonte: Censos demográficos de 2000 e 2010; Machado e Mata (2005).
Elaboração dos autores.
Nota: [1] Homens ocupados de 25 a 59 anos.
Obs.: A tabela completa com os valores da decomposição, encontra-se no apêndice A (tabela A.4).

Os retornos à escolaridade podem constituir um fator amenizador da desigualdade entre os grupos em benefício do trabalho por conta própria, tanto feminino como masculino, uma vez que há um 'prêmio' à educação maior no trabalho por conta própria do que no emprego formal ao longo de toda a distribuição. Dado que os retornos se mostram maiores entre as mulheres do que entre os homens, assim como os diferenciais entre os grupos, esse fator pode ter maior efeito sobre o trabalho feminino.

Assim, tanto entre as mulheres como entre os homens, as mudanças no perfil dos trabalhadores, como as referentes ao aumento da escolaridade, por exemplo, contribuíram para a redução dos diferenciais de rendimentos ao longo de toda a distribuição, contudo, uma vez que essa diferença de composição é menos pronunciada na base da distribuição, ou seja, os grupos são menos heterogêneos, essas mudanças não foram suficientes para compensar o aumento dos diferenciais relativos aos retornos nos quantis mais baixos.

Entretanto, a desigualdade entre os homens se mostra em nível inferior ao observado entre as mulheres, assim como sua variação no período, ou seja, tanto o aumento da segmentação na base da distribuição como a queda do diferencial ao longo do quantis, apresentam-se menos intensos entre os homens do que entre as mulheres. Uma provável explicação para um maior diferencial entre as mulheres diz respeito à diferença de gênero quanto à participação no mercado de trabalho, uma vez que há uma maior segregação ocupacional com respeito ao trabalho feminino, podendo ser ainda mais predominante para o trabalho por conta própria, o que justifica uma segmentação ainda maior frente à uma valorização do trabalho formal. Por outro lado, a maior redução do diferencial em razão do efeito 'composição' entre as mulheres é possivelmente um reflexo do aumento superior da escolaridade para a força de trabalho feminina.

Esses resultados se assemelham aos resultados apresentados por Arias (2007) para o trabalho por conta própria na Argentina e na Bolívia, uma vez que os autores encontram uma clara desvantagem de rendimentos dos trabalhadores por conta própria nos estratos de menor renda devida à segmentação, ao passo que no topo da distribuição os retornos se tornam negativos, ou seja, a remuneração aos atributos observáveis se mostra inferior no trabalho formal. Da mesma forma, o efeito de composição é maior no topo do que base da distribuição, contudo, a análise não é desagregada por gênero.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente trabalho foi o de verificar os efeitos das mudanças na composição relativa e na segmentação entre trabalho formal e por conta própria sobre os diferenciais de rendimentos na década de 2000, decompondo os diferencias ao longo da distribuição de rendimentos e por gênero. Tanto para o trabalho feminino como para o masculino, os resultados apontam para um aumento do diferencial na base da

distribuição, em razão do aumento dos diferenciais entre os trabalhadores associados aos retornos às suas características observáveis, ou seja, ao efeito de segmentação, e uma redução progressiva do diferencial ao longo da distribuição, decorrente da redução dos diferenciais relacionados a essas características, isto é, do efeito de composição.

Embora se verifique um aumento da desigualdade na base da distribuição em razão do aumento dos diferenciais relacionados aos retornos, a partir do 30º quantil esses diferenciais passam a ser favoráveis ao trabalho por conta própria e aumentam ao longo dos quantis, tanto entre as mulheres como entre os homens. Dessa maneira, o diferencial total diminui ao longo da distribuição na medida em que os diferenciais relacionados aos retornos amenizam os diferenciais de composição entre os grupos. Entretanto, a queda da desigualdade no período considerado se deve, principalmente, à redução do efeito de composição.

Contudo, constatou-se diferenças relevantes por gênero quanto à importância e variação desses componentes ao longo da distribuição. Visto que as mulheres apresentam um maior nível de desigualdade, o aumento da segmentação na base da distribuição se mostra ainda mais agravante para o trabalho por conta própria feminino. Por outro lado, a redução no efeito de composição superior entre as mulheres ao longo de toda a distribuição, acarretou em uma maior queda do diferencial total a partir do 30º quantil para o trabalho feminino.

O aumento da desigualdade nos estratos de renda mais baixos tem como explicação provável a evolução do salário mínimo na última década, que se mostra como um dos fatores mais marcantes em termos da determinação da renda no período e, portanto, à uma valorização relativa do trabalho formal. Nesse sentido, contesta-se a hipótese de que a valorização do mínimo teria efeito também sobre os rendimentos dos trabalhadores por conta própria, na medida que em termos da percepção da renda se constata um aprofundamento da precariedade das relações informais de trabalho na base da distribuição.[11]

Não obstante, a redução da desigualdade, com exceção da base da distribuição, devida às variações de composição entre os grupos, revela a importância das mudanças quanto ao perfil dos trabalhadores, como no que se refere ao aumento da escolaridade, por exemplo. Embora a escolaridade tenha aumentado para todos os grupos analisados, seu crescimento mais expressivo entre os trabalhadores por conta própria do que entre os formais se mostra como o fator mais expressivo para a redução da heterogeneidade entre os grupos, sendo ainda mais relevante entre as mulheres.

11. As razões para esses diferenciais associados à segmentação no mercado de trabalho são frequentemente apontadas pela literatura como relacionadas a fatores institucionais (Fields, 1990) e de mercado (Souza e Tokman, 1976; Souza,1980; Uthoff, 1983; Osterman, 1975; Dickens e Lang,1985). No primeiro caso, destacam-se a presença de sindicatos e as leis de salário mínimo. No segundo, as próprias imperfeições do mercado, que geraria uma estrutura produtiva segmentada e, consequentemente, uma segregação ocupacional desfavorável aos trabalhadores por conta própria. Considerando que as equações de rendimentos estimadas neste estudo são controladas para atributos de capital humano, de região e de mercado, a evolução do salário mínimo na década de 2000 se mostra como o fator mais plausível para o aumento da desigualdade na cauda inferior da distribuição dos rendimentos.

Contudo, embora essas mudanças ocorram ao longo de toda a distribuição, elas apresentam maiores efeitos sobre os trabalhadores nos estratos de renda mais elevada. Uma vez que nos quantis mais baixos os grupos são menos heterogêneos, esses efeitos são menos importantes e não se mostram suficientes para compensar o efeito de segmentação.

Dessa maneira, a análise de decomposição empreendida no presente trabalho permitiu captar importantes mudanças quanto às diferenças de composição e de valorização entre trabalho formal e por conta própria no Brasil ao longo da década de 2000, assim como contribui para o preenchimento de algumas lacunas, especialmente no que diz respeito à decomposição ao longo da distribuição de rendimentos e à estratégia utilizada para a correção de seletividade, bem como à desagregação da análise por gênero.

Deve-se ressaltar ainda, que há uma série de desdobramentos possíveis a partir da análise empreendida neste estudo, como por exemplo, a ampliação da análise para outros perfis etários, abaixo e acima do faixa etária considerada neste estudo, uma vez que o trabalho por conta própria assume importância distinta especialmente entre os idosos. A desagregação entre setor público e privado em função da importância do primeiro para a formalidade, também representa uma opção de aprofundamento da pesquisa. Isto é, há várias possibilidades de avanços futuros para o estudo acerca da dinâmica do trabalho por conta própria no mercado de trabalho brasileiro.

REFERÊNCIAS

ARIAS, O. S. Informality, earnings, and welfare. *In*: PERRY, G. E *et al*. **Informality: exit and exclusion**. Washington, D.C.: The World Bank, 2007, p. 79-100.

BECKER, G. **Human capital**: A theoretical and empirical analysis with special reference to education. Chicago: University of Chicago Press, 1964.

BECKER, G.; CHISWICK, B. Education and the distribution of earnings. **American Economic Review**, Papers and proceedings, n. 56, p. 358-369, 1966.

BEN-PORATH, Y. The Production of human capital and the life cycle of earnings. **Journal of Political Economy**, v. 75, n. 4, p. 352-365, 1967.

BLANCHFLOWER, D. G. Self-employment in OECD countries. **Labour Economics**, v. 7, p. 471-505, 2000.

BOSH, M.; MALONEY, W. **Comparative analysis of labor market dynamics using markov processes**: an application to informality. IZA Discussion Paper, n. 3038. Germany, 2007.

BOURGUIGNON, F.; FOURNIER, M.; GURGAND, M. Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. **Journal of Economic Surveys**, v.1, n. 1, p. 174-205, 2007.

BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**, v. 13, n. 1, p. 1-30, 1998.

CACCIAMALI, M. C. Globalização e processo de informalidade. **Economia e Sociedade**, v. 14, p. 153-174, jun. 2000.

CURY, A. A.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e dos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, p. 867-899, out./dez. 2006.

DE SOTO, H.; GHERSI, E.; GHIBELLINI, M. **El otro sendero***:* la revolución informal. Lima: Editorial El Barranco, 1986.

DICKENS, W. T.; LANG, K. A test of dual labour market theory. **American Economic Review**, v. 75, n. 4, p. 1-22, Sep. 1985.

DOERINGER, P. B.; PIORE, M. J**. Internal labor markets and manpower analysis**. Lexington: Lexington Books, 1971.

DUBIN, J. A.; MCFADDEN, D. L. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. **Econometrica**, v. 52, n. 2, p. 345-362, Mar. 1984.

FIELDS, G. S. Labor market modelling and the urban informal sector: theory and evidence. *In*: TURNHAM, D.; SALOMÉ, B.; SCHWARZ, A. (Eds.). **The informal sector revisited**. Paris: OECD, 2000, p. 49-69.

FONTES, A. **Ensaios sobre informalidade no Brasil**. 2009. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

FONTES, A.; PERO, V. L. Segmentação do mercado de trabalho e mobilidade de renda entre 2002 e 2007. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais**... Niterói: Anpec, 2008.

GERRY, C. Petty production and capitalism production in Dakar: the crisis of the self-employed. **World Development**, v. 6, n. 9/10, p. 1147-1160, 1978.

HART, K. Informal Income Opportunities and Urban Development in Ghana. **The Journal of Modern African Studies**, v. 2, n. 1, Mar. 1973.

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

HENLEY, A. Self-employment status: the role of state dependence and initial circumstances. **Smalls Business Economics**, v. 22, p. 67-82, 2004.

INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Employment, incomes and equality**: a strategy for increasing productive employment in Kenya. Geneva: ILO, 1972.

_____. Decent work and the informal economy: Report VI. *In*: INTERNATIONAL LABOUR CONFERENCE, 90., 2002, Geneva. **Anais**… Geneva: ILO, 2002.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Jr. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

MACHADO, J. A. F.; MATA, J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. **Journal of Applied Econometrics**, v. 20, p. 445-465, Mar. 2005.

MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. Evolução recente do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil (1999 a 2005): evidências a partir de regressões quantílicas. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. Brasília: Ipea, 2007.

MALONEY, W. F. **Are LDC labor markets dualistic?** Working Paper. Washington, D.C.: The World Bank, 1998.

MALONEY, W. F. Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico. **World Bank Economic Review**, v. 13, n. 2, p. 275-302, May. 1999.

McFADDEN, D. L. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. *In*: ZAREMBKA, P. (Ed.). **Frontiers in econometrics**. New York: Academic Press, 1974, p. 105-142.

MINCER, J. B. **Schooling, experience and earnings**. New York: NBER, 1974.

MOSER, C. O. N. Informal sector or petty commodity production: dualism or dependence in urban development? **World Development**, v. 6, n. 9/10, p. 1041-1064, 1978.

NEUMAN, S.; OAXACA, R. **Estimating labor market discrimination with selectivity-corrected wage equations**: methodological considerations and an illustration from Israel. Tel Aviv: The Pinhas Sapir Center for Development, Jul. 2003. (Discussion Paper n. 2).

OSTERMAN, P. An empirical study of labor market segmentation. **Industrial and Labor Relations Review**, v. 28, n. 4, p. 508-523, Jul. 1975.

PARKER, S. C.; ROBSON, M. T. Explaining international variation in self-employment: evidence from a panel of OEDC countries. **Southern Economic Journal**, v. 71, n. 2, 287-301, 2004.

PIORE, M. J. **Notes for a theory of labor markets stratification**. Massachusetts: Institute of Technology, 1972. (Working Paper n. 95).

PORTES, A.; CASTELLS, M.; BENTON, L. A. **The informal economy**: studies in advanced and less developed countries. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1989.

RAMOS, L.; BRITTO, M. **O funcionamento do mercado de trabalho metropolitano brasileiro no período 1991-2002**: tendências, fatos estilizados e mudanças estruturais. Rio de Janeiro: Ipea, mar. 2004. (Texto para Discussão n. 1011).

RAMOS, L.; REIS, J. G. A. Grau de formalização, nível e qualidade do emprego no mercado de trabalho metropolitano do Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, **Boletim Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**, n. 5, jul. 1997.

REICH, M.; GORDON, D. M.; EDWARDS, R. C. Dual labor markets: a theory of labor market segmentation. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 359-365, May. 1973.

SOUZA, P. R.; TOKMAN, V. E. The informal urban sector in Latin America. **International Labour Review**, v. 114, n. 3, p. 355-365, Nov./Dec. 1976.

SOUZA, P. R. **Emprego, salários e pobreza**. São Paulo: Hucitec; Campinas: Funcamp, 1980.

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

SCHULTZ, T. **Capital Humano**. Rio de Janeiro: Zahar, 1973.

TAYLOR, M. Self-employment in Britain: when, who and why? **Swedish Economic Policy Review**, v. 11, p. 139-173, 2004.

TAYLOR, M. **Self-employment flows and persistence**: a European comparative analisys. Colchester: ISER, 2011. (Working Paper n. 2011-26).

TOKMAN, V. E. **An exploration into the nature of informal-formal sector interrelationships**. Santiago: PREALC/OIT, 1977.

ULYSSEA, G. Segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos no Brasil: uma análise empírica. *In*: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**, v. 2. Brasília: Ipea, 2007

UTHOFF, A. Subempleo, segmentación, movilidad ocupacional y distribución del ingreso del trabajo. El caso del Gran Santiago em 1969 y 1978. **Estudios de Economía**, v. 10, n. 1, p. 113-146, jun. 1983.

VIETORISZ, T.; HARRISON, B. Labor market segmentation: positive feedback and divergent development. **American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 366-376, May. 1973.

APÊNDICE A

TABELA A.1

Estimativas do 1º estágio do modelo de Dubin e Mc Fadden, por *logit* multinomial, para a seleção entre a não participação no mercado de trabalho e a participação no emprego formal ou no trabalho por conta própria, mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

	Mulheres								Homens							
	2000				2010				2000				2010			
	P(j=1)		*P(j=2)*		*P(j=1)*		*P(j=2)*		*P(j=1)*		*P(j=2)*		*P(j=1)*		*P(j=2)*	
	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão	Coef.	Desvio padrão
Cor/raça																
Pretos	-0,008	0,008	-0,536	0,012	-0,200	0,013	-0,597	0,019	-0,125	0,011	-0,509	0,011	-0,088	0,018	-0,452	0,019
Pardo	-0,141	0,006	-0,310	0,007	-0,217	0,008	-0,373	0,010	-0,154	0,006	-0,324	0,006	-0,150	0,011	-0,292	0,011
Idade	0,091	0,003	0,108	0,003	0,103	0,004	0,123	0,005	0,039	0,002	0,104	0,002	0,120	0,005	0,207	0,005
Idade ao quadrado	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,002	0,000
Anos de estudo																
De 1 a 3 anos	0,385	0,011	0,350	0,015	0,756	0,021	0,642	0,027	0,360	0,010	0,348	0,011	0,664	0,024	0,564	0,023
De 4 a 7 anos	0,753	0,010	0,710	0,014	0,922	0,020	0,910	0,020	0,725	0,008	0,601	0,008	0,926	0,017	0,857	0,018
De 8 a 10 anos	1,037	0,011	0,911	0,013	1,274	0,017	1,146	0,020	1,106	0,011	0,712	0,011	1,237	0,016	0,926	0,020
De 11 a 14 anos	1,736	0,011	0,856	0,014	1,865	0,015	1,180	0,020	1,615	0,011	0,801	0,012	1,708	0,013	0,838	0,014
15 anos ou mais	2,641	0,011	0,437	0,022	2,876	0,022	0,686	0,027	2,355	0,018	0,443	0,019	2,228	0,022	0,264	0,024
Região metropolitana	0,162	0,009	-0,036	0,014	0,007	0,016	-0,068	0,021	0,051	0,010	-0,097	0,011	0,425	0,021	0,310	0,021
Grande região																
Norte	0,058	0,011	0,018	0,014	0,258	0,016	0,145	0,017	0,116	0,011	0,168	0,011	0,938	0,011	0,296	0,011
Sudeste	0,143	0,006	-0,356	0,008	0,553	0,010	-0,105	0,012	0,327	0,006	-0,117	0,007	1,300	0,016	0,648	0,017
Sul	0,434	0,008	-0,231	0,010	1,014	0,015	0,135	0,019	0,503	0,009	0,034	0,009	0,906	0,015	0,523	0,015
Centro-Oeste	0,231	0,012	-0,024	0,013	0,551	0,013	0,212	0,017	0,415	0,010	0,193	0,009	0,051	0,018	-0,089	0,022
Município																
De 20.001 a 100.000	-0,145	0,008	0,030	0,008	0,000	0,009	0,150	0,010	-0,036	0,008	-0,165	0,008	0,128	0,011	0,117	0,011
De 100.001 a 500.000	-0,248	0,009	-0,049	0,008	0,079	0,011	0,213	0,011	-0,021	0,007	-0,301	0,008	0,262	0,011	0,138	0,013
Acima de 500.000	-0,355	0,006	-0,118	0,009	0,116	0,019	0,187	0,025	-0,051	0,008	-0,404	0,008	0,196	0,025	0,060	0,028
Vive cônjuge	-0,108	0,005	0,252	0,008	0,157	0,010	0,511	0,011	1,102	0,008	0,922	0,009	1,011	0,011	0,859	0,011
Filhos até 6 anos	-0,252	0,004	-0,124	0,004	-0,234	0,007	-0,057	0,009	-0,065	0,004	-0,018	0,005	-0,061	0,009	0,002	0,010
Filhos de 7 a 14 anos	-0,136	0,002	-0,046	0,004	-0,150	0,006	-0,053	0,006	-0,051	0,003	-0,045	0,003	-0,076	0,007	-0,069	0,007
Constante	-2,061	0,055	-3,700	0,067	-2,821	0,082	-4,578	0,094	-0,899	0,037	-2,297	0,036	-2,618	0,093	-4,874	0,097

Fonte: Censos 2000 e 2010.
Elaboração das autoras.

TABELA A.2

Estimativas do 2º estágio das regressões quantílicas para o *log* do rendimento/hora, emprego formal e trabalho por conta própria, mulheres ocupadas de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

	2000										2010									
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
Pretos	0,028	-0,065	0,015	-0,075	0,001	-0,076	-0,014	-0,068	-0,036	-0,058	-0,005	-0,140	-0,021	-0,097	-0,041	-0,106	-0,073	-0,086	-0,114	-0,043*
	(0,005)	(0,018)	(0,003)	(0,011)	(0,004)	(0,012)	(0,005)	(0,018)	(0,006)	(0,019)	(0,003)	(0,030)	(0,001)	(0,010)	(0,002)	(0,012)	(0,003)	(0,017)	(0,007)	(0,027)
Pardos	-0,030	-0,069	-0,043	-0,073	-0,052	-0,080	-0,064	-0,093	-0,080	-0,087	-0,022	-0,118	-0,038	-0,083	-0,058	-0,078	-0,086	-0,077	-0,125	-0,075
	(0,002)	(0,009)	(0,002)	(0,007)	(0,002)	(0,006)	(0,003)	(0,009)	(0,003)	(0,012)	(0,001)	(0,009)	(0,001)	(0,009)	(0,001)	(0,006)	(0,002)	(0,010)	(0,004)	(0,015)
Idade	0,005	-0,024	0,012	-0,015	0,017	-0,014	0,021	-0,012	0,026	-0,016	0,001*	0,009*	0,006	0,003*	0,011	0,008	0,010	0,004*	0,012	-0,009*
	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,004)	(0,001)	(0,005)	(0,002)	(0,005)	(0,001)	(0,005)	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,004)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,005)
Idade ao quadrado	-0,000	0,000	-0,000	0,000*	-0,000	0,000*	-0,000	0,000*	-0,000	0,000	-0,000*	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000*	-0,000*	0,000*	0,000
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
De 1 a 3 anos	0,013	0,110	0,018	0,100	0,028	0,088	0,028	0,121	0,018*	0,117	0,055	0,209	0,038	0,204	0,058	0,187	0,075	0,143	0,065	0,101
	(0,004)	(0,024)	(0,004)	(0,013)	(0,003)	(0,014)	(0,008)	(0,017)	(0,010)	(0,020)	(0,010)	(0,041)	(0,005)	(0,027)	(0,004)	(0,024)	(0,009)	(0,031)	(0,021)	(0,051)
De 4 a 7 anos	0,034	0,284	0,052	0,245	0,070	0,213	0,073	0,228	0,058	0,220	0,072	0,432	0,053	0,383	0,084	0,318	0,107	0,258	0,080	0,148
	(0,005)	(0,025)	(0,005)	(0,013)	(0,004)	(0,017)	(0,009)	(0,022)	(0,014)	(0,023)	(0,010)	(0,034)	(0,004)	(0,025)	(0,004)	(0,022)	(0,009)	(0,023)	(0,016)	(0,043)
De 8 a 10 anos	0,094	0,425	0,132	0,389	0,167	0,374	0,192	0,424	0,213	0,446	0,108	0,548	0,103	0,462	0,154	0,405	0,198	0,371	0,205	0,282
	(0,008)	(0,032)	(0,005)	(0,015)	(0,004)	(0,019)	(0,010)	(0,027)	(0,014)	(0,025)	(0,010)	(0,041)	(0,005)	(0,030)	(0,004)	(0,023)	(0,009)	(0,020)	(0,018)	(0,047)
De 11 a 14 anos	0,424	0,663	0,513	0,670	0,595	0,673	0,659	0,764	0,689	0,807	0,205	0,674	0,225	0,573	0,317	0,546	0,396	0,522	0,422	0,377
	(0,007)	(0,037)	(0,007)	(0,017)	(0,006)	(0,023)	(0,012)	(0,025)	(0,016)	(0,032)	(0,010)	(0,043)	(0,006)	(0,037)	(0,005)	(0,030)	(0,011)	(0,032)	(0,021)	(0,053)
15 anos ou mais	1,266	1,373	1,370	1,453	1,416	1,521	1,430	1,621	1,411	1,671	0,618	1,083	0,737	1,030	0,888	1,045	0,962	1,057	0,923	0,885
	(0,009)	(0,053)	(0,008)	(0,028)	(0,010)	(0,026)	(0,014)	(0,034)	(0,017)	(0,050)	(0,011)	(0,059)	(0,008)	(0,049)	(0,008)	(0,035)	(0,013)	(0,047)	(0,026)	(0,071)
R. metropolitana	0,038	-0,038	0,043	-0,025	0,060	0,003*	0,082	0,023*	0,081	0,025*	0,001*	-0,005*	-0,005	-0,008*	0,003*	-0,009*	0,049	0,015*	0,110	0,043*
	(0,003)	(0,018)	(0,004)	(0,013)	(0,002)	(0,011)	(0,004)	(0,013)	(0,005)	(0,021)	(0,001)	(0,023)	(0,002)	(0,011)	(0,003)	(0,009)	(0,005)	(0,016)	(0,011)	(0,028)
Norte	0,176	0,246	0,202	0,216	0,242	0,184	0,258	0,190	0,283	0,212	0,083	0,257	0,120	0,252	0,174	0,200	0,218	0,233	0,261	0,285
	(0,004)	(0,017)	(0,004)	(0,010)	(0,005)	(0,010)	(0,005)	(0,012)	(0,009)	(0,019)	(0,004)	(0,021)	(0,002)	(0,015)	(0,003)	(0,009)	(0,005)	(0,012)	(0,008)	(0,023)
Sudeste	0,427	0,568	0,446	0,515	0,467	0,473	0,456	0,424	0,416	0,381	0,134	0,511	0,152	0,404	0,164	0,323	0,143	0,267	0,087	0,204
	(0,003)	(0,012)	(0,002)	(0,007)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,009)	(0,006)	(0,016)	(0,004)	(0,021)	(0,002)	(0,015)	(0,002)	(0,013)	(0,003)	(0,015)	(0,007)	(0,028)
Sul	0,459	0,559	0,457	0,507	0,455	0,442	0,422	0,393	0,367	0,350	0,192	0,530	0,218	0,403	0,237	0,341	0,214	0,266	0,129	0,154
	(0,004)	(0,012)	(0,002)	(0,008)	(0,004)	(0,010)	(0,004)	(0,012)	(0,005)	(0,017)	(0,005)	(0,033)	(0,004)	(0,022)	(0,004)	(0,016)	(0,005)	(0,021)	(0,010)	(0,033)
Centro-Oeste	0,286	0,460	0,300	0,401	0,320	0,355	0,325	0,332	0,326	0,310	0,102	0,501	0,131	0,395	0,175	0,348	0,203	0,313	0,179	0,271
	(0,004)	(0,011)	(0,003)	(0,009)	(0,003)	(0,010)	(0,004)	(0,010)	(0,005)	(0,016)	(0,004)	(0,019)	(0,003)	(0,015)	(0,003)	(0,014)	(0,004)	(0,015)	(0,007)	(0,033)

(Continua)

(Continuação)

	2000										2010									
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
De 20.001 a 100.000	0,038 (0,004)	0,110 (0,008)	0,043 (0,002)	0,112 (0,007)	0,058 (0,002)	0,101 (0,007)	0,075 (0,002)	0,089 (0,009)	0,091 (0,003)	0,065 (0,012)	0,022 (0,002)	0,161 (0,011)	0,031 (0,001)	0,123 (0,007)	0,046 (0,002)	0,135 (0,006)	0,071 (0,002)	0,135 (0,008)	0,120 (0,004)	0,146 (0,011)
De 100.001 a 500.000	0,151 (0,003)	0,269 (0,010)	0,163 (0,002)	0,252 (0,007)	0,189 (0,002)	0,228 (0,006)	0,216 (0,003)	0,203 (0,007)	0,243 (0,004)	0,156 (0,011)	0,077 (0,002)	0,264 (0,010)	0,089 (0,002)	0,218 (0,008)	0,119 (0,002)	0,223 (0,007)	0,169 (0,003)	0,205 (0,010)	0,246 (0,004)	0,215 (0,012)
Acima de 500.000	0,211 (0,003)	0,340 (0,011)	0,233 (0,003)	0,340 (0,009)	0,280 (0,002)	0,315 (0,007)	0,335 (0,003)	0,300 (0,009)	0,390 (0,004)	0,242 (0,011)	0,138 (0,004)	0,399 (0,015)	0,171 (0,003)	0,329 (0,014)	0,256 (0,004)	0,347 (0,013)	0,406 (0,007)	0,392 (0,018)	0,592 (0,013)	0,451 (0,031)
Indústria tradicional	-0,081 (0,007)	-0,135 (0,051)	-0,089 (0,004)	-0,147 (0,033)	-0,102 (0,005)	-0,214 (0,039)	-0,131 (0,005)	-0,315 (0,049)	-0,163 (0,008)	-0,527 (0,058)	-0,040 (0,004)	-0,118* (0,081)	-0,069 (0,003)	-0,152 (0,037)	-0,113 (0,005)	-0,209 (0,039)	-0,166 (0,005)	-0,289 (0,069)	-0,205 (0,011)	-0,382 (0,065)
Construção civil	-0,117 (0,015)	0,006* (0,075)	-0,093 (0,007)	0,076* (0,047)	-0,092 (0,008)	0,042* (0,064)	-0,068 (0,014)	0,043* (0,104)	-0,046 (0,018)	-0,111* (0,117)	-0,028 (0,012)	0,149* (0,096)	-0,034 (0,009)	0,033* (0,043)	-0,034 (0,011)	0,056* (0,049)	-0,016* (0,017)	0,102* (0,072)	0,062 (0,028)	0,001* (0,087)
Serv. distributivos	-0,174 (0,007)	-0,054* (0,053)	-0,166 (0,004)	0,012* (0,034)	-0,161 (0,005)	0,070* (0,041)	-0,147 (0,006)	0,124 (0,050)	-0,119 (0,009)	0,046* (0,059)	-0,129 (0,004)	0,069* (0,080)	-0,131 (0,003)	0,036* (0,040)	-0,160 (0,005)	0,066* (0,040)	-0,179 (0,005)	0,131* (0,068)	-0,164 (0,009)	0,171 (0,062)
Serviços produtivos	-0,048 (0,007)	0,060* (0,055)	-0,049 (0,005)	0,059* (0,035)	-0,015 (0,006)	-0,004* (0,041)	0,078 (0,006)	-0,065* (0,050)	0,156 (0,010)	-0,272 (0,066)	-0,049 (0,004)	-0,005* (0,086)	-0,064 (0,005)	-0,008* (0,045)	-0,065 (0,007)	0,027* (0,046)	-0,020 (0,007)	0,127* (0,070)	0,064 (0,012)	0,141* (0,073)
Serviços sociais	-0,041 (0,007)	-0,134* (0,071)	-0,038 (0,004)	-0,140 (0,049)	-0,042 (0,005)	-0,246 (0,046)	-0,048 (0,006)	-0,342 (0,053)	-0,063 (0,008)	-0,491 (0,059)	-0,006 (0,004)	0,054* (0,081)	-0,024 (0,004)	-0,006* (0,040)	-0,052 (0,006)	-0,029 (0,055)	-0,074 (0,005)	0,008* (0,071)	-0,079 (0,009)	0,012* (0,056)
Serviços pessoais	-0,219 (0,007)	-0,054* (0,055)	-0,208 (0,004)	-0,018* (0,033)	-0,198 (0,006)	-0,027* (0,040)	-0,187 (0,006)	-0,047* (0,051)	-0,171 (0,007)	-0,222 (0,060)	-0,168 (0,003)	0,078* (0,080)	-0,159 (0,004)	0,027* (0,036)	-0,191 (0,005)	-0,002* (0,039)	-0,226 (0,005)	-0,037* (0,068)	-0,227 (0,011)	-0,112* (0,062)
Médio	-0,298 (0,004)	-0,157* (0,102)	-0,308 (0,003)	-0,136* (0,084)	-0,317 (0,002)	-0,067* (0,066)	-0,350 (0,004)	-0,133* (0,087)	-0,401 (0,003)	-0,037* (0,109)	-0,220 (0,003)	-0,066* (0,131)	-0,308 (0,003)	-0,311 (0,059)	-0,319 (0,003)	-0,120* (0,089)	-0,310 (0,003)	-0,182* (0,141)	-0,301 (0,004)	-0,092* (0,095)
Manual	-0,562 (0,004)	-0,498 (0,097)	-0,638 (0,003)	-0,499 (0,077)	-0,720 (0,003)	-0,511 (0,062)	-0,786 (0,004)	-0,618 (0,082)	-0,833 (0,005)	-0,552 (0,111)	-0,310 (0,003)	-0,272 (0,131)	-0,452 (0,003)	-0,520 (0,056)	-0,581 (0,002)	-0,372 (0,093)	-0,669 (0,006)	-0,451 (0,153)	-0,701 (0,007)	-0,383 (0,088)
_m1	0,007* (0,004)	0,235 (0,018)	-0,005* (0,003)	0,168 (0,011)	0,001* (0,003)	0,147 (0,013)	0,008* (0,006)	0,114 (0,015)	0,004* (0,008)	0,102 (0,020)	0,002* (0,006)	0,267 (0,032)	-0,065 (0,004)	0,214 (0,025)	-0,100 (0,003)	0,125 (0,021)	-0,117 (0,006)	0,093 (0,026)	-0,144 (0,013)	0,114 (0,038)
_m2	0,141 (0,004)	0,223 (0,016)	0,135 (0,002)	0,196 (0,009)	0,130 (0,002)	0,193 (0,009)	0,121 (0,004)	0,186 (0,015)	0,100 (0,006)	0,179 (0,017)	0,058 (0,002)	0,128 (0,014)	0,037 (0,002)	0,119 (0,010)	0,029 (0,002)	0,096 (0,006)	0,020 (0,003)	0,090 (0,010)	-0,005* (0,005)	0,082 (0,022)
Constante	1,001 (0,056)	1,745 (0,184)	1,031 (0,029)	1,778 (0,128)	1,163 (0,027)	2,282 (0,153)	1,348 (0,043)	2,763 (0,201)	1,458 (0,081)	3,429 (0,212)	1,097 (0,037)	0,376 (0,289)	1,015 (0,030)	1,273 (0,189)	1,019 (0,031)	1,278 (0,146)	1,183 (0,046)	1,901 (0,229)	1,272 (0,088)	2,818 (0,322)

Fonte: Censos 2000 e 2010.
Elaboração das autoras.
Obs.: 1. * = Coeficientes não significativos a 5%.
2. Erros-padrão entre parênteses.
3. CP = conta própria.
4. Categorias-base: brancos; menos de 1 ano de estudo; região não metropolitana; região nordeste; municípios com até 20.000 habitantes; indústria moderna; categoria de ocupação 'superior'.
5. Tamanho da amostra: Formal = 709.085 (2000); 549.668 (2010). Conta própria = 220.576 (2000); 115.178 (2010).

TABELA A.3

Estimativas do 2º estágio das regressões quantílicas para o *log* do rendimento/hora, emprego formal e trabalho por conta própria, homens ocupados de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

	2000										2010									
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
Pretos	-0,269	-0,140	-0,272	-0,154	-0,284	-0,148	-0,284	-0,145	-0,279	-0,129	-0,151	-0,206	-0,198	-0,254	-0,226	-0,277	-0,248	-0,273	-0,254	-0,267
	(0,004)	(0,010)	(0,004)	(0,011)	(0,003)	(0,010)	(0,003)	(0,012)	(0,004)	(0,017)	(0,003)	(0,016)	(0,003)	(0,009)	(0,004)	(0,010)	(0,006)	(0,011)	(0,009)	(0,019)
Pardos	-0,157	-0,112	-0,164	-0,122	-0,171	-0,119	-0,176	-0,127	-0,178	-0,139	-0,087	-0,147	-0,116	-0,175	-0,135	-0,182	-0,157	-0,187	-0,171	-0,172
	(0,002)	(0,009)	(0,002)	(0,007)	(0,001)	(0,005)	(0,002)	(0,007)	(0,002)	(0,009)	(0,003)	(0,006)	(0,002)	(0,005)	(0,002)	(0,005)	(0,003)	(0,006)	(0,004)	(0,010)
Idade	0,053	0,025	0,060	0,029	0,069	0,030	0,076	0,031	0,078	0,029	0,025	0,051	0,035	0,062	0,041	0,065	0,044	0,067	0,041	0,061
	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,003)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,004)
Idade_2	-0,000	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001	-0,000	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
De 1 a 3 anos	0,066	0,207	0,090	0,186	0,103	0,190	0,113	0,194	0,110	0,178	0,025	0,315	0,009*	0,243	0,015	0,166	0,027	0,165	0,032	0,151
	(0,005)	(0,011)	(0,005)	(0,008)	(0,005)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,012)	(0,007)	(0,010)	(0,005)	(0,008)	(0,008)	(0,008)	(0,013)	(0,023)
De 4 a 7 anos	0,154	0,432	0,183	0,412	0,204	0,403	0,223	0,392	0,228	0,382	0,066	0,497	0,066	0,378	0,082	0,310	0,099	0,300	0,084	0,275
	(0,005)	(0,010)	(0,005)	(0,007)	(0,004)	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,007)	(0,008)	(0,004)	(0,012)	(0,004)	(0,008)	(0,005)	(0,009)	(0,005)	(0,009)	(0,008)	(0,015)
De 8 a 10 anos	0,195	0,653	0,229	0,648	0,267	0,660	0,316	0,666	0,365	0,667	0,081	0,556	0,082	0,427	0,097	0,349	0,129	0,364	0,137	0,351
	(0,005)	(0,011)	(0,005)	(0,008)	(0,006)	(0,007)	(0,007)	(0,007)	(0,009)	(0,012)	(0,004)	(0,016)	(0,004)	(0,010)	(0,004)	(0,010)	(0,007)	(0,010)	(0,009)	(0,018)
De 11 a 14 anos	0,257	0,991	0,318	0,996	0,413	1,046	0,526	1,073	0,634	1,083	0,076	0,608	0,069	0,456	0,098	0,369	0,152	0,402	0,189	0,401
	(0,007)	(0,020)	(0,006)	(0,013)	(0,007)	(0,012)	(0,009)	(0,016)	(0,012)	(0,023)	(0,008)	(0,024)	(0,007)	(0,015)	(0,007)	(0,018)	(0,010)	(0,019)	(0,013)	(0,024)
15 anos ou mais	0,621	1,549	0,719	1,620	0,802	1,730	0,878	1,771	0,947	1,821	0,291	0,760	0,338	0,570	0,407	0,532	0,470	0,624	0,506	0,697
	(0,007)	(0,038)	(0,010)	(0,026)	(0,011)	(0,023)	(0,013)	(0,031)	(0,018)	(0,049)	(0,010)	(0,041)	(0,009)	(0,024)	(0,010)	(0,026)	(0,016)	(0,036)	(0,020)	(0,051)
R. metropolitana	-0,033	-0,043	-0,036	-0,032	-0,017	-0,018	-0,002*	-0,015*	-0,011	-0,022*	-0,048	-0,029	-0,056	-0,050	-0,050	-0,053	-0,037	-0,035	-0,022	-0,002*
	(0,004)	(0,010)	(0,004)	(0,008)	(0,004)	(0,006)	(0,005)	(0,008)	(0,005)	(0,011)	(0,004)	(0,010)	(0,003)	(0,006)	(0,004)	(0,008)	(0,005)	(0,011)	(0,007)	(0,024)
Norte	0,159	0,179	0,186	0,166	0,195	0,172	0,188	0,174	0,171	0,221	0,070	0,280	0,084	0,211	0,129	0,212	0,143	0,240	0,141	0,262
	(0,005)	(0,011)	(0,005)	(0,007)	(0,004)	(0,007)	(0,005)	(0,007)	(0,007)	(0,010)	(0,004)	(0,010)	(0,003)	(0,008)	(0,005)	(0,009)	(0,005)	(0,011)	(0,014)	(0,014)
Sudeste	0,181	0,608	0,177	0,589	0,143	0,578	0,087	0,527	0,041	0,506	0,023	0,513	-0,014	0,268	-0,039	0,197	-0,101	0,149	-0,165	0,107
	(0,004)	(0,016)	(0,003)	(0,016)	(0,003)	(0,011)	(0,003)	(0,016)	(0,005)	(0,021)	(0,007)	(0,018)	(0,005)	(0,014)	(0,006)	(0,013)	(0,009)	(0,017)	(0,011)	(0,027)
Sul	0,208	0,582	0,173	0,549	0,116	0,522	0,047	0,467	-0,017	0,447	0,059	0,547	0,003*	0,307	-0,039	0,240	-0,122	0,181	-0,218	0,147
	(0,004)	(0,015)	(0,004)	(0,014)	(0,004)	(0,009)	(0,004)	(0,014)	(0,006)	(0,018)	(0,008)	(0,017)	(0,006)	(0,013)	(0,006)	(0,012)	(0,009)	(0,017)	(0,010)	(0,026)
Centro-Oeste	0,167	0,506	0,169	0,461	0,154	0,437	0,124	0,409	0,106	0,427	0,050	0,587	0,041	0,376	0,051	0,334	0,023	0,311	-0,006*	0,309
	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,008)	(0,003)	(0,006)	(0,005)	(0,008)	(0,007)	(0,013)	(0,008)	(0,018)	(0,005)	(0,012)	(0,005)	(0,012)	(0,008)	(0,015)	(0,010)	(0,019)

(Continua)

(Continuação)

	2000										2010									
	q10		q25		q50		q75		q90		q10		q25		q50		q75		q90	
	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP	Formal	CP
De 20.001 a 100.000	0,063 (0,003)	0,165 (0,008)	0,073 (0,002)	0,156 (0,008)	0,086 (0,002)	0,148 (0,006)	0,095 (0,002)	0,123 (0,006)	0,101 (0,004)	0,120 (0,008)	0,029 (0,002)	0,074 (0,007)	0,025 (0,002)	0,070 (0,006)	0,026 (0,002)	0,056 (0,005)	0,037 (0,003)	0,066 (0,005)	0,060 (0,004)	0,093 (0,007)
De 100.001 a 500.000	0,147 (0,002)	0,301 (0,013)	0,149 (0,002)	0,293 (0,012)	0,161 (0,002)	0,282 (0,008)	0,171 (0,002)	0,251 (0,012)	0,174 (0,004)	0,232 (0,016)	0,071 (0,003)	0,138 (0,009)	0,058 (0,003)	0,115 (0,008)	0,049 (0,003)	0,085 (0,007)	0,060 (0,003)	0,089 (0,007)	0,099 (0,005)	0,116 (0,012)
Acima de 500.000	0,162 (0,003)	0,355 (0,016)	0,172 (0,003)	0,337 (0,014)	0,189 (0,003)	0,330 (0,011)	0,208 (0,003)	0,298 (0,016)	0,220 (0,005)	0,289 (0,022)	0,118 (0,004)	0,203 (0,008)	0,121 (0,004)	0,195 (0,010)	0,145 (0,005)	0,191 (0,007)	0,203 (0,006)	0,222 (0,012)	0,298 (0,009)	0,278 (0,022)
Indústria tradicional	-0,145 (0,004)	-0,041 (0,010)	-0,167 (0,003)	-0,042 (0,010)	-0,185 (0,002)	-0,049 (0,008)	-0,198 (0,003)	-0,060 (0,008)	-0,201 (0,005)	-0,073 (0,012)	-0,087 (0,004)	-0,021* (0,020)	-0,120 (0,003)	-0,043 (0,016)	-0,145 (0,003)	-0,059 (0,011)	-0,160 (0,004)	-0,032 (0,014)	-0,157 (0,006)	0,026* (0,020)
Construção civil	-0,161 (0,004)	-0,010* (0,011)	-0,162 (0,004)	-0,023 (0,008)	-0,168 (0,003)	-0,064 (0,007)	-0,185 (0,003)	-0,143 (0,008)	-0,203 (0,005)	-0,273 (0,009)	-0,093 (0,004)	0,003* (0,015)	-0,114 (0,003)	-0,044 (0,014)	-0,130 (0,003)	-0,106 (0,009)	-0,149 (0,004)	-0,173 (0,013)	-0,126 (0,008)	-0,274 (0,018)
Serv. distributivos	-0,190 (0,003)	-0,049 (0,012)	-0,191 (0,003)	-0,003* (0,008)	-0,181 (0,003)	0,076 (0,007)	-0,168 (0,003)	0,195 (0,008)	-0,155 (0,004)	0,295 (0,009)	-0,179 (0,004)	-0,034 (0,015)	-0,196 (0,003)	-0,006* (0,014)	-0,198 (0,002)	0,039 (0,010)	-0,200 (0,004)	0,143 (0,012)	-0,166 (0,007)	0,245 (0,016)
Serviços produtivos	-0,110 (0,004)	-0,137 (0,012)	-0,113 (0,003)	-0,140 (0,010)	-0,102 (0,003)	-0,123 (0,008)	-0,086 (0,004)	-0,098 (0,012)	-0,055 (0,005)	-0,085 (0,014)	-0,082 (0,004)	-0,198 (0,025)	-0,094 (0,003)	-0,123 (0,018)	-0,094 (0,003)	-0,071 (0,016)	-0,080 (0,005)	0,001* (0,021)	-0,023 (0,008)	0,085 (0,031)
Serviços sociais	-0,216 (0,003)	-0,079 (0,023)	-0,249 (0,004)	-0,082 (0,022)	-0,258 (0,003)	-0,045 (0,018)	-0,256 (0,004)	0,045 (0,024)	-0,229 (0,005)	0,152 (0,030)	-0,139 (0,005)	-0,116 (0,031)	-0,191 (0,005)	-0,085 (0,028)	-0,238 (0,004)	-0,055 (0,028)	-0,263 (0,005)	0,070 (0,030)	-0,217 (0,009)	0,230 (0,046)
Serviços pessoais	-0,359 (0,007)	-0,277 (0,010)	-0,352 (0,006)	-0,252 (0,007)	-0,334 (0,005)	-0,196 (0,008)	-0,312 (0,005)	-0,126 (0,009)	-0,276 (0,007)	-0,057 (0,009)	-0,245 (0,007)	-0,239 (0,018)	-0,280 (0,004)	-0,213 (0,016)	-0,310 (0,006)	-0,213 (0,009)	-0,322 (0,008)	-0,173 (0,014)	-0,299 (0,013)	-0,143 (0,021)
Médio	-0,278 (0,004)	-0,177 (0,061)	-0,307 (0,003)	-0,129 (0,025)	-0,350 (0,002)	-0,144 (0,045)	-0,381 (0,004)	-0,141 (0,036)	-0,420 (0,006)	-0,257 (0,088)	-0,207 (0,004)	-0,046* (0,066)	-0,270 (0,004)	-0,158 (0,039)	-0,317 (0,005)	-0,128 (0,055)	-0,361 (0,007)	-0,096* (0,053)	-0,380 (0,008)	-0,110* (0,086)
Manual	-0,489 (0,004)	-0,532 (0,058)	-0,546 (0,003)	-0,524 (0,027)	-0,628 (0,003)	-0,576 (0,042)	-0,692 (0,004)	-0,619 (0,038)	-0,741 (0,006)	-0,751 (0,087)	-0,314 (0,005)	-0,338 (0,067)	-0,406 (0,003)	-0,457 (0,039)	-0,504 (0,004)	-0,434 (0,050)	-0,613 (0,006)	-0,433 (0,053)	-0,660 (0,009)	-0,455 (0,088)
_m1	0,426 (0,006)	0,638 (0,014)	0,415 (0,005)	0,645 (0,010)	0,395 (0,008)	0,604 (0,012)	0,364 (0,007)	0,562 (0,011)	0,321 (0,010)	0,523 (0,013)	0,240 (0,006)	0,452 (0,013)	0,319 (0,005)	0,459 (0,011)	0,370 (0,007)	0,445 (0,010)	0,390 (0,010)	0,427 (0,014)	0,356 (0,011)	0,392 (0,019)
_m2	-0,410 (0,015)	-0,687 (0,025)	-0,311 (0,010)	-0,651 (0,019)	-0,231 (0,013)	-0,545 (0,026)	-0,164 (0,015)	-0,462 (0,025)	-0,123 (0,019)	-0,405 (0,032)	-0,290 (0,010)	-0,209 (0,026)	-0,407 (0,007)	-0,282 (0,026)	-0,360 (0,010)	-0,348 (0,026)	-0,269 (0,014)	-0,274 (0,027)	-0,167 (0,022)	-0,138 (0,044)
Constante	-1,398 (0,018)	-1,067 (0,077)	-1,308 (0,013)	-0,695 (0,051)	-1,146 (0,014)	-0,252 (0,052)	-0,864 (0,015)	0,262 (0,055)	-0,434 (0,029)	0,882 (0,112)	-0,192 (0,022)	-0,943 (0,093)	-0,302 (0,025)	-0,279 (0,060)	-0,264 (0,027)	0,191 (0,062)	-0,048 (0,029)	0,563 (0,065)	0,395 (0,047)	1,147 (0,115)

Fonte: Censos 2000 e 2010.
Elaboração das autoras.
Obs.: 1. * = Coeficientes não significativos a 5%.
2. Erros-padrão entre parênteses.
3. CP = conta própria.
4. Categorias-base: brancos; menos de 1 ano de estudo; região não metropolitana; região nordeste; municípios com até 20.000 habitantes; indústria moderna; categoria de ocupação 'superior'.
5. Tamanho da amostra: Formal = 910.273 (2000); 509.574 (2010). Conta própria = 501.462 (2000); 226.420 (2010).

TABELA A.4

Decomposição de Machado e Mata para o diferencial de rendimentos entre emprego formal e trabalho por conta própria, mulheres e homens ocupados de 25 a 59 anos: Brasil (2000-2010)

Quantil (%)	Mulheres								Homens							
	Diferencial bruto		Diferencial predito		Características		Coeficientes		Diferencial bruto		Diferencial predito		Características		Coeficientes	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
5	0,679	0,977	0,664 (0,034)	0,924 (0,031)	0,189 (0,019)	0,137 (0,012)	0,475 (0,032)	0,786 (0,032)	0,483	0,685	0,461 (0,031)	0,614 (0,028)	0,195 (0,024)	0,129 (0,016)	0,266 (0,029)	0,485 (0,030)
10	0,481	0,658	0,495 (0,027)	0,648 (0,026)	0,210 (0,015)	0,127 (0,009)	0,285 (0,026)	0,521 (0,026)	0,373	0,412	0,373 (0,024)	0,421 (0,023)	0,200 (0,021)	0,132 (0,015)	0,173 (0,026)	0,288 (0,022)
15	0,356	0,511	0,404 (0,026)	0,484 (0,022)	0,231 (0,015)	0,134 (0,008)	0,173 (0,025)	0,350 (0,022)	0,329	0,243	0,320 (0,022)	0,321 (0,020)	0,203 (0,019)	0,138 (0,015)	0,117 (0,024)	0,183 (0,020)
20	0,383	0,336	0,345 (0,023)	0,374 (0,020)	0,252 (0,015)	0,147 (0,008)	0,092 (0,021)	0,226 (0,020)	0,358	0,212	0,284 (0,020)	0,262 (0,018)	0,207 (0,017)	0,144 (0,015)	0,077 (0,020)	0,117 (0,017)
25	0,295	0,243	0,305 (0,023)	0,297 (0,017)	0,276 (0,016)	0,164 (0,008)	0,030 (0,019)	0,132 (0,017)	0,288	0,203	0,253 (0,020)	0,224 (0,017)	0,211 (0,017)	0,151 (0,014)	0,042 (0,019)	0,073 (0,014)
30	0,278	0,207	0,275 (0,022)	0,244 (0,016)	0,300 (0,015)	0,186 (0,009)	-0,025 (0,020)	0,058 (0,016)	0,239	0,243	0,227 (0,020)	0,194 (0,017)	0,217 (0,016)	0,159 (0,015)	0,010 (0,019)	0,036 (0,015)
35	0,278	0,163	0,253 (0,021)	0,209 (0,015)	0,328 (0,016)	0,214 (0,010)	-0,075 (0,020)	-0,005 (0,015)	0,223	0,192	0,207 (0,021)	0,170 (0,016)	0,224 (0,017)	0,166 (0,015)	-0,017 (0,019)	0,004 (0,015)
40	0,223	0,223	0,239 (0,020)	0,186 (0,015)	0,359 (0,017)	0,247 (0,011)	-0,121 (0,020)	-0,060 (0,015)	0,198	0,182	0,190 (0,021)	0,148 (0,017)	0,235 (0,017)	0,174 (0,016)	-0,044 (0,020)	-0,026 (0,016)
45	0,197	0,154	0,229 (0,022)	0,169 (0,017)	0,392 (0,019)	0,284 (0,012)	-0,163 (0,020)	-0,115 (0,014)	0,223	0,125	0,177 (0,021)	0,132 (0,017)	0,244 (0,016)	0,185 (0,015)	-0,067 (0,019)	-0,052 (0,016)
50	0,171	0,182	0,226 (0,023)	0,158 (0,017)	0,431 (0,020)	0,325 (0,013)	-0,204 (0,020)	-0,167 (0,015)	0,178	0,136	0,165 (0,021)	0,120 (0,019)	0,257 (0,017)	0,196 (0,016)	-0,092 (0,020)	-0,076 (0,016)
55	0,223	0,061	0,230 (0,024)	0,152 (0,019)	0,474 (0,021)	0,370 (0,013)	-0,244 (0,020)	-0,217 (0,014)	0,176	0,105	0,159 (0,023)	0,111 (0,019)	0,273 (0,018)	0,210 (0,016)	-0,115 (0,021)	-0,099 (0,015)
60	0,223	0,182	0,239 (0,026)	0,153 (0,018)	0,522 (0,022)	0,419 (0,014)	-0,284 (0,021)	-0,267 (0,016)	0,182	0,087	0,153 (0,022)	0,103 (0,020)	0,292 (0,019)	0,226 (0,016)	-0,139 (0,020)	-0,123 (0,016)
65	0,262	0,078	0,249 (0,027)	0,152 (0,020)	0,572 (0,022)	0,467 (0,016)	-0,323 (0,022)	-0,315 (0,016)	0,182	0,143	0,152 (0,024)	0,098 (0,023)	0,317 (0,020)	0,243 (0,019)	-0,165 (0,020)	-0,145 (0,018)
70	0,223	0,203	0,259 (0,030)	0,154 (0,022)	0,624 (0,022)	0,518 (0,017)	-0,365 (0,022)	-0,364 (0,018)	0,182	0,154	0,155 (0,025)	0,097 (0,023)	0,349 (0,022)	0,267 (0,020)	-0,194 (0,022)	-0,170 (0,019)
75	0,300	0,223	0,269 (0,030)	0,156 (0,025)	0,678 (0,024)	0,571 (0,019)	-0,409 (0,023)	-0,415 (0,020)	0,182	0,156	0,162 (0,027)	0,098 (0,025)	0,389 (0,023)	0,293 (0,021)	-0,226 (0,023)	-0,196 (0,021)
80	0,278	0,195	0,273 (0,032)	0,152 (0,025)	0,732 (0,026)	0,621 (0,020)	-0,458 (0,025)	-0,469 (0,022)	0,223	0,223	0,175 (0,029)	0,102 (0,026)	0,438 (0,025)	0,326 (0,024)	-0,263 (0,023)	-0,224 (0,024)
85	0,288	0,201	0,274 (0,034)	0,132 (0,028)	0,785 (0,028)	0,658 (0,026)	-0,510 (0,028)	-0,526 (0,026)	0,182	0,223	0,194 (0,036)	0,108 (0,030)	0,503 (0,032)	0,366 (0,027)	-0,309 (0,028)	-0,258 (0,027)
90	0,316	0,174	0,262 (0,037)	0,088 (0,034)	0,837 (0,031)	0,678 (0,032)	-0,575 (0,033)	-0,590 (0,031)	0,219	0,268	0,222 (0,040)	0,114 (0,030)	0,589 (0,037)	0,414 (0,029)	-0,368 (0,035)	-0,299 (0,031)
95	0,223	0,080	0,215 (0,046)	0,003 (0,047)	0,883 (0,041)	0,634 (0,042)	-0,668 (0,043)	-0,631 (0,043)	0,262	0,243	0,261 (0,048)	0,108 (0,048)	0,709 (0,044)	0,467 (0,037)	-0,448 (0,046)	-0,359 (0,045)

Fonte: Censos Demográficos 2000 e 2010.
Elaboração das autoras.

ESTIMANDO O RETORNO DA ESCOLARIDADE DOS JOVENS POR CLASSE DE RENDA: 1997-2012

Luciano Nakabashi[1]
Leonardo Assahide[2]

O mercado de trabalho passa por constantes alterações e é distinto dependendo da faixa etária, da classe de renda, da escolaridade, entre outras características dos trabalhadores. No presente estudo, busca-se analisar o mercado de trabalho para os jovens de acordo com faixa de renda domiciliar *per capita* de cada jovem, com especial ênfase à escolaridade. A qualificação dos jovens é essencial para o processo de ascensão econômica, como aquela presenciada na primeira década dos anos 2000. No entanto, os resultados indicam uma redução no retorno da escolaridade ao longo do período analisado, além do retorno ser menor para os jovens das classes mais baixas, o que mostra que os desafios atuais para a manutenção desse processo são grandes. Uma possibilidade levantada no presente estudo é que melhoras na qualidade da educação são importantes nesse sentido, mas uma análise mais aprofundada seria necessária para verificar os determinantes do diferencial do retorno da escolaridade entre os jovens das três classes de renda.

Palavras-chave: mercado de trabalho; jovens; classes de renda.

JEL: I26; C20.

ESTIMATING THE RETURN TO SCHOOLING OF THE YOUNG POPULATION BY INCOME CLASS: 1997-2012

The labor market is constantly changing and it is different depending on worker age range, income class, education, among other worker characteristics. In this study, we seek to analyze the labor market for young people according to their family income per capita, with special emphasis on education. Young people's education and training are essential to increase their income, as in the first decade of this century in Brazil. However, the results indicate a decrease in the returns to schooling in the period analized in the present study, mainly to young workers from lower income classes, which is a challenge to the maintenance of the income rise process. One possibility to foster young workers' income is to invest in education quality, but further analysis is needed to verify the determinants of the returns to schooling differences among the youth of the three income classes.

Keywords: labor market; young workers; income classes.

1. Os autores gostariam de agradecer aos valiosos comentários de Daniel Domingues dos Santos, Ricardo Paes de Barros, Diana Grosner, Sabino Porto Júnior e demais participantes do seminário realizado no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), além do apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR).

2. Mestre em economia aplicada pela FEA-RP/USP. *E-mail*: <leo.assahide@gmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho no Brasil vem apresentando mudanças significativas ao longo do tempo de acordo com as transformações que ocorrem na própria economia. Sobretudo, a partir do início dos anos 2000, a sociedade brasileira presenciou um fenômeno muito importante que ficou conhecido como o surgimento da nova classe média, sendo ele decorrente da maior elevação da renda das camadas mais pobres da população.

A ascensão recente das classes menos favorecidas é um fenômeno de extrema relevância por quebrar, pelo menos em parte, a inércia na manutenção das famílias na mesma classe de renda devido à grande influência do *background* familiar na determinação das condições de trabalho dos filhos, como ressaltado por Reis e Ramos (2011) e Ferreira e Veloso (2006, 2003). Ferreira e Veloso (2003) apontam para a existência de uma limitada mobilidade educacional em diferentes gerações da classe trabalhadora decorrente da elevada correlação da escolaridade entre pais e filhos. Como consequência, Ferreira e Veloso (2006) destacam o reduzido grau de mobilidade dos rendimentos no mercado de trabalho no Brasil. Reis e Ramos (2011) destacam que a escolaridade e ocupação dos pais, a raça e a região de nascimento explicam entre 10% e 37% da desigualdade total de rendimentos, com maior importância para a escolaridade dos pais.

Algumas características primordiais, na explicação do processo de ascensão de um número considerável de famílias à nova classe média, passam pelo maior acesso ao sistema de ensino pelas camadas menos favorecidas da população, pelo maior grau de formalização da força de trabalho que ocorreu na primeira década dos anos 2000, pela redução da taxa de desemprego, forçando os salários reais para cima, com especial ênfase às classes menos favorecidas, pelos programas de distribuição de renda e elevação do salário mínimo, entre outros fatores.

Para a manutenção desse processo, é importante analisar as características que afetam os salários dos jovens, considerando que a forma de inserção destes no mercado de trabalho é um elemento crucial na determinação dos salários e da mobilidade social nas próximas décadas. Outro ponto que deve ser destacado é a comparação do mercado de trabalho dos jovens em relação ao dos adultos, visto que os primeiros ainda estão no início de sua experiência no mercado de trabalho, com maiores possibilidades de mudanças e com uma parcela significativa que ainda estuda (cerca de 15% dos jovens entre 15 e 29 anos), além possibilitar a visualização de outras diferenças no mercado de trabalho nas distintas faixas etárias, fornecendo pistas sobre as tendências deste mercado ao longo das próximas décadas.

Levando em conta essas considerações, o objetivo do presente estudo é analisar as características do mercado de trabalho dos jovens em relação aos adultos, entre 1995 e 2012. Adicionalmente, o estudo do mercado de trabalho dos jovens

foi realizado por classe de renda domiciliar *per capita*, com especial ênfase no avanço do nível de escolaridade.[3] A divisão por classe de renda do jovem é relevante para o melhor entendimento das peculiaridades de cada um dos mercados de trabalho experimentados pelos jovens de acordo com o nível de renda domiciliar *per capita*, apontando quais políticas podem ser adotadas para o estímulo do mercado de trabalho daqueles que são menos favorecidos. Na seção 3, apresentamos evidências que o mercado de trabalho dos jovens possui características distintas de acordo com o nível de renda domiciliar *per capita*.

Em um primeiro momento, foi realizada uma análise do mercado de trabalho dos jovens e adultos, considerando algumas características relevantes como as proporções de ocupados e desempregados, a evolução da escolaridade, a proporção de filhos em escolas públicas e particulares, entre outras. Essa análise tem como base os dados das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnad), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que possui amplas informações do mercado de trabalho e das características dos domicílios. O período da análise vai de 1995 a 2012, sendo este escolhido por se iniciar no ano em que a inflação já estava controlada e, desse modo, com dados mais confiáveis, além da dinâmica do mercado de trabalho ser mais homogênea a partir do controle inflacionário.

Em um segundo momento, os dados foram utilizados para estimações do retorno da escolaridade dos trabalhadores jovens brasileiros, ou seja, daqueles entre 15 e 29 anos, para 1997, 2002, 2007 e 2012, separando por classe de renda de acordo com a classificação da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR). A separação, a cada cinco anos, foi realizada com o objetivo de se verificar as alterações nos coeficientes estimados que ocorrem em períodos mais longos, sendo que elas estão relacionadas às mudanças no mercado de trabalho. Para fins de comparação, também foram estimadas, para os mesmos anos e as mesmas especificações, regressões para os trabalhadores adultos (entre 25 e 64 anos).[4]

Essa comparação é importante porque a proporção de trabalhadores entre 25 e 64 anos que estuda é marginal, enquanto que para os jovens entre 15 e 29 anos ela é mais importante. Os resultados podem ser alterados devido aos jovens que trabalham temporariamente para o pagamento das despesas correntes enquanto terminam os estudos, de forma que os seus salários podem ficar mais distantes de suas respectivas produtividades marginais. Para os indivíduos que se dedicam inteiramente ao mercado de trabalho, as diferenças de produtividade estão mais relacionadas aos diferenciais de salários. No entanto, pelas semelhanças de vários resultados das estimações com

3. Escolaridade em anos de estudo, no presente estudo.

4. A faixa etária considerada para os adultos foi entre 25 e 64 anos e não entre 30 e 64 anos para fins de comparação com outros estudos, visto que, em geral, os estudos para o mercado de trabalho no Brasil utilizam a primeira divisão da faixa etária (entre 25 e 64 anos) ou de pessoas com 25 anos ou mais. Dessa forma, existe uma pequena sobreposição dos dados nas duas amostras (jovens e adultos).

as duas bases (jovens e adultos), esse potencial problema não parece ser relevante. De qualquer maneira, com as estimações realizadas de forma separada para jovens e adultos, é possível comparar as especificidades do mercado de trabalho de acordo com as diferentes faixas etárias e, desse modo, indicar as tendências futuras.

A análise com foco nos jovens se justifica pela reduzida quantidade de estudos realizados para essa faixa etária, que também apresenta características específicas em relação aos adultos, como , por exemplo, menor taxa de participação e maior taxa de desemprego. Mais raros ainda são os estudos voltados para essa faixa etária que utilizam métodos estatísticos geralmente aplicados na estimação do retorno salarial da escolaridade.

Outra contribuição do presente estudo é a separação dos jovens por classes de renda domiciliar *per capita*, ajudando a entender as especificidades de cada um desses mercados de trabalho, o que ajuda na elaboração de políticas públicas de acordo com a faixa de renda do jovem. Além disso, os resultados mostram que algumas dessas diferenças vêm se acentuando ao longo do tempo. Elas decorrem, pelo menos em parte, pelo diferencial de qualidade do sistema educacional experimentado pelos jovens das distintas classes de renda e pelo acesso ao ensino superior, como sugerido pelos dados. As causas das peculiaridades do mercado de trabalho para os jovens, de acordo com sua classe econômica, são importantes aspectos que devem ser aprofundados em futuros estudos.

Na parte empírica, inicia-se com uma análise dos dados por meio de gráficos e tabelas para que se tenha ideia da importância dos jovens na população brasileira e das especificidades do seu mercado de trabalho. Em um segundo momento, parte-se para a análise econométrica, em que os retornos salariais por ano de escolaridade são estimados pelo método de Heckman (1979) para corrigir o chamado viés de seleção amostral, sendo que este é ocasionado pela estratégia de procura de emprego por parte dos indivíduos. Os resultados também foram estimados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP) que leva em consideração a correlação dos erros nas equações de seleção e de salários, com ganhos potenciais de eficiência (Roodman, 2011). Os coeficientes estimados pelos dois métodos são similares.

Vários estudos foram realizados para o Brasil a partir da metodologia desenvolvida por Heckman, mas baseados em indivíduos com 25 anos ou mais ou entre 25 e 64 anos que participam do mercado de trabalho. Para citar alguns, Suliano e Siqueira (2012), em uma análise comparativa entre as regiões Nordeste e Sudeste do país, e controlando para o problema do viés de variável omitida, encontram um retorno salarial por ano adicional de escolaridade de 13%, na região Sudeste, e 16%, na região Nordeste. Resende e Wyllie (2006), tomando como base de dados a Pesquisa sobre Padrão de Vida (PPV-IBGE, dados de 1996-1997), encontram que o retorno da escolaridade fica entre 15,9% e 17,4% para os homens e 12,6%

e 13,5% para as mulheres. Os menores retornos são obtidos quando os autores introduzem uma variável para controlar a qualidade do ensino.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) estimaram o retorno salarial da educação controlando para diferentes fontes de viés que podem distorcer os resultados. Através dos diferentes métodos de estimação, os autores encontram evidências de que o retorno de um ano adicional de estudo fica entre 12,9% e 16%. Loureiro e Carneiro (2001), utilizando os dados da Pnad de 1998, encontraram que o retorno estimado para o homem urbano foi de 18,58%, enquanto que para o homem rural foi de 11,35%. Para as mulheres, os valores encontrados foram 23,32% e 18,06%, respectivamente. Em um estudo comparativo entre os rendimentos dos brasileiros e americanos, Lam e Levinson (1990), utilizando dados da Pnad de 1985, estimaram um retorno de mais de 17% nos diferentes grupos de idade. Como seria de se esperar, o retorno estimado da educação no Brasil foi consideravelmente maior em relação ao dos Estados Unidos, sendo o diferencial em torno de cinco pontos percentuais para quase todos os grupos de idade.

Considerando os resultados do presente estudo pelo método de Heckman, o retorno médio foi de 7,9% dos jovens entre 15 e 29 anos, em 1997, com considerável variação de acordo com a classe do jovem: de 4,7% para aqueles da classe baixa; 5,9% para os da classe média; e 9,7% para os da classe alta. Nota-se uma redução do retorno da escolaridade dos jovens no período analisado, passando para 7,8%, em 2002, para 7,6%, em 2007, e 6,7%, em 2012. Nesse contexto, ocorreu uma queda de quase 1,2 pontos percentuais em um período de 15 anos, sendo uma queda considerável, cerca de 15%. No último ano analisado, os jovens da classe baixa experimentaram uma retração do retorno da escolaridade para 2,8%; os da classe média para 4,5%; e os jovens da classe alta para 9,2%. Dessa forma, o diferencial do retorno salarial da escolaridade se tornou ainda mais elevado para os jovens das distintas classes, o que dificulta a manutenção da ascensão econômica dos jovens das classes mais baixas por essa via.

De acordo com os resultados para a população entre 25 e 64 anos, o retorno da escolaridade é mais elevado em relação ao dos jovens, apresentando uma tendência similar de retração: enquanto ele era de 9,9%, em 1997, ele passou para 9,7%, em 2002, 8,9%, em 2007, e 7,8%, em 2012. O retorno da escolaridade é menor em relação a estudos realizados para o mesmo período, provavelmente devido ao maior número de variáveis de controle utilizadas no presente estudo.

Tanto para os jovens quanto para os adultos, chama atenção o crescimento do retorno da experiência, apontando para a importância de se manter o jovem no mercado de trabalho como forma de elevação dos salários e, consequentemente, ascensão econômica, ainda mais em um cenário com retração dos retornos da escolaridade.

Além desta introdução, apresentamos, na próxima seção, a metodologia e a base de dados. Na terceira seção, são apresentados e comentados os resultados empíricos divididos em quatro subseções: *i)* uma análise preliminar dos dados para situar melhor o mercado de trabalho dos jovens brasileiros em relação aos adultos; *ii)* os resultados das estimações econométricas pelo método de Heckman para os jovens por classe de renda; *iii)* estimativas adicionais para os jovens por classe de renda sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade e estimativas pelo método CPM para checar a robustez dos resultados; e *iv)* resultados para os adultos pelos dois métodos mencionados acima. Por fim, as conclusões são apresentadas.

2 METODOLOGIA E DADOS

2.1 Método de estimação

No presente artigo, emprega-se a equação minceriana como especificação para as estimativas econométricas. A equação minceriana foi desenvolvida para realização de análises que utilizam dados microeconômicos, sobretudo àquelas relacionadas aos retornos salariais da educação. Segundo Griliches (1977), a equação de salários pode ser representada pela seguinte função:

$$w_i = \ln W_i = \alpha + \beta S_i + \delta X_i + u_i, \quad (1)$$

em que W é a renda ou salário; S representa os anos de escolaridade; β é retorno da escolaridade, representando a variação marginal da renda em relação à escolaridade; X é o conjunto de variáveis de controle que podem ter efeito sobre a renda; e u é o distúrbio aleatório que comporta todas as forças não diretamente explicadas no modelo, mas que possuem influência sobre os ganhos do indivíduo.

A equação de salários foi utilizada em diversos estudos empíricos que estimam o retorno salarial da escolaridade no caso brasileiro. Alguns exemplos são aqueles realizados por Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004), Loureiro e Carneiro (2001), Kassouf (1994) e Lam e Levinson (1990). Outra opção seria o cálculo da taxa interna de retorno dos investimentos em educação como realizado por Barbosa-Filho e Pessôa (2008).

Tendo em vista que a análise dos retornos da educação gera a necessidade de se ter como base de dados somente àqueles que possuem rendimento e, consequentemente, que estão trabalhando, pode ocorrer viés amostral ou de seleção. A causa disso está na estratégia de oferta de trabalho, na qual, segundo Heckman (1974), o agente tem implícito um determinado salário de reserva que serve de parâmetro para o indivíduo aceitar ou não participar do mercado de trabalho (a participação se dará caso o salário ofertado seja superior ao salário de reserva).

A não consideração desse fenômeno faz com que as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) sejam tendenciosas devido ao aparecimento do viés de seleção amostral, uma vez que se é analisado de forma idêntica grupos que usam regras diferentes de decisão. Um exemplo clássico desse efeito, que é o objeto de estudo de Heckman (1974), refere-se ao rendimento das mulheres, as quais escolhem se vão ou não trabalhar de acordo com características específicas de formação, familiar, entre outros. Se as mulheres fizessem essa escolha de forma aleatória, seria possível usar MQO como método de estimação.

Uma solução para esse problema, que é comum nesse tipo de amostra, pode ser encontrada se existirem variáveis que afetam significativamente as chances de observação (chance de estar trabalhando), mas não afetam o salário oferecido como, por exemplo, o número de filhos que a mulher possui. Desse modo, ao se usar uma equação de seleção, a qual considera as variáveis que afetam a decisão de uma mulher entre trabalhar ou não, é possível corrigir o chamado viés de seleção. Isso é exatamente o que foi proposto por Heckman (1979).

Portanto, para realizar as estimações da renda, o procedimento desenvolvido por Heckman (1979) foi empregado. Nele, realizam-se as estimações em duas etapas para correção do viés de seleção. O primeiro estágio consiste em uma estimação de um modelo baseado na teoria econômica para a probabilidade do indivíduo estar trabalhando. Genericamente, podemos escrever como:

$$(ocupad = 1 \mid Z) = \Phi(Z\gamma), \tag{2}$$

onde o *ocupado* é uma *dummy* em que é 1 caso a pessoa esteja ocupada, e 0 caso contrário; Z é um vetor com as variáveis explicativas; γ é o vetor de parâmetros desconhecidos; e Φ é a função de distribuição acumulada de uma distribuição normal. A estimativa do modelo pode ser utilizada para calcular a probabilidade de cada indivíduo estar empregado.

No segundo estágio, é realizada a correção do viés ao incorporar a variável de probabilidade predita, calculada no primeiro estágio como uma variável explicativa. Na estimação sem correção, tem-se a equação:

$$w^* = X\beta + u, \tag{3}$$

onde os estimadores são tendenciosos devido ao viés de seleção. Assim, o salário esperado para as pessoas ocupadas seria dado por:

$$E[w \mid X, ocupado = 1] = X\beta + E[u \mid X, ocupado = 1]. \tag{4}$$

Após realizar o Procedimento de Heckman, o salário esperado será dado por:

$$E[w \mid X, ocupado = 1] = X\beta + \rho\, \sigma_u\, \lambda\, (Z\gamma), \tag{5}$$

onde ρ é a correlação entre os determinantes da propensão a trabalhar e os determinantes do salário; σ_u é o desvio padrão de u; e λ é a razão inversa de Mills calculado em $Z\gamma$. Portanto, o termo $\rho\, \sigma_u\, \lambda\, (Z\gamma)$ corrige o viés de seleção da amostra. A equação do salário pode ser estimada substituindo γ por um Probit no primeiro estágio, estimando o termo λ e incluindo essa variável explicativa no modelo. Como o desvio padrão σ_u é maior que zero, λ só poderá ser zero se $\rho = 0$. Dessa maneira, testar se $\rho = 0$ equivale a testar a seletividade da amostra.

Os resultados também foram estimados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP). Esse método é adequado para estimar, de forma conjunta, duas ou mais equações que possuem processos geradores do termo de erro que são correlacionados, o que é feito via o estimador de Mínimos Quadrados Generalizados *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), sendo o método desenvolvido por Roodman (2011).

No método de Heckman, como exposto anteriormente, o método Probit é utilizado para estimar a equação de seleção. Nesta, estima-se λ que é utilizado na equação de salários somente para os trabalhadores que se encontram ocupados. Por outro lado, o método CMP estima as duas equações como um sistema, com ganhos potenciais de eficiência (Roodman, 2011).

O método é bastante flexível para atender a uma série de especificações de métodos que possuam duas ou mais equações que formam um sistema recursivo, como exposto por Roodman (2011), sendo este o caso do método de Heckman, em que se estima a equação de seleção para depois estimar a equação de salários. A utilização do método CPM é uma forma de testar a robustez dos resultados encontrados com o método de Heckman.

2.2 Base de dados e especificação do modelo

As estimações pelo Procedimento de Heckman foram feitas com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) para os anos de 1997, 2002, 2007 e 2012. Foram utilizadas, na equação de seleção, as variáveis que determinam o salário de reserva dos indivíduos, ou seja, o salário que o faz indiferente entre trabalhar ou não. No presente estudo, empregamos variáveis como escolaridade, experiência, *dummy* para gênero, *dummy* para raça, *dummies* para zona de residência (uma para urbana e outra para metropolitana), *dummy* indicando se o indivíduo é migrante de outro estado ou país, número de filhos, renda domiciliar *per capita*

excluindo aquela do indivíduo em questão, *dummies* para estado de residência e *dummy* indicando se o indivíduo é ou não chefe de família.[5]

Por falta de uma *proxy* mais adequada disponível na base de dados da Pnad, a experiência foi calculada a partir da diferença entre idade atual dos indivíduos e a idade em que eles começaram a trabalhar. Apesar dela não levar em conta o período em que as pessoas ficaram sem trabalhar, ela mede razoavelmente a experiência dos trabalhadores. Essa prática é comum na literatura e foi adotada por Braga, Firpo e Gonzaga (2009), por exemplo.

Na equação de participação do mercado de trabalho ou de seleção, devem ser incluídas as variáveis que afetam o salário de reserva dos trabalhadores. Variáveis como escolaridade, experiência, gênero, raça, zona de residência, se o indivíduo é chefe de família e quantidade de filhos são padrão na literatura, sendo utilizadas no primeiro estágio nos estudos de Silva, França e Neto (2014), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Hoffmann e Kassouf (2005) e Kassouf (1994), para citar alguns.

A introdução da variável *dummy*, que verifica se o indivíduo é migrante de outro estado ou país, captura a sua disposição de trabalho, visto que considerável parte das mudanças entre estados são decorrentes de questões relacionadas ao mercado de trabalho, com ênfase para as pessoas que mudaram do Nordeste para o estado de São Paulo (Oliveira e Jannuzzi, 2005). Dessa forma, indivíduos que mudam de estado ou país podem ter diferentes salários de reserva daqueles que são nativos da localidade ou de regiões próximas. Os resultados do presente artigo indicam que o fato de ser imigrante possui um efeito positivo na probabilidade de ocupação no mercado de trabalho.[6]

A região de residência é importante porque os mercados de trabalho costumam ter suas especificidades dependendo se é rural, urbano ou metropolitano. A dinâmica do mercado de trabalho pode ser diferente devido às maiores quantidades de oferta e demanda por trabalho, além do custo de vida. Essas são variáveis comumente utilizadas na equação de seleção, como em Queiroz e Aragón (2015), Suliano e Siqueira (2012) e Hoffmann e Kassouf (2005).

A variável que captura a quantidade de filhos é clássica nos estudos que controlam para o viés de seleção. Pazello e Fernandes (2004) afirmam que a maternidade tem um efeito negativo da participação da mulher no mercado de

5. Uma variável relevante de se adicionar na equação de seleção é o estado civil. Isso não foi feito no presente estudo porque ela não está disponível para 1997, 2002 e 2007. As estimações com e sem o estado civil foram realizadas para 2012 e os resultados são similares. No presente estudo, apresentamos apenas os resultados sem a introdução do estado civil para comparabilidade das estimativas nos diferentes anos. Os resultados com o estado civil na equação de seleção estão disponíveis com os autores.

6. Os resultados da equação de seleção não foram apresentados no presente estudo por questão de espaço. Eles estão disponíveis com os autores. No decorrer desta seção, são feitos outros comentários das estimativas realizadas a partir da equação de seleção.

trabalho, o que ocorre também no presente estudo, sugerindo afetar o salário de reserva positivamente. No entanto, Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Silva e Kassouf (2000) encontram efeitos positivos do número de filhos na probabilidade de participação no mercado de trabalho. A explicação de Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) é que a presença de filhos leva a uma maior necessidade de participação do indivíduo no mercado de trabalho.

Uma possível explicação para esses resultados contraditórios é dada por Scorzafave e Menezes-Filho (2001) que encontram resultados indicando que ter filhos mais novos afeta negativamente a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho, enquanto ter filhos entre 11 e 17 anos eleva a probabilidade de participação. Queiroz e Aragón (2015) também deduzem que a presença de filhos, menores de 5 anos, no domicílio reduz a probabilidade de participação da mulher no mercado de trabalho.

Em relação à escolaridade e à experiência, Monte, Ramalho e Pereira (2011) alegam que essas duas variáveis são relevantes e com efeitos positivos na determinação dos salários de reserva dos trabalhadores brasileiros a partir dos dados na Pnad de 2006. No presente estudo, a escolaridade apresentou um efeito positivo na equação de seleção, ou seja, ela eleva a probabilidade de participação do mercado de trabalho, enquanto a experiência apresentou um coeficiente negativo, considerando os diferentes anos e amostras.

Gênero e raça servem para verificar se essas duas características possuem influência na probabilidade de participação no mercado de trabalho, o que pode ser via diferenças no mercado de trabalho ou na disposição de se trabalhar, podendo, ainda, refletir a existência de discriminação no mercado de trabalho. Monte, Ramalho e Pereira (2011) afirmam que pessoas de cor branca possuem um maior salário de reserva provavelmente devido às diferenças nas condições de mercado de trabalho. As mulheres também possuem maior salário de reserva, mesmo controlando para o número de filhos, o que pode indicar que o seu papel como responsável pelos afezeres domésticos ainda seja visto como importante pela sociedade brasileira. Os resultados estão de acordo com aqueles encontrados no presente estudo.

A renda da família sem a inclusão do salário do indivíduo em questão também tem o potencial de afetar a probabilidade de participação no mercado de trabalho, pois ela está relacionada à sua necessidade de participação no mercado de trabalho. O sinal dos coeficientes estimados varia, com uma tendência de serem positivos para os jovens da classe baixa e negativo para os jovens da classe alta, indicando que a sua influência depende da classe dos jovens.

Na equação de salários, foi estimado o logaritmo do salário dos indivíduos como regressando, além de uma série de regressores como escolaridade, experiência, *dummies* para a posição na ocupação (trabalho com carteira, sem carteira,

setor público, contra própria e empregadores, sendo a categoria de referência os trabalhadores cupados em outras posições e ocupados sem remuneração), *dummy* para gênero, *dummy* para raça, *dummies* para estado de residência (UF), *dummies* para zona de residência (uma para urbana e outra para metropolitana), *dummies* para setor de ocupação (agropecuária, indústria, comércio e serviços, sendo a categoria de referência os trabalhadores ocupados em atividades não declaradas ou mal definidas), *dummy* indicando se o trabalho é sindicalizado e *dummy* se a pessoa é migrante de outro estado ou país.

Na equação de salários, as variáveis nível de escolaridade, experiência, raça, gênero, zona de residência (rural, urbana e metropolitana) e posição na ocupação são padrão na literatura, sendo utilizadas nos estudos realizados por Silva, França e Neto (2014), Suliano e Siqueira (2012), Resende e Wyllie (2006), Hoffmann e Kassouf (2005), Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004) e Kassouf (1994), para citar alguns.

Braga, Firpo e Gonzaga (2009) enfatizam a importância de ser trabalhador da esfera pública ou privada na determinação salarial, mesmo quando se controla para o nível de escolaridade, experiência, raça, *dummy* para setor formal ou informal, entre outras variáveis de controle, possivelmente devido a tetos e pisos salariais bem definidos no setor público. Os autores também utilizam uma *dummy* indicando se o trabalhador reside ou não em regiões metropolitanas possivelmente por diferenciais no custo de vida.

Belluzzo, Anuatti-Neto e Pazello (2005) também focam no diferencial de renda entre os trabalhadores das esferas públicas e privadas, sendo que eles alegam que a esfera em que o trabalhador se insere é relevante na determinação de sua renda, mesmo quando se controla para variáveis como escolaridade, raça, idade, *dummy* se mora em região metropolitana e tempo atual na ocupação. Além disso, os autores consideram os diferenciais de salários públicos e privados de acordo com as grandes regiões brasileiras.

O setor de atividade também é uma variável que pode ser relevante na determinação salarial devido a possíveis segmentações no mercado de trabalho. Por exemplo, os resultados de Suliano e Siqueira (2012) apontam que os salários são mais elevados na indústria e no setor de serviços em relação à agropecuária. Os resultados de Hoffmann e Kassouf (2005) apontam na mesma direção, assim como os resultados do presente estudo.[7]

7. Os resultados estão em anexo. Os coeficientes para setores de ocupação (agropecuária, indústria, comércio e serviços) são quase todos negativos, sendo a categoria de referência os trabalhadores ocupados em outras atividades, ou seja, em outras atividades não declaradas ou mal definidas. Apesar dos coeficientes estimados para setor de ocupação serem quase todos negativos, os da agropecuária são maiores, em módulo, tanto para a amostra de jovens quanto para a de adultos. Os coeficientes estimados para os trabalhadores ocupados na indústria tendem a ser menores para os jovens e semelhantes aos estimados para o comércio e serviços, considerando a amostra composta pelos trabalhadores adultos.

Também é padrão na literatura a introdução de uma *dummy* para trabalho no setor formal (com carteira assinada), devido a uma potencial segmentação do mercado de acordo com a formalização ou não do emprego. Pelo fato das vagas formais (com carteira) serem mais procuradas, o efeito esperado da formalização é positivo, como encontrado em Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004). Curi e Menezes-Filho (2006), da mesma forma, encontram um diferencial positivo dos salários do setor formal em relação ao informal nas décadas de 80 e 90, mas apontam que a segmentação é pequena. Nos resultados apresentados em anexo, os trabalhores ocupados formalmente (com carteira, funcionários públicos e empregadores) possuem maior retorno em relação ao que estão ocupados de maneira informal, tanto para as amostras com os jovens quanto para as amostras com os adultos, em todos os anos analisados.

A *dummy* que indica se o trabalho é sindicalizado é igualmente comum na literatura. Por exemplo, Suliano e Siqueira (2012) introduzem uma *dummy* com esse objetivo e encontram que os trabalhadores sindicalizados possuem maiores salários, após controlar para uma série de variáveis, utilizando diferentes métodos de estimação e nas diferentes regiões do país (Nordeste e Sudeste). No presente estudo, com os resultados apresentados em anexo, o retorno salarial dos trabalhadores sindicalizados também é mais elevado, mas com uma tendência de redução ao longo do tempo tanto para adultos quanto para jovens, indicando uma perda de importância dos sindicatos entre 1997 e 2012.

Além disso, é importante ressaltar que a análise empírica dos dados da Pnad foi feita através da aplicação dos pesos, ou seja, cada indivíduo da amostra representa um maior número de indíviduos de acordo com as suas características. Ao comparar com os resultados sem a aplicação dos pesos, as mudanças são significativas e alteram boa parte das conclusões.

Os jovens foram divididos de acordo com a renda domiciliar *per capita* com base na metodologia elaborada pela Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República (SAE/PR). A definição da SAE/PR foi desenvolvida de acordo com o grau de vulnerabilidade dos indivíduos, sendo esta definida como a probabilidade de retorno à condição de pobreza nos próximos cinco anos, que foi estimada com base nos dados da Pnad. A partir dessa probabilidade, a classificação das famílias em classes de renda ocorreu de forma que cada grupo fosse o mais homogêneo possível em relação à vulnerabilidade do ponto de vista das famílias que compõem determinada classe de renda e o mais diferente possível das famílias que pertecem às demais.

De acordo com a metodologia proposta e separando as famílias em três classes de renda (baixa, média e alta), as famílias que pertencem 34º ao 82º percentil de renda foram classificadas como famílias de classe média. Aquelas nos percentis

inferiores ao 34º foram classificadas como famílias de classe baixa, enquanto que aquelas nos percentis superiores ao 82o foram classificadas como classe alta. Em termos de renda domiciliar *per capita*, os percentis acima correspondiam aos valores de R$ 291,00 e R$ 1.019,00, em valores de abril de 2012.

Para separar as famílias por classe de renda em anos anteriores, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) foi utilizado para deflacionamento. Para o cálculo da renda domiciliar *per capita*, a renda dos jovens entre 15 e 29 anos foi retirada do cálculo para evitar que o regressando também entrasse do lado direito das equações de regressão, o que ocorreria ao se realizar a separação dos jovens por classe de renda. Em outras palavras, apesar da renda do jovem ser a variável de interesse (a ser explicada) na estimação das equações de rendimento, ela não foi utilizada na hora de se calcular a renda domiciliar *per capita* da família a que o jovem pertence.

Esse ponto é fundamental, pois separar as estimativas por faixa de renda é equivalente a introduzir variáveis *dummies,* tanto de intercepto quanto de interação, relativas à faixa de renda dos jovens do lado direito da equação de regressão, podendo gerar um problema de endogeneidade.

3 ANÁLISE DOS DADOS

3.1 Análise de resultados preliminares: diferenças no mercado de trabalho dos jovens

Na tabela 1 estão as evoluções do número de jovens por classe de renda domiciliar *per capita*. Nos dados apresentados, percebe-se um expressivo crescimento dos jovens pertencentes às classes média e alta, com redução dos jovens da classe baixa. Por exemplo, enquanto a quantidade de jovens de classe baixa era superior à da classe média, em 1997, a primeira passou a representar praticamente a metade da segunda, em 2012.

Outro ponto relevante é o crescimento da quantidade de jovens até 2007, com posterior queda. Quando os dados são analisados anualmente, o pico ocorre em 2005,[8] com posterior queda de forma quase constante até 2012. Essa mudança na quantidade de jovens se reflete em uma redução ainda mais importante na proporção de jovens na população brasileira visto que esta mantém a trajetória de crescimento. As implicações são várias como, por exemplo, a redução na quantidade de jovens que entra no mercado de trabalho anualmente, a tendência de crescimento nos gastos em educação por aluno mesmo que os gastos fiquem constantes como proporção do Produto Interno Bruto (PIB), o processo de redução do bônus demográfico e posterior reversão desse fenômeno, entre outras.

8. Em 2005, o número de jovens chegou a 49.151.391, sendo 22.333.115 de classe baixa, 20.747.282 de classe média e 6.070.994 de classe baixa.

TABELA 1
Evolução da quantidade de jovens por classe de renda domiciliar *per capita*

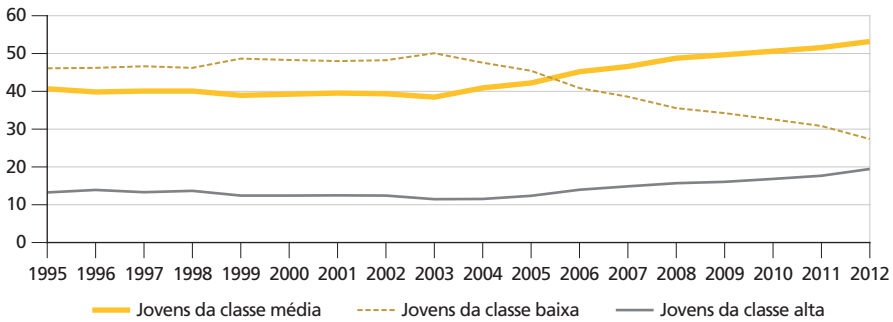
	1997	2002	2007	2012
Jovens da classe baixa	19.090.353	22.351.126	18.573.132	12.721.585
Jovens da classe média	16.406.077	18.229.563	22.440.476	24.715.753
Jovens da classe alta	5.442.987	5.761.090	7.160.475	9.025.545
Total de jovens	**40.939.417**	**46.341.779**	**48.174.083**	**46.462.883**

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

No gráfico 1, as evoluções das proporções de jovens por classe de renda em relação ao total de jovens são apresentadas. Nele, percebe-se uma relativa estabilidade na participação dos jovens de cada classe no total de jovens até 2002/2003. A partir de então, é notável a retração na participação de jovens da classe baixa e elevação dos jovens das outras duas classes de renda, sendo exatamente este o fenômeno que ficou conhecido como o surgimento da nova classe média.[9]

Essa mudança decorre, em grande medida, da maior taxa de crescimento da renda das famílias de classes mais baixas em relação às de classes mais altas nos anos 2000, como destacado por Ellery, Barros e Grosner (2013). Os autores mostram que a taxa de crescimento anual média por décimos da distribuição de renda domiciliar, entre 2001 e 2011, foi mais elevada para as famílias que estão no decil inferior da renda, seguida pelas famílias do segundo decil e assim sucessivamente, tendo, portanto, uma relação negativa com a renda no período inicial.

GRÁFICO 1
Evolução da proporção de jovens por classe de renda dos jovens (1995-2012)
(Em %)



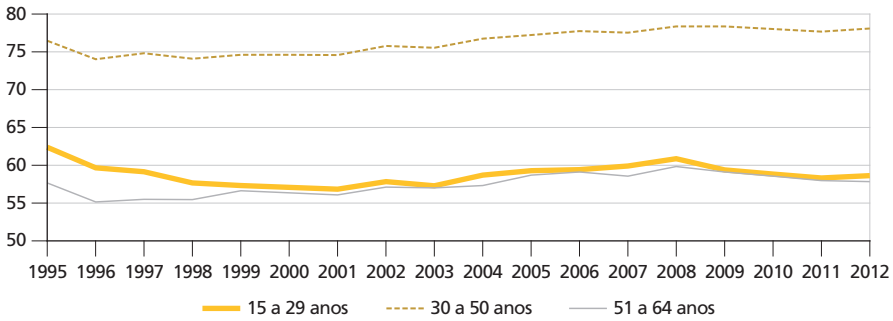
Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

9. Cabe enfatizar que apesar do gráfico 1 relacionar a proporção de jovens por classe de renda, a separação por classe em que eles se inserem foi realizada a partir da renda domiciliar per capita, ou seja, considerando a renda total das famílias dividida pelo número de membros.

Em relação aos adultos, os jovens apresentam um mercado de trabalho peculiar. No gráfico 2, percebe-se uma baixa proporção de jovens ocupados (15 a 29 anos) em relação aos adultos na faixa etária entre 30 e 50 anos. Essa diferença é natural visto que parte dos jovens somente estuda, além do desemprego ser mais elevado para os indivíduos daquela faixa etária, como pode ser visto no gráfico 3.

De qualquer forma, notam-se oscilações nessas proporções, com elevação constante, no nível de ocupação a partir do início da década passada até 2008, em todas as faixas etárias. A partir de então, o processo se inverte e ocorre uma queda considerável nessa relação para os jovens (15 a 29 anos) e adultos entre 51 e 64 anos. Para os adultos entre 30 a 50 anos, a redução no nível de ocupação foi mais suave a partir de crise internacional.

GRÁFICO 2
Evolução da proporção de ocupados de jovens e adultos
(Em % da população total da mesma faixa etária)



Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Na tabela 2, considerando os anos de 2007 e 2012, percebe-se que a queda na proporção de jovens que trabalham é compensada pela proporção de jovens que só estudam de forma que a proporção de jovens que não trabalham e nem estudam permanece constante. Nesse contexto, pode-se dizer que esses dados corroboram com a ideia de que a redução na proporção de jovens ocupados reflete uma maior parcela daqueles que somente estudam e que, dessa maneira, postergam a entrada no mercado de trabalho. Essa possibilidade foi destacada por Borges (2014).

Outra diferença importante entre jovens e adultos é a proporção de desempregados,[10] sendo consideravelmente mais elevada para os primeiros, de acordo com os dados apresentados no gráfico 3. Silva e Kassouf (2002) também registram esse fenômeno de maior desemprego entre os jovens para uma série de países desenvolvidos e da América Latina.

10. Relação entre o total de desempregados e a população economicamente ativa.

TABELA 2
Situação dos jovens de 15 a 29 anos no mercado de trabalho e no estudo (1997-2012)
(Em %)

Proporção	1997	2002	2007	2012
Que trabalha	58,7	57,4	59,7	58,5
Que estuda	34,0	38,0	35,2	35,0
Que trabalha e estuda	14,5	15,9	15,0	13,4
Que só trabalha	44,2	41,5	44,7	45,0
Que só estuda	19,5	22,0	20,3	21,6
Que não trabalha nem estuda	21,8	20,5	20,0	20,0
Inativos	41,3	42,6	40,3	41,5

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

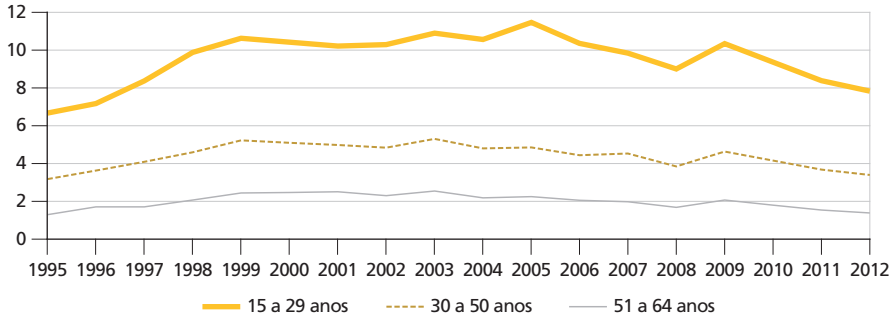
Em todas as faixas etárias ocorreram elevações na taxa de desemprego no início do período, com reduções a partir de meados dos anos 2000. Reis e Camargo (2007) argumentam e apresentam evidências de que a elevação do desemprego no início do período foi decorrente, pelo menos parcialmente, da redução da inflação que aumentou a rigidez salarial, levando a uma maior dificuldade por parte das firmas em ajustarem os salários à produtividade marginal dos trabalhadores.[11] Os autores alegam o aumento do desemprego, sobretudo, via uma menor duração do emprego, sendo que esse fenômeno foi mais intenso para os jovens devido à maior incerteza dos empregadores em relação às características produtivas desse grupo.

Apesar da queda na proporção de desemprego mais acentuada para os jovens, a partir de meados dos anos 2000, o diferencial ainda era considerável em 2012. Comparando com os dados da tabela 2, nota-se, ainda, que a queda na proporção de desempregados jovens é decorrente, em grande medida, da elevação na proporção de inativos, entre 2007 e 2012.

Outro ponto importante a se observar, no gráfico 3, é que a elevação na proporção de desempregados foi mais expressiva para os jovens, em 2009, indicando que essa faixa etária é mais vulnerável aos períodos de instabilidade econômica. Esse resultado seria de se esperar na medida em que os jovens possuem menos experiência e, desse modo, seria mais fácil realizar a sua reposição em um momento de retomada da economia. Adicionalmente, por estarem, em média, menos tempo no mesmo trabalho, os custos de demissão são menores.

11. Como há rigidez do salário nominal no Brasil por força da lei, a não ser que se demita um trabalhador para a contratação de outro, o que muitas vezes não compensa pelos custos de demissão e de treinamento, além do risco jurídico, uma inflação mais alta facilita a redução dos salários reais em momentos de crise. Portanto, parte do ajuste ocorre via queda na renda, o que reduz o impacto da crise na destruição de vagas de trabalho.

GRÁFICO 3
Evolução da proporção de desempregados jovens e adultos (1995-2012)
(Em % da população total da mesma faixa etária)



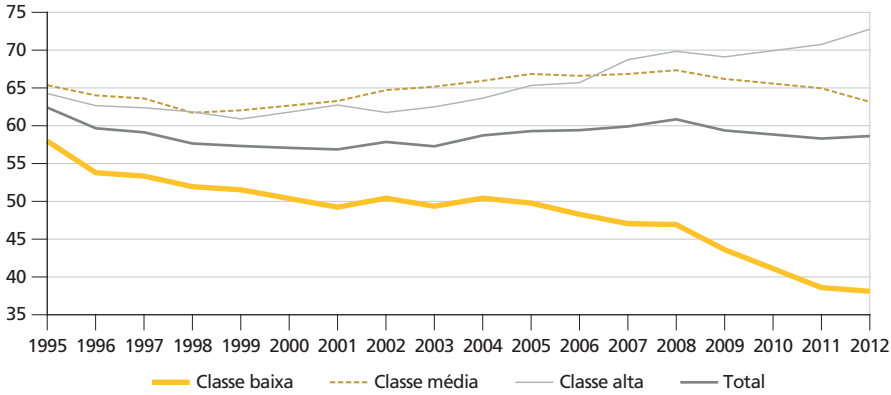
Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Corseuil *et al.* (2013), através de dados da Rais/MTE, apresentaram evidências de que essa maior taxa de desemprego dos jovens reflete, em grande medida, uma maior taxa de rotatividade em relação aos adultos. Os autores mostram que as taxas de contratação e desligamento dos jovens (15 a 24) anos são muito mais elevadas e, portanto, indicam que, apesar da alta taxa de desemprego, não há dificuldades em se arrumar emprego nessa faixa etária.

Quando se separa por classe de renda domiciliar *per capita* dos jovens, percebe-se que a situação é bastante diversa, de acordo com as tendências apresentadas no gráfico 4. Nela, constata-se que a queda no nível de ocupação, a partir de 2008, é decorrente, sobretudo, de sua redução para os jovens da classe baixa. Entre outras causas, a crise financeira internacional que atingiu o país mais fortemente em 2009 parece ter afetado, de forma mais acentuada, o mercado de trabalho dos jovens da classe baixa. Outra possibilidade é que a migração de jovens da classe baixa para a média, no período analisado, pode ter deixado, na primeira, os jovens que possuem mais desvantagens no mercado de trabalho.

Para os jovens da classe alta, apesar da crise e da redução do crescimento da economia brasileira, a elevação no nível de ocupação ocorre de forma sistemática desde o início dos anos 2000. Devido à diferença nas trajetórias do nível de ocupação, ocorreu uma grande dispersão dessa variável no período analisado.

GRÁFICO 4
Evolução da proporção de jovens ocupados (15 e 29 anos)
(Em % da população de jovens da mesma faixa de renda domiciliar per capita)



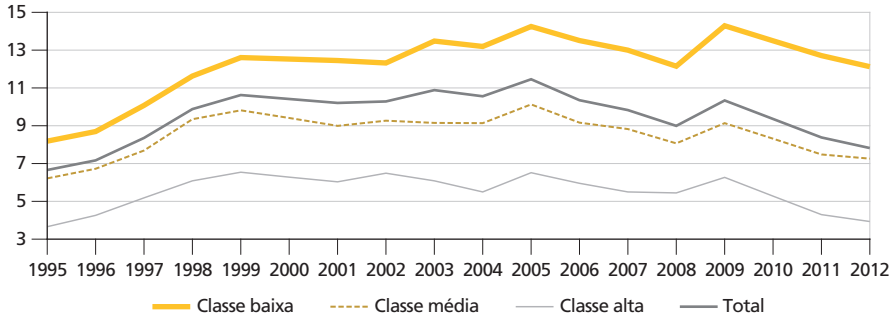
Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Focando na proporção de desempregados (gráfico 5), percebe-se um padrão semelhante, ou seja, os jovens da classe baixa enfrentam uma situação mais adversa em relação aos jovens das duas outras classes, enquanto os jovens da classe alta enfrentam um cenário mais animador, com menores proporções de desemprego em relação aos jovens das demais classes. Adicionalmente, o diferencial em relação aos jovens da classe baixa vem se elevando ao longo do tempo.

Ainda no gráfico 5, nota-se que a tendência é a mesma para os jovens de todas as classes. Por exemplo, de 2008 para 2009, os jovens das três classes experimentaram uma elevação na proporção do desemprego: de 11,8% para 13,9% (classe baixa); de 8,0% para 9,1% (classe média); e 5,4% para 6,2% (classe alta). A diferença é que, em 2012, os níveis de desocupação dos jovens das classes média e alta eram menores do que em 2008 (7,2% e 3,9%, respectivamente), enquanto a dos jovens da classe baixa retornou ao mesmo patamar (11,7%).

Como visto anteriormente, no gráfico 3, a crise de 2008/2009 afetou mais fortemente os jovens. Pelo gráfico 5, percebe-se que os jovens, aqueles pertencentes à classe baixa, experimentaram maior elevação na taxa de desemprego. Desse modo, boa parte dessa diferença entre jovens e adultos é decorrente dos reflexos da crise no mercado de trabalho dos jovens pertencentes às famílias de classe baixa.

GRÁFICO 5
Evolução da proporção de desempregados entre jovens das três classes de renda
(Em % da população de jovens da mesma faixa de renda domiciliar *per capita*)



Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Borges (2014), utilizando dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego (Fundação Seade/Dieese) para as principais regiões metropolitanas do Brasil, encontra resultados semelhantes no que tange ao aumento do desemprego para os jovens (16 a 24 anos), em 2009, com posterior recuperação. Os resultados apresentados pela autora corroboram a ideia de que a redução do desemprego recente foi decorrente da diminuição da oferta de trabalho na medida em que os jovens vêm adiando a entrada no mercado de trabalho.

Em relação à renda das famílias e à empregabilidade, Silva e Kassouf (2002), utilizando os microdados da Pnad, encontram evidências de que a renda domiciliar *per capita* afeta positivamente o nível de ocupação dos jovens entre 15 e 24 anos e negativamente a taxa de desemprego experimentada por eles. Uma das possibilidades levantada pelas autoras é que a renda domiciliar *per capita* afeta positivamente as condições de formação e de preparo para o mercado de trabalho dos jovens, aumentando o grau de empregabilidade desses indivíduos.

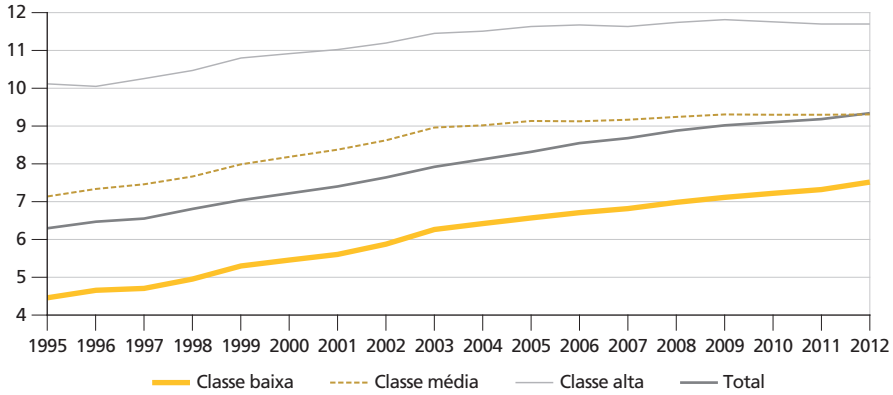
Oliveira, Scorzafave e Pazzelo (2009), utilizando dados da Pnad de 2004 para as Regiões Metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Curitiba, Porto Alegre e São Paulo, encontraram resultados semelhantes para uma base de dados mais ampla em relação à faixa etária (10 anos ou mais de idade), ou seja, uma redução na probabilidade de desemprego à medida que a renda domiciliar se eleva. Adicionalmente, os autores alegam que esse efeito é mais relevante para as mulheres do que para os homens.

Parte desse diferencial no mercado de trabalho pode ser explicada pela maior escolaridade média dos jovens da classe alta, sendo seguida pelos jovens da classe média, como pode ser verificado no gráfico 6. Como os pais de famílias de classes mais elevadas possuem maior nível de escolaridade, esses resultados estão

de acordo com aqueles de Reis e Ramos (2011) e Ferreira e Veloso (2003) que encontram uma relação positiva e relevante entre escolaridade dos pais e dos filhos.

De qualquer forma, de acordo com os resultados apresentados no gráfico 6, os jovens de todas as classes experimentaram uma evolução considerável da escolaridade média no período analisado, além do diferencial entre as três classes ter se reduzido. A elevação no nível de escolaridade em todas as classes é decorrente, em considerável medida, das mudanças ocorridas na Constituição Federal de 1988, em que o primeiro grande passo foi dado para a consolidação do princípio de universalização do acesso à educação.

GRÁFICO 6
Evolução da escolaridade médias dos jovens das diferentes classes
(Em anos médios de escolaridade por faixa de renda domiciliar)



Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

No entanto, apesar do avanço na escolaridade média dos jovens, percebe-se que ainda existe uma considerável defasagem entre os jovens da classe baixa, além de uma questão relevante no que se refere ao diferencial de qualidade do sistema de ensino frequentado pelos jovens das três classes de renda.

Na tabela 3, identifica-se a maior proporção de jovens no sistema de ensino particular de acordo com a elevação da renda domiciliar *per capita*. Apesar da evolução positiva da classe baixa no ensino particular, ainda existe uma notável diferença entre os jovens das famílias das três classes em relação ao acesso a esse sistema de ensino, o que acaba gerando uma defasagem na qualidade dos jovens das classes baixa e média em relação aos jovens da classe alta.[12]

12. Na tabela 3.3, a redução na proporção de filhos em escolas privadas para as classes média e alta é decorrente da passagem de famílias das classes mais baixas para as mais altas (aumentam a quantidade relativa de famílias nas classes média e alta). Quando as proporções são analisadas por decil da renda domiciliar *per capita*, ocorre uma elevação da proporção de famílias com filhos em escolas particulares em todos eles.

Os testes do Exame Nacional do Ensino Médio (Enem) mostram claramente o diferencial de desempenho médio entre estudantes das redes pública e privada. Por exemplo, na prova de redação, os alunos das escolas particulares ficaram com 602,16 pontos, na média, enquanto os alunos das escolas públicas tiveram uma nota média de 495,54 - 533,48 (municipais), 491,41 (estaduais) e 613,07 (federais). Em matemática, as pontuações médias dos alunos foram de 615,07, nas escolas particulares, e de 495,86, nas escolas públicas - 546,73 (municipais), 491,18 (estaduais) e 625,24 (federais).

TABELA 3
Evolução da proporção dos filhos em escolas públicas e privadas por classe de renda domiciliar *per capita*
(Em %)

		Tipo de escola dos filhos											
Classe	Sistema	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Baixa	Público	95,3	95,4	95,0	95,0	95,2	95,4	95,5	95,8	95,1	95,2	95,2	94,9
	Privado	4,7	4,6	5,0	5,0	4,8	4,6	4,5	4,2	4,9	4,8	4,8	5,1
Média	Público	77,1	75,8	73,5	74,2	74,5	75,9	76,5	78,1	76,8	78,1	79,5	79,5
	Privado	22,9	24,2	26,5	25,8	25,5	24,1	23,5	21,9	23,2	21,9	20,5	20,5
Alta	Público	30,8	28,5	27,3	27,0	27,9	28,0	31,6	31,3	30,8	33,1	35,2	36,6
	Privado	69,2	71,5	72,7	73,0	72,1	72,0	68,4	68,7	69,2	66,9	64,8	63,4
Total	**Público**	**81,8**	**81,1**	**81,1**	**80,8**	**80,8**	**80,0**	**80,3**	**80,1**	**79,3**	**79,6**	**80,0**	**79,0**
	Privado	**18,2**	**18,9**	**18,9**	**19,2**	**19,2**	**20,0**	**19,7**	**19,9**	**20,7**	**20,4**	**20,0**	**21,0**

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Na tabela 4, os jovens estão divididos proporcionalmente de acordo com a situação em relação ao mercado de trabalho e estudo (anos de escolaridade). As proporções são compostas pela média dos anos de 1995 a 2012. Nela, nota-se a relação entre escolaridade e o mercado de trabalho, conforme discutido anteriormente.

Os dados da tabela 4 mostram uma relação positiva entre escolaridade e nível de ocupação, exceto de 0 a 4 anos para 5 a 8 anos de escolaridade. A relação com a proporção de desempregados não é tão evidente, visto que ela é crescente até os jovens que possuem de 9 a 11 anos de escolaridade, caindo de forma considerável para àqueles com 12 anos ou mais de escolaridade, indicando uma relação não linear. Quando se compara a taxa de atividade (soma da proporção de ocupados e desempregados), percebe-se uma clara relação positiva com o nível de escolaridade.

Oliveira, Scorzafave e Pazzelo (2009) também apresentam evidências da relação negativa entre inatividade e desemprego com anos de escolaridade. Os autores mostram que essa relação é mais notória para a taxa de inatividade tanto para

homens quanto para mulheres, enquanto que a taxa de desemprego se eleva para as faixas de escolaridade entre 5 a 8 anos e entre 9 a 11 anos (em relação aos menos escolarizados), apresentando redução para os trabalhadores com 12 anos ou mais de estudo, sendo similar aos resultados apresentados na tabela 4.

Somando a proporção de jovens que estudam e trabalham com aqueles que somente estudam, observa-se que os mais escolarizados (12 anos ou mais de estudo) também são aqueles que, proporcionalmente, encontram-se com mais frequência nessa situação (estudando). Os jovens menos escolarizados (0 a 4 anos) são os que, proporcionalmente, menos frequentam o sistema educacional. Essa situação é preocupante, visto que perpetua a situação dos jovens menos escolarizados em um mercado de trabalho menos favorável.

Outro fenômeno que chama a atenção nos dados da tabela 4 é a relação entre jovens que não estudam e nem trabalham com a faixa de escolaridade (geração "nem-nem"). A concentração dos "nem-nem" é entre os jovens que possuem de 0 a 4 anos de escolaridade, com a proporção de jovens nessa condição se reduzindo de forma acentuada, conforme se eleva a escolaridade. Essa relação é resultado, pelo menos em parte, das melhores condições do mercado de trabalho para os jovens mais escolarizados. Portanto, as políticas públicas devem ser direcionadas, sobretudo, a esses jovens (com menor escolaridade).

De forma geral, um maior nível de escolaridade está relacionado positivamente à condição do mercado de trabalho do jovem, sendo que a escolaridade e a classe de renda domiciliar do jovem também possui uma associação clara: jovens de classes mais altas possuem maior escolaridade e proporção mais elevada em escolas particulares, como destacado anteriormente.

TABELA 4
Situação dos jovens em relação ao trabalho e estudo (anos de escolaridade): média dos anos 1995-2012
(Em %)

	Anos de escolaridade			
Situação do jovem	0 a 4 anos	5 a 8 anos	9 a 11 anos	12 anos ou mais
Ocupado (não estuda)	49,67	37,48	46,24	38,22
Ocupado (estuda)	9,20	13,39	14,66	34,52
Ocupado	58,87	50,87	60,90	72,74
Desempregado	4,97	5,65	7,25	3,07
Não estuda nem trabalha	23,97	15,47	11,30	3,80
Apenas Estudando	12,19	28,00	20,54	20,40
Inativo	36,16	43,48	31,85	24,20

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

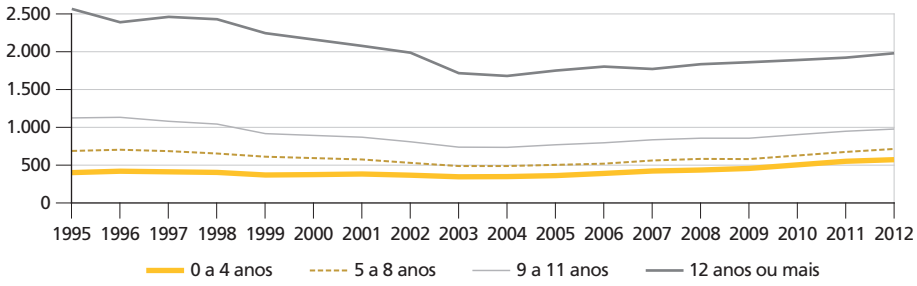
3.2 Apresentação e análise dos resultados para os jovens

Nesta subseção, a análise é mais focada na relação entre escolaridade e salários com base na equação de salários desenvolvida por Mincer (1974) e com a correção de viés amostral proposta por Heckman (1979). Inicialmente, como exposto no gráfico 7, apresenta-se a evolução dos salários dos jovens por faixa de escolaridade, considerando o período 1995-2012.

No gráfico 7, identifica-se uma clara relação entre o nível de escolaridade dos jovens e o salário médio em reais. De 1995 até 2002, os jovens experimentaram uma queda na renda real, sobretudo aqueles mais escolarizados, o que acabou reduzindo o diferencial de renda entre eles. A partir de então, os jovens com diferentes níveis de escolaridade experimentaram ganhos salariais de forma quase contínua até 2012. No entanto, percebe-se que ainda existe um diferencial considerável de renda a favor dos jovens com 12 anos ou mais de escolaridade.

A retração relativa da renda dos jovens mais escolarizados está relacionada, pelo menos em parte, ao aumento na proporção de jovens mais escolarizados (gráfico 6), além da migração de jovens com qualidade educacional inferior para classes de renda mais elevadas, sendo que a separação desses efeitos está fora do escopo do presente estudo.[13]

GRÁFICO 7
Evolução salarial dos jovens por faixa de escolaridade (1995-2012)
(Em R$)



Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.

Na tabela 5 estão alguns resultados das estimativas realizadas pelo método de Heckman: aqueles para educação e experiência.[14] Cabe enfatizar que os salários dos

13. Andrade e Menezes-Filho (2005) encontram uma relação inversa, para o período 1981-1999, entre elevação de trabalhadores com um determinado nível de escolaridade e nível salarial relativo, com foco nos trabalhadores entre 26 e 60 anos. No entanto, os autores constataram que na década de 90 ocorreu uma elevação dos salários dos trabalhadores mais qualificados em relação aos intermediários, sendo que o mesmo não estava ocorrendo para os jovens, como pode se constatar pelos resultados do gráfico 7. Dessa forma, aqui se encontra outra diferença entre o mercado de trabalho dos jovens e adultos, possivelmente pela maior proporção relativa de trabalhadores jovens com ensino superior.

14. Os resultados completos das estimativas estão em anexo.

jovens foram retirados do cálculo da renda domiciliar *per capita* para a separação das famílias nas três classes de renda com a finalidade de se evitar problemas de endogeneidade nas estimações.

Como o regressando está em *ln* e as demais variáveis em nível, quando se multiplica o coeficiente estimado por 100, tem-se a variação percentual do regressando (salário, no presente caso) decorrente da alteração em uma unidade no regressor. Por exemplo, na tabela 5, o coeficiente estimado da escolaridade em 0,047, para os jovens da classe baixa, em 1997, indica que um ano adicional de educação eleva o salário em 4,7%, em média.

Observa-se, pelos resultados apresentados na tabela 5, uma notável diferença no retorno da escolaridade dos jovens da classe alta em relação aos jovens das duas outras classes de renda. Desse modo, os primeiros possuem um maior rendimento tanto por terem mais escolaridade quanto pelo maior retorno de cada ano adicional de escolaridade. Reis e Ramos (2011) encontram resultados semelhantes, mas de acordo com a escolaridade dos pais. Os resultados desses autores indicam que trabalhadores com pais ou mães mais escolarizados possuem, em média, níveis mais altos de educação e de retorno de cada ano adicional de escolaridade.

É importante destacar que o retorno da escolaridade dos jovens da classe média está mais próximo daqueles da classe baixa do que da alta. Dessa maneira, a manutenção do processo de ascensão econômica via maior escolarização é uma tarefa desafiadora, ainda mais quando se considera a redução no retorno da escolaridade para os jovens das três classes, entre 2002 e 2012. Além disso, a queda foi proporcionalmente maior para os jovens das classes baixa e média, no mesmo período, sendo de 32,4% e 25,8%, respectivamente. Para os jovens da classe alta, a redução foi de 22,9%. Como consequência, no último ano analisado, o retorno de cada ano de escolaridade dos jovens da classe alta é o dobro daquele dos jovens da classe média, além de ser mais do que três vezes superior em relação ao retorno dos jovens da classe baixa. Pelos reduzidos desvios-padrão, as diferenças nos coeficientes estimados são estatisticamente diferentes de zero.

Nos resultados apresentados, nota-se, ainda, que a experiência tem um efeito mais importante na renda dos jovens pertencentes às famílias de classe alta, sendo a diferença estatisticamente significante. Nessa perspectiva, esses indivíduos possuem vantagens no mercado de trabalho por terem um retorno mais elevado da escolaridade e também da experiência. Uma possibilidade para essa discrepância é que os jovens de famílias de classe alta conseguem, em média, empregos que exigem maior qualificação e com maior nível de complexidade, elevando a importância da experiência na determinação do produto marginal do trabalho.

Chama atenção o coeficiente positivo da experiência ao quadrado para os jovens das três classes em 1997 e 2002, indicando um retorno crescente da experiência

para os jovens (segunda derivada positiva). Esse resultado pode ser decorrente da importância da experiência para os jovens visto que eles estão no início de suas carreiras. Em 2007 e 2012, a segunda derivada se torna negativa, indicando que a experiência tem um impacto positivo, mas decrescente, resultado que é mais comum na literatura, pelos menos para os trabalhadores adultos, como em Suliano e Siqueira (2012) e Hoffmann e Kassouf (2005), por exemplo.

TABELA 5
Resultados das equações pelo método de Heckman para os jovens: escolaridade e experiência

		Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
1997	Escolaridade	0,0470 (0,0000)***	0,0596 (0,0000)***	0,0975 (0,0001)***	0,0791 (0,0000)***
	Experiência	0,0199 (0,0000)***	0,0238 (0,0000)***	0,0389 (0,0000)***	0,0226 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2002	Escolaridade	0,0422 (0,0000)***	0,0616 (0,0000)***	0,1196 (0,0001)***	0,0786 (0,0000)***
	Experiência	0,0191 (0,0000)***	0,0256 (0,0000)***	0,0359 (0,0001)***	0,0228 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2007	Escolaridade	0,0425 (0,0000)***	0,0521 (0,0000)***	0,1089 (0,0001)***	0,0767 (0,0000)***
	Experiência	0,0507 (0,0001)***	0,0552 (0,0001)***	0,0654 (0,0002)***	0,0542 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
2012	Escolaridade	0,0285 (0,0001)***	0,0457 (0,0000)***	0,0922 (0,0001)***	0,0672 (0,0000)***
	Experiência	0,0570 (0,0001)***	0,0583 (0,0000)***	0,0809 (0,0001)***	0,0629 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0031 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Nos resultados apresentados na tabela 6, encontram-se os coeficientes estimados de algumas variáveis de controle que são importantes na determinação da renda e que constam em diversos outros estudos como raça, gênero e zona de residência (urbana ou rural e metropolitana ou não metropolitana). Eles foram estimados a partir das mesmas equações que geraram os coeficientes apresentados na tabela anterior, mas estão em tabelas distintas para facilitar a comparação ao longo do tempo.

Vale notar que existe um diferencial importante em relação ao gênero e que ele é menor para os jovens da classe alta e maior para aqueles da classe baixa. Desse modo, as mulheres jovens da classe baixa estão em condições bem inferiores em termos salariais visto que possuem menores retornos da escolaridade, da experiência, além de receberem cerca 35% a menos do que os homens, em 2012 (tabela 6).

A diferença salarial entre os jovens por gênero vem sofrendo redução ao longo do período analisado. Por exemplo, enquanto as mulheres jovens ganhavam, em média, cerca de 32% a menos que os jovens do sexo masculino, controlando para uma série de variáveis, em 1997, essa diferença caiu para cerca de 24,5%, em 2012, como pode ser observado na última coluna da tabela 6. No entanto, para os jovens da classe baixa, esse diferencial apresentou maior resistência de queda no período analisado.

Em relação à raça, jovens negros também ganham menos do que os brancos, mesmo quando se controla para uma série de variáveis. Esses resultados também estão em linha com estudos que controlam para raça considerando uma parcela mais ampla da população como, por exemplo, Resende e Wyllie (2006) e Sachsida, Loureiro e Mendonça (2004). Os resultados não são diretamente comparáveis porque os recortes das amostras são distintos (somente jovens no presente caso), assim como os períodos e as especificações. Todavia, observar se os efeitos qualitativos são semelhantes é importante.

Adicionalmente, é interessante notar que ocorreu uma queda no diferencial por raça, passando de 11,83% para 9,26%, entre 1997 e 2012. O diferencial de salários por raça entre os jovens da classe alta era maior no começo do período, mas, com a redução apresentada ao longo dos anos, ele ficou semelhante entre os jovens das três classes, em 2012.

Finalmente, morar na zona urbana e metropolitana também garante, em média, um salário mais elevado para os jovens das três classes. A soma do retorno para os jovens que moram na zona urbana e metropolitana fica em torno de 25%, com ligeiro aumento em 2012. Contudo, a vantagem tem passado, cada vez mais, para o jovem que mora na zona urbana sem que seja, necessariamente, na região metropolitana. Os resultados ainda sugerem que o fato de residir em região urbana e metropolitana favorece, sobretudo, o jovem de classe alta, indicando que este consegue aproveitar melhor as oportunidades existentes nos grandes centros urbanos, onde o mercado de trabalho é, em geral, mais dinâmico e complexo. No entanto, essa vantagem apresentou redução entre 2002 e 2012.

TABELA 6
Resultados das equações pelo método de Heckman: raça, gênero e zona de residência

		Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
1997	Mulher	-0,3674 (0,0005)***	-0,3136 (0,0004)***	-0,2495 (0,0008)***	-0,3196 (0,0003)***
	Negro	-0,0769 (0,0005)***	-0,0775 (0,0004)***	-0,1151 (0,0011)***	-0,1183 (0,0003)***
	Urbano	-0,0605 (0,0008)***	-0,0059 (0, 0009)***	0,0125 (0,0034)***	0,0082 (0,0006)***
	Metropolitano	0,1999 (0,0007)***	0,2231 (0,0005)***	0,2497 (0,0011)***	0,2479 (0,0003)***
2002	Mulher	-0,3764 (0,0005)***	-0,2579 (0,0004)***	-0,2220 (0,0007)***	-0,2964 (0,0003)***
	Negro	-0,0615 (0,0005)***	-0,0701 (0,0004)***	-0,1170 (0,0010)***	-0,1145 (0,0003)***
	Urbano	-0,0717 (0,0008)***	0,0524 (0, 0011)***	0,2424 (0,0028)***	0,0311 (0,0007)***
	Metropolitano	0,1466 (0,0006)***	0,1986 (0,0004)***	0,2614 (0,0008)***	0,2203 (0,0003)***
2007	Mulher	-0,3466 (0,0005)***	-0,2403 (0,0003)***	-0,2122 (0,0006)***	-0,2705 (0,0002)***
	Negro	-0,0591 (0,0005)***	-0,0539 (0,0003)***	-0,1100 (0,0007)***	-0,1028 (0,0002)***
	Urbano	-0,0176 (0,0009)***	0,0443 (0,0009)***	0,2228 (0,0019)***	0,1082 (0,0006)***
	Metropolitano	0,0936 (0,0007)***	0,1052 (0,0004)***	0,1909 (0,0006)***	0,1450 (0,0003)***
2012	Mulher	-0,3495 (0,0007)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,1708 (0,0004)***	-0,2443 (0,0002)***
	Negro	-0,0648 (0,0006)***	-0,0514 (0,0003)***	-0,0786 (0,0005)***	-0,0926 (0,0002)***
	Urbano	0,0666 (0,0010)***	0,1389 (0,0006)***	0,1164 (0,0014)***	0,1662 (0,0005)***
	Metropolitano	0,1171 (0,0008)***	0,0874 (0,0003)***	0,1478 (0,0005)***	0,1246 (0,0003)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

3.3 Estimações adicionais para testar a robustez dos resultados

Os resultados da tabela 7 foram estimados com base nos mesmos dados e nas mesmas especificações utilizados nas estimações apresentadas na tabela 5, mas sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade. Essas especificações foram realizadas para verificar se os resultados anteriores – maior retorno da escolaridade para os jovens da classe alta – são decorrentes do nível de ensino superior ao invés do diferencial de qualidade e outras variáveis não observáveis, conforme discutido anteriormente.

Alguns estudos mostram que, no caso brasileiro, o retorno por ano adicional se eleva conforme a escolaridade do trabalhador aumenta como, por exemplo, aquele realizado por Dias *et al*. (2013). Os autores apresentam evidências de que os anos de escolaridade, nos níveis de ensino mais elevados, apresentam maiores retornos, sobretudo dos anos que correspondem ao nível superior. Para o Brasil, os resultados do estudo são os seguintes: "O ensino fundamental possui taxa de retorno de 6,6%, a do ensino médio 13,2% e a do terceiro grau e da pós-graduação 28,5%. A taxa marginal por ano adicional de escolaridade, do fundamental para o secundário, sobe de 1,5% para 2,9%; e para o ensino superior, para 4,7%." (Dias *et al*., 2013, p. 345).

De acordo com os resultados apresentados na tabela 7, de fato, ocorre uma redução relevante nos coeficientes da escolaridade quando os jovens com mais de 12 anos de escolaridade são retiradados da amostra, sobretudo quando se consideram os jovens da classe alta, o que fica evidente ao se comparar com os resultados da tabela 5. Isso é um indicativo de que os anos de escolaridade dos níveis de ensino superior trazem maior retorno em relação aos níveis anteriores. De qualquer forma, mantêm-se as tendências de redução do retorno da escolaridade ao longo dos anos, além dele permancer maior para os jovens da classe alta em relação às outras duas, sendo a diferença estatisticamente significante.

Desse modo, a melhor qualidade apontada pela maior proporção de jovens da classe alta nas escolas privadas pode ser importante por dois motivos: *i)* elevação do retorno de cada ano de escolaridade; e *ii)* facilitação no acesso ao ensino superior, visto que os alunos que frequentam escolas particulares estão mais preparados, ainda mais considerando a grande concorrência em faculdades e universidades públicas em cursos que trazem maior retorno salarial.

O retorno da experiência, por outro lado, parece quase não se alterar com os resultados sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade. Interessante notar que o retorno da experiência tem se elevado com a queda do retorno da escolaridade entre 2002 e 2012, mostrando a importância de se manter o jovem empregado como forma de ascensão social. Nesse sentido, preocupa a elevada proporção de jovens que fazem parte da geração "nem-nem", como analisado na seção anterior.

TABELA 7
Resultados das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade: escolaridade e experiência

		Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
1997	Escolaridade	0,0441 (0,0000)***	0,0506 (0,0000)***	0,0637 (0,0002)***	0,0637 (0,0000)***
	Experiência	0,0197 (0,0000)***	0,0239 (0,0000)***	0,0400 (0,0001)***	0,0224 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2002	Escolaridade	0,0387 (0,0000)***	0,0465 (0,0000)***	0,0640 (0,0002)***	0,0563 (0,0000)***
	Experiência	0,0188 (0,0000)***	0,0245 (0,0001)***	0,0354 (0,0001)***	0,0218 (0,0000)***
	Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
2007	Escolaridade	0,0379 (0,0000)***	0,0377 (0,0000)***	0,0538 (0,0002)***	0,0510 (0,0000)***
	Experiência	0,0500 (0,0001)***	0,0535 (0,0001)***	0,0705 (0,0002)***	0,0532 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***	-0,0021 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
2012	Escolaridade	0,0234 (0,0001)***	0,0299 (0,0000)***	0,0365 (0,0001)***	0,0368 (0,0000)***
	Experiência	0,0568 (0,0001)***	0,0583 (0,0001)***	0,0837 (0,0001)***	0,0621 (0,0000)***
	Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0020 (0,0000)***	-0,0032 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na tabela 8 estão os resultados pelo método *Conditional Mixed Process* (CMP) para os jovens entre 15 e 29 anos. Os dados e as especificações são iguais aos das estimações anteriores, sendo a única diferença o método de estimação. Os resultados pelo CMP, utilizando as amostras de acordo com a classe de renda dos jovens, são praticamente os mesmos resultados, não sendo reproduzidos aqui.[15] Na tabela 8 estão os coeficientes estimados para todos os jovens de acordo com esse método, sendo que os coeficientes apresentados são para escolaridade, experiência, gênero, raça e região de residência.[16]

Os coeficientes estimados pelos métodos CMP e Heckman são muito próximos (comparar resultados apresentados nas tabelas 5, 6 e 8), sendo que ambos os conjuntos de coeficientes estimados para a escolaridade apresentam tendência de queda entre 1997 e 2012. Além disso, os coeficientes estimados da variável experiência mostram

15. Os resultados por classe de renda são praticamente os mesmos, apenas com ligeira redução no desvios-padrão. Os resultados não são apresentados por questão de espaço e estão disponíveis com os autores.

16. As estimativas dos coeficientes de todas as variáveis utilizadas não são apresentadas em anexo por uma questão de espaço. Elas podem ser disponibilizadas por meio de contato com os autores.

a mesma tendência de elevação, considerando o mesmo período, o que mostra o ganho de importância dessa característica na determinação do salário do jovem.

Em relação à diferença de retorno entre homens e mulheres jovens, ela é um pouco maior pelo método CMP, sendo que ambas apresentam uma tendência de queda entre 1997 e 2012. De acordo com as estimativas pelos dois métodos, o diferencial é maior que 30%, em 1997, é próximo de 25%, em 2012, sendo ainda muito expressivo, apesar da redução. Considerando o diferencial de salário por raça, os resultados pelos dois métodos também são bem próximos, com o trabalhador jovem negro ganhando cerca de 10% a menos do que o branco, além de uma leve tendência de redução, entre 1997 e 2012.

Finalmente, os coeficientes estimados por local de residência mostram que o diferencial de salário dos jovens que moram na zona urbana e em regiões metropolitanas em relação aos jovens que moram na zona rural é cerca de 25%, com ganho de importância, ao longo do tempo, para os jovens que moram na zona urbana, independentemente de ser ou não em regiões metropolitanas (tabela 8), resultados que são semelhantes aos encontrados pelo método de Heckman.

TABELA 8
Resultados das equações pelo método CMP para os jovens: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência

15 a 29 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0790 (0,0000)***	0,0774 (0,0000)***	0,0752 (0,0000)***	0,0681 (0,0000)***
Experiência	0,0225 (0,0000)***	0,0229 (0,0000)***	0,0563 (0,0000)***	0,0653 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0023 (0,0000)***
Mulher	-0,3487 (0,0003)***	-0,3177 (0,0002)***	-0,2816 (0,0002)***	-0,2608 (0,0002)***
Negro	-0,1180 (0,0003)***	-0,1217 (0,0003)***	-0,1054 (0,0002)***	-0,0926 (0,0002)***
Urbano	0,0245 (0,0005)***	0,0142 (0,0005)***	0,0738 (0,0005)***	0,1417 (0,0004)***
Metropolitano	0,2323 0,0245	0,2046 (0,0003)***	0,1431 (0,0003)***	0,1214 (0,0002)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De uma forma geral, retirar os jovens com mais de 12 anos de escolaridade traz um efeito considerável nos coeficientes estimados do retorno da escolaridade, o que evidencia a importância do ensino superior na determinação dos salários dos jovens, apesar do retorno da escolaridade ainda permancer mais elevado para os jovens da classe alta. Considerando os resultados pelo método COM, ou seja, levando em conta a correlação do termo de erro nas duas equações (de seleção e de salários), quase não se alteram os resultados, sendo as conclusões semelhantes.

3.4 Resultados para os adultos

Nos resultados apresentados na tabela 9, estão as estimativas considerando os trabalhadores entre 25 e 64 anos, que chamamos de adultos, para realizar uma comparação com os resultados dos trabalhadores entre 15 e 29 anos, que chamamos de jovens. Considerando os dois grupos de trabalhadores, observa-se a existência de similaridades importantes, assim como algumas diferenças.

Em relação às diferenças, o retorno salarial da escolaridade é maior para os adultos do que para os jovens. Uma possibilidade para explicar esse fenômeno é uma menor escolaridade média dos adultos em relação aos jovens, pressionando o retorno pela maior escassez relativa de adultos escolarizados que ocupam cargos distintos pela experiência e, dessa forma, não competem diretamente pelas mesmas vagas de trabalho. Em outras palavras, supõe-se que, pelo menos em parte, as vagas de trabalho entre jovens e adultos são distintas.

Outra possibilidade para essa explicação é mais complementar do que concorrente: os diferenciais de retorno da escolaridade entre jovens e adultos podem ser decorrentes de um efeito mais expressivo da escolaridade ao longo do tempo, visto que aqueles trabalhadores com nível de educação formal mais elevado possuem maiores chances de ocupar cargos de chefia e liderança, sendo que estes possuem maior remuneração.

Considerando a experiência, o retorno para os jovens é mais elevado, como seria de se esperar, pois a experiência é mais importante nos primeiros anos de atividade quando o trabalhador tem pouco conhecimento da prática das atividades a serem realizadas. Adicionalmente, é interessante notar que o retorno da experiência para os adultos se elevou, entre 1997 e 2002, embora não na mesma proporção dos jovens.

Em relação às similaridades, tanto para jovens quanto para adultos, ocorrem reduções relevantes no retorno salarial de cada ano de escolaridade ao longo do tempo. Nos anos em que as estimações foram realizadas (1997, 2002, 2007 e 2012) os retornos para adultos (jovens) foram, respectivamente, de: 9,9% (7,9%); 9,7% (7,8%); 8,9% (7,6%); e 7,8% (6,7%). Essas variações nos retornos salariais da escolaridade para jovens e adultos representam quedas de 21,2% e 15,0%, respectivamente, entre 1997 e 2012.

Suliano e Siqueira (2012), utilizando dados para trabalhadores brasileiros entre 25 e 64 anos, entre 2001 e 2006, também encontram uma redução nos retornos salariais da educação por meio da estimação dos coeficientes dos termos de interação entre escolaridade e tempo (coeficientes negativos e significativos), em todas as áreas geográficas analisadas pelos autores.

A redução do retorno salarial da escolaridade ocorre, pelo menos em parte, pelo aumento da oferta decorrente do esforço pela universalização dos níveis de ensino fundamental e médio sem o correspondente aumento da demanda por

trabalhadores com estes níveis de qualificação, como destacado por Pauli, Nakabashi e Sampaio (2012), em um estudo para o período 1990-2009. Resultados que dão suporte a essa hipótese também foram encontrados por Jacinto e Ribeiro (2015) e Andrade e Menezes-Filho (2005).

Ainda considerando os resultados da tabela 9, constata-se que o retorno também é menor para as mulheres e os negros, sendo os diferenciais maiores em relação às estimativas apenas com os jovens. No caso das mulheres, em ambos os casos (jovens e adultos), ocorre uma redução do diferencial. No entanto, mesmo em 2012, os homens adultos ainda ganham quase 45% a mais do que as mulheres, mesmo controlando para uma série de variáveis. Em relação à raça, o diferencial se reduz para os jovens ao longo dos anos, enquanto que, para os trabalhadores entre 25 e 64 anos, o diferencial apresenta leve crescimento, chegando a quase 15%, em 2012.

O diferencial para os trabalhadores urbanos e que moram em regiões metropolitanas é positivo nos dois casos, com coeficientes próximos aos dos jovens. Assim como para os jovens, existe um ganho de importância do retorno salarial pelo fato do trabalhador morar na zona urbana, compensando a queda daquele que reside em regiões metropolitanas, o que faz com que a soma dos coeficientes fique próxima a 25%, exceto em 2012, quando se aproxima de 30%. Essas tendências indicam que os trabalhadores que moram em regiões urbanas, mas não metropolitanas, têm obtido êxito em fechar a defasagem salarial em relação àqueles que residem em regiões metropolitanas, o que não tem sido o caso para os trabalhadores da zona rural.

TABELA 9
Resultados das equações pelo método de Heckman para trabalhadores entre 25 e 64 anos: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência

25 a 64 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0990 (0,0000)***	0,0979 (0,0000)***	0,0892 (0,0000)***	0,0780 (0,0000)***
Experiência	0,0093 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0214 (0,0000)***	0,0186 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00004 (0,0000)***	-0,00003 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Mulher	-0,5170 (0,0003)***	-0,4877 (0,0002)***	-0,4811 (0,0002)***	-0,4317 (0,0002)***
Negro	-0,1393 (0,0003)***	-0,1440 (0,0002)***	-0,1439 (0,0002)***	-0,1491 (0,0002)***
Urbano	0,0570 (0,0005)***	0,0460 (0,0005)***	0,0942 (0,0004)***	0,1339 (0,0003)***
Metropolitano	0,2186 (0,0003)***	0,1545 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Na tabela 10, as especificações e as amostras são as mesmas, mas o método é o CMP. Os coeficientes estimados são muito próximos, sendo o retorno da escolaridade ligeiramente mais elevado pelo método CMP. Nas estimativas, por ambos os métodos, ocorre uma redução do retorno da escolaridade em torno de 20%, entre 1997 e 2012, sendo ela parcialmente compensanda pelo aumento no retorno da experiência.

Considerando as variáveis gênero e raça, a trajetória é semelhante entre 1997 e 2012, com queda do diferencial entre homens e mulheres e leve crescimento entre brancos e negros. A distinção fica por conta dos maiores diferenciais pelo método CMP, sendo cerca de 2 pontos percentuais mais elevados para gênero.

No caso da região de residência, os coeficientes estimados possuem magnitudes semelhantes com ambos os métodos, sendo que também apresentam tendência de elevação do diferencial para os trabalhadores que moram na zona urbana, compensando a queda daqueles que moram em regiões metropolitanas.

TABELA 10
Resultados das equações pelo método CPM para trabalhadores entre 25 e 64 anos: escolaridade, experiência, gênero, raça e zona de residência

25 a 64 anos de idade	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,1006 (0,0000)***	0,0990 (0,0000)***	0,0893 (0,0000)***	0,0803 (0,0000)***
Experiência	0,0089 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0215 (0,0000)***	0,0193 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00005 (0,0000)***	-0,00005 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Mulher	-0,5482 (0,0002)***	-0,5088 (0,0002)***	-0,4914 (0,0002)***	-0,4502 (0,0001)***
Negro	-0,1440 (0,0002)***	-0,1451 (0,0002)***	-0,1495 (0,0002)***	-0,1526 (0,0001)***
Urbano	0,0823 (0,0003)***	0,0699 (0,0004)***	0,0742 (0,0003)***	0,1272 (0,0003)***
Metropolitano	0,2034 (0,0002)***	0,1470 (0,0002)***	0,1392 (0,0002)***	0,1474 (0,0002)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

De uma forma geral, os resultados para as faixas entre 15 e 29 anos e 25 e 64 anos são semelhantes e também apresentam trajetórias parecidas ao longo dos anos analisados, independentemente do método de estimação utilizado. As diferenças são mais de magnitudes dos efeitos do que em suas tendências.

Um resultado que preocupa é o fato de menor retorno da escolaridade ao longo do tempo, sobretudo para os jovens. Esse fato torna mais desafiador o processo

de manutenção da ascensão dos jovens, como alcançado por seus pais na primeira década dos anos 2000. Por outro lado, os resultados indicam que a experiência tem se tornado mais relevante na determinação dos salários de jovens e adultos, o que indica a importância da manutenção do jovem no mercado de trabalho para que ele possa experimentar uma ascensão econômica.

4 CONCLUSÕES

O mercado de trabalho dos jovens apresenta especificidades importantes em relação ao dos adultos, sobretudo no que diz respeito aos níveis de ocupação e desocupação. Na análise econométrica, observa-se, ainda, que o retorno da escolaridade é menor para os jovens em relação aos adultos, enquanto o retorno da experiência é mais elevado.

Separando por classe de renda domiciliar *per capita*, percebe-se que existem diferenças importantes quando se comparam os jovens das três classes. Por exemplo, além dos jovens serem mais vulneráveis em relação aos adultos no que tange a situação de empregabilidade em momentos de instabilidade econômica, os jovens da classe baixa estão em situação ainda mais vulnerável. Estes, da mesma forma, estão em desvantagem em relação aos jovens das outras duas classes quando se comparam os níveis de ocupação e desocupação, em todo o período analisado. Verifica-se também, em vários sentidos, que os jovens da classe média, no que diz respeito ao mercado de trabalho, ficam em uma situação intermediária entre os jovens das duas outras classes e, em muitos momentos, se assemelham aos jovens da classe baixa, o que pode dificultar a manutenção do processo de ascensão econômica.

Um resultado importante encontrado nas estimações é que está ocorrendo uma redução no retorno da escolaridade para jovens e adultos no Brasil. Desse modo, a elevação da renda por essa via vem perdendo importância até mesmo pela maior quantidade de jovens e adultos com maior nível de escolaridade. Esses resultados indicam que, de forma geral, a oferta de trabalhadores qualificados se expandiu mais rapidamente do que a demanda. O fato do retorno da escolaridade ser maior para os adultos em relação aos jovens, nos diferentes anos, também pode estar associado à elevação da escolaridade que é mais acentuada para os jovens.

Além disso, existe um diferencial importante do retorno da escolaridade entre os jovens das diferentes classes, sendo mais elevado para os jovens da classe alta, o que limita a melhora da distribuição de renda via elevação da escolaridade dos filhos de famílias das classes média e baixa. Essa distinção do retorno da escolaridade ocorre, provavelmente, pela maior proporção de jovens como da classe alta com ensino superior e pelo diferencial de qualidade do ensino, entre outras causas, como capital social, estoque de riqueza familiar etc. Um resultado preocupante é que o retorno da escolaridade dos jovens da classe média fica muito próximo do

retorno dos jovens da classe baixa, apontando a semelhança entre eles no que diz respeito à importância da escolaridade como processo de ascensão econômica.

Em suma, a manutenção do processo de ascensão dos jovens às classes mais altas é uma questão desafiadora. Atualmente, a elevação dos anos de escolaridade não é mais uma condição tão importante na manutenção do processo de ascensão social dos trabalhadores pertencentes às classes menos favorecidas. Políticas públicas que foquem nos jovens de classe baixa são relevantes por eles estarem em situação mais vunerável, como mostrado anteriormente pelo menor retorno da escolaridade, níveis menores de escolaridade, maiores taxas de desemprego, maiores proporções de jovens dessa classe que nem trabalham e nem estudam.

Assim, políticas que melhorem a qualidade do sistema educacional público nos níveis fundamental e médio parecem ser relevantes visto que elevam o retorno salarial da escolaridade, além de preparem os jovens das classes menos favorecidas para entrarem na universidade. Pela sua importância, estudar com mais profundidade as causas do diferencial do retorno da escolaridade entre os jovens das três classes fica como sugestão para futuras análises.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, A. A. S.; MENEZES-FILHO, N. A. O papel da oferta de trabalho no comportamento dos retornos à educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 35, n. 2, p. 189-226, 2005.

BARBOSA-FILHO, F. H.; PESSÔA, S. A. Retorno da educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, n. 1, p. 97-126, 2008.

BELLUZZO, W.; ANUATTI-NETO, F.; PAZELLO, E. T. Distribuição de salários e o diferencial público-privado no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 511-53, 2005.

BORGES, B. K. Situação do mercado de trabalho juvenil nas principais regiões metropolitanas do País: breve análise. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 41, n. 3, p. 101-108, 2014.

BRAGA, B.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 3, pp. 431- 464, 2009.

CORSEUIL, C. H. *et al*. **A rotatividade dos jovens no mercado formal brasileiro**. Mercado de Trabalho: conjuntura e análise. Ipea, 2013. (Nota Técnica, v. 18).

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. O mercado de trabalho brasileiro é segmentado? Alterações no perfil da informalidade e nos diferenciais de salários nas décadas de 1980 e 1990. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, 2006.

DIAS, J. *et al*. Função de capital humano dos estados brasileiros: retornos crescentes ou decrescentes da educação? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 2, p. 333-379, 2013.

ELLERY, R.; BARROS, R. P.; GROSNER, D. **Determinantes da produtividade do trabalho para a estratégia sobre sustentabilidade e promoção da classe média**. Texto do Governo Federal, Presidência da República, Secretaria de Assuntos Estratégicos, Brasília, 2013. Disponível em: <https://goo.gl/BWgVyh>. Acesso em: 10 out. 2017.

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

FERREIRA, S. G.; VELOSO, F. A. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p.181-212, 2006.

GRILICHES, Z. Estimating the returns to schooling: some econometrics problems. **Econometrica**, v. 45, n. 1, p. 1-22, 1977.

HECKMAN, J. J. Shadow prices, market wages and labor supply. **Econometrica**, v. 42, n. 4, p. 679-694, 1974.

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

HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. **Applied Economics**, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, 2005.

JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. Crescimento e envelhecimento populacional brasileiro: menos trabalhadores e trabalhadores mais produtivos? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 177-217, 2015.

KASSOUF, A. L. Wage rate estimation using Heckman procedure. **Revista de Econometria**, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.

LAM, D.; LEVISON, D. Idade, experiência, escolaridade e diferenciais de renda: Estados Unidos e Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 20, n. 2, p. 219-256, 1990.

LOUREIRO, P. R. A.; CARNEIRO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.

MINCER, J. **Schooling, Experience, and Earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MONTE, P. A.; RAMALHO, H. M. B.; PEREIRA, M. L. O salário de reserva e a oferta de trabalho: evidências para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 613-639, 2011.

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

OLIVEIRA, P. R.; SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Desemprego e inatividade nas metrópoles brasileiras: as diferenças entre homens e mulheres. **Nova Economia**, v. 19, n. 2, p. 291-324, 2009.

PAULI, R. C.; NAKABASHI, L.; SAMPAIO, A. V. Mudança estrutural e mercado de trabalho no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 459-478, 2012.

PAZELLO, E. T.; FERNANDES, R. A. Maternidade e a mulher no mercado de trabalho: diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais**… João Pessoa: Anpec, 2004.

QUEIROZ, V. S.; ARAGÓN, J. A. O. Alocação de tempo em trabalho pelas mulheres brasileiras. **Estudos Econômicos**, v. 45, n. 4, p. 787-819, 2015.

REIS, M. C.; CAMARGO, J. M. Desemprego dos jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 493-518, 2007.

REIS, M. C.; RAMOS, L. Escolaridade dos pais, desempenho no mercado de trabalho e desigualdade de rendimentos. **Revista Brasileira de Economia**, v. 65, n. 2, p. 177-205, 2011.

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

ROODMAN, D. Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp. **The Stata Journal**, v. 11, n. 2, p. 159-206, 2011.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A; MENDONÇA, M. J. C. Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 58, n. 2, p. 249-265, 2004.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. Mercados de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação. **Nova Economia**, v. 10, n. 1, p. 41-77, 2000.

SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 99-115, 2002.

SILVA, V. H. M. C.; FRANÇA, J. M. S.; NETO, V. R. P. Capital humano e desigualdade salarial no Brasil: uma análise de decomposição para o período 2001-2012. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 19., 2014, Fortaleza, Ceará. **Anais**…; FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 20., 2014, Fortaleza, Ceará. Fortaleza: Anpec, 2014.

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

SULIANO, D. C.; SIQUEIRA, M. L. Retornos da educação no Brasil em âmbito regional considerando um ambiente de menor desigualdade. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 1, p. 137-165, 2012.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (1997)

1997	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0470 (0,0000)***	0,0596 (0,0000)***	0,0975 (0,0001)***	0,0791 (0,0000)***
Experiência	0,0199 (0,0000)***	0,0238 (0,0000)***	0,0389 (0,0000)***	0,0226 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,5052 (0,0036)***	0,4783 (0,0067)***	0,8429 (0,0172)***	0,4478 (0,0033)***
Conta própria	0,1376 (0,0036)***	0,4170 (0,0067)***	1,0338 (0,0173)***	0,3269 (0,0033)***
Empregadores	1,2229 (0,0045)***	1,2082 (0,0070)***	1,6444 (0,0173)***	1,3048 (0,0035)***
Setor público	0,6246 (0,0039)***	0,6715 (0,0068)***	1,0113 (0,0173)***	0,6290 (0,0034)***
Sem carteira	0,1742 (0,0036)***	0,1661 (0,0067)***	0,5581 (0,0172)***	0,1520 (0,0033)***
Mulher	-0,3674 (0,0005)***	-0,3136 (0,0004)***	-0,2495 (0,0008)***	-0,3196 (0,0003)***
Negro	-0,0769 (0,0005)***	-0,0775 (0,0004)***	-0,1151 (0,0011)***	-0,1183 (0,0003)***
Urbano	-0,0605 (0,0008)***	-0,0059 (0, 0009)***	0,0125 (0,0034)***	0,0082 (0,0006)***
Metropolitano	0,1999 (0,0007)***	0,2231 (0,0005)***	0,2497 (0,0011)***	0,2479 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1063 (0,0013)***	-0,1029 (0,0012)***	-0,1087 (0,0040)***	-0,1728 (0,0008)***
Indústria	0,0542 (0,0012)***	-0,0096 (0,0008)***	-0,0612 (0,0013)	-0,0546 (0,0006)**
Comércio	0,0252 (0,0013)***	-0,0566 (0,0008)***	-0,1147 (0,0013)***	-0,0903 (0,0006)***
Serviços	0,0137 (0,0012)***	-0,0601 (0,0008)***	-0,1351 (0,0012)***	-0,0987 (0,0006)***
Sindicato	0,2032 (0,0009)***	0,1886 (0,0006)***	0,2367 (0,0011)***	0,2299 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0882 (0,0007)***	0,0377 (0,0005)***	0,1529 (0,0011)***	0,0835 (0,0004)***
Constante	5,4276 (0,0048)***	5,5495 (0,0071)***	4,9755 (0,0182)***	5,4909 (0,0038)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.2
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2002)

2002	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0422 (0,0000)***	0,0616 (0,0000)***	0,1196 (0,0001)***	0,0786 (0,0000)***
Experiência	0,0191 (0,0000)***	0,0256 (0,0000)***	0,0359 (0,0001)***	0,0228 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	1,1025 (0,0040)***	0,9524 (0,0062)***	0,7073 (0,0120)***	0,9967 (0,0034)***
Conta própria	0,5140 (0,0040)***	0,6810 (0,0062)***	0,7964 (0,0120)***	0,6653 (0,0034)***
Empregadores	1,5867 (0,0047)***	1,5061 (0,0064)***	1,3974 (0,0121)***	1,7039 (0,0036)***
Setor público	1,2988 (0,0043)***	1,1637 (0,0063)***	0,9672 (0,0120)***	1,2367 (0,0035)***
Sem carteira	0,6588 (0,0039)***	0,5979 (0,0062)***	0,4169 (0,0120)***	0,6272 (0,0034)***
Mulher	-0,3764 (0,0005)***	-0,2579 (0,0004)***	-0,2220 (0,0007)***	-0,2964 (0,0003)***
Negro	-0,0615 (0,0005)***	-0,0701 (0,0004)***	-0,1170 (0,0010)***	-0,1145 (0,0003)***
Urbano	-0,0717 (0,0008)***	0,0524 (0, 0011)***	0,2424 (0,0028)***	0,0311 (0,0007)***
Metropolitano	0,1466 (0,0006)***	0,1986 (0,0004)***	0,2614 (0,0008)***	0,2203 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1252 (0,0013)***	-0,0957 (0,0012)***	0,1894 (0,0038)***	-0,1350 (0,0007)***
Indústria	0,0153 (0,0012)***	-0,0460 (0,0007)***	-0,0017 (0,0012)	-0,0826 (0,0005)**
Comércio	-0,0305 (0,0012)***	-0,1058 (0,0007)***	-0,0637 (0,0011)***	-0,1399 (0,0005)***
Serviços	-0,0140 (0,0012)***	-0,0694 (0,0007)***	-0,0440 (0,0010)***	-0,1035 (0,0005)***
Sindicato	0,1315 (0,0009)***	0,1457 (0,0006)***	0,1481 (0,0010)***	0,1625 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0416 (0,0007)***	0,0841 (0,0005)***	0,1018 (0,0010)***	0,0812 (0,0004)***
Constante	4,9984 (0,0050)***	4,8597 (0,0067)***	4,4968 (0,0127)***	4,8729 (0,0038)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.3
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2007)

2007	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0425 (0,0000)***	0,0521 (0,0000)***	0,1089 (0,0001)***	0,0767 (0,0000)***
Experiência	0,0507 (0,0001)***	0,0552 (0,0001)***	0,0654 (0,0002)***	0,0542 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0016 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
Com carteira	1,3074 (0,0078)***	1,0908 (0,0105)***	0,5046 (0,0129)***	1,0253 (0,0058)***
Conta própria	0,6536 (0,0078)***	0,7891 (0,0105)***	0,5037 (0,0129)***	0,6821 (0,0058)***
Empregadores	1,9418 (0,0084)***	1,6333 (0,0106)***	1,2183 (0,0129)***	1,7368 (0,0059)***
Setor público	1,3904 (0,0080)***	1,2974 (0,0106)***	0,7596 (0,0129)***	1,2477 (0,0058)***
Sem carteira	0,7927 (0,0078)***	0,7336 (0,0105)***	0,2342 (0,0129)***	0,6497 (0,0058)***
Mulher	-0,3466 (0,0005)***	-0,2403 (0,0003)***	-0,2122 (0,0006)***	-0,2705 (0,0002)***
Negro	-0,0591 (0,0005)***	-0,0539 (0,0003)***	-0,1100 (0,0007)***	-0,1028 (0,0002)***
Urbano	-0,0176 (0,0009)***	0,0443 (0,0009)***	0,2228 (0,0019)***	0,1082 (0,0006)***
Metropolitano	0,0936 (0,0007)***	0,1052 (0,0004)***	0,1909 (0,0006)***	0,1450 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1315 (0,0013)***	-0,0674 (0,0009)***	0,1918 (0,0027)***	-0,1148 (0,0007)***
Indústria	0,0097 (0,0012)***	-0,0023 (0,0006)***	0,0046 (0,0009)***	-0,0461 (0,0005)**
Comércio	-0,0216 (0,0012)***	-0,0526 (0,0006)***	-0,0863 (0,0009)***	-0,0994 (0,0005)***
Serviços	-0,0582 (0,0012)***	-0,0667 (0,0006)***	-0,0917 (0,0008)***	-0,1104 (0,0004)***
Sindicato	0,0948 (0,0009)***	0,1368 (0,0005)***	0,1780 (0,0008)***	0,1537 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0494 (0,0008)***	0,0341 (0,0004)***	0,1214 (0,0008)***	0,0678 (0,0004)***
Constante	4,8467 (0,0084)***	4,8667 (0,0107)***	4,8630 (0,0134)***	4,8128 (0,0060)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.4
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman (2012)

2012	Idade 15 a 29 anos da Classe Baixa	Idade 15 a 29 anos da Classe Média	Idade 15 a 29 anos da Classe Alta	Idade 15 a 29 anos
Escolaridade	0,0285 (0,0001)***	0,0457 (0,0000)***	0,0922 (0,0001)***	0,0672 (0,0000)***
Experiência	0,0570 (0,0001)***	0,0583 (0,0000)***	0,0809 (0,0001)***	0,0629 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0019 (0,0000)***	-0,0031 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***
Com carteira	1,2357 (0,0062)***	0,8656 (0,0075)***	1,5489 (0,0115)***	1,1999 (0,0044)***
Conta própria	0,6472 (0,0062)***	0,6145 (0,0075)***	1,6096 (0,0115)***	0,9513 (0,0044)***
Empregadores	1,3704 (0,0073)***	1,3637 (0,0076)***	2,1069 (0,0116)***	1,7661 (0,0045)***
Setor público	1,4128 (0,0065)***	1,0385 (0,0075)***	1,7295 (0,0115)***	1,3962 (0,0044)***
Sem carteira	0,7777 (0,0062)***	0,5321 (0,0075)***	1,2883 (0,0115)***	0,8711 (0,0044)***
Mulher	-0,3495 (0,0007)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,1708 (0,0004)***	-0,2443 (0,0002)***
Negro	-0,0648 (0,0006)***	-0,0514 (0,0003)***	-0,0786 (0,0005)***	-0,0926 (0,0002)***
Urbano	0,0666 (0,0010)***	0,1389 (0,0006)***	0,1164 (0,0014)***	0,1662 (0,0005)***
Metropolitano	0,1171 (0,0008)***	0,0874 (0,0003)***	0,1478 (0,0005)***	0,1246 (0,0003)***
Agropecuária	-0,2510 (0,0015)***	-0,1254 (0,0008)***	-0,0107 (0,0019)***	-0,1896 (0,0006)***
Indústria	0,0287 (0,0013)***	0,0247 (0,0005)***	0,0290 (0,0007)***	-0,0182 (0,0004)**
Comércio	-0,0196 (0,0014)***	-0,0524 (0,0005)***	-0,1337 (0,0007)***	-0,1173 (0,0004)***
Serviços	-0,0640 (0,0013)***	-0,0552 (0,0005)***	-0,0913 (0,0007)***	-0,1043 (0,0004)***
Sindicato	0,0307 (0,0010)***	0,1037 (0,0004)***	0,1450 (0,0006)***	0,1171 (0,0003)***
Imigr_uf	0,0284 (0,0009)***	0,0617 (0,0004)***	0,1053 (0,0007)***	0,0760 (0,0003)***
Constante	5,1626 (0,0074)***	5,1886 (0,0077)***	4,1729 (0,0119)***	4,7659 (0,0046)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.5
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (1997)

1997	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0441 (0,0000)***	0,0506 (0,0000)***	0,0637 (0,0002)***	0,0637 (0,0000)***
Experiência	0,0197 (0,0000)***	0,0239 (0,0000)***	0,0400 (0,0001)***	0,0224 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,5080 (0,0036)***	0,4897 (0,0067)***	1,0911 (0,0187)***	0,4773 (0,0033)***
Conta própria	0,1357 (0,0036)***	0,4180 (0,0067)***	1,3020 (0,0188)***	0,3243 (0,0033)***
Empregadores	1,2245 (0,0045)***	1,2534 (0,0070)***	1,9414 (0,0189)***	1,3499 (0,0035)***
Setor público	0,6085 (0,0039)***	0,6773 (0,0068)***	1,2221 (0,0189)***	0,6326 (0,0034)***
Sem carteira	0,1722 (0,0035)***	0,1657 (0,0067)***	0,8285 (0,0188)***	0,1649 (0,0033)***
Mulher	-0,3688 (0,0005)***	-0,3097 (0,0004)***	-0,2692 (0,0009)***	-0,3258 (0,0003)***
Negro	-0,0744 (0,0005)***	-0,0742 (0,0004)***	-0,1139 (0,0012)***	-0,1086 (0,0003)***
Urbano	-0,0643 (0,0008)***	0,0032 (0,0009)***	-0,0108 (0,0032)***	0,0227 (0,0006)***
Metropolitano	0,2020 (0,0007)***	0,2221 (0,0005)***	0,2222 (0,0011)***	0,2413 (0,0004)***
Agropecuária	-0,1002 (0,0013)***	-0,1038 (0,0012)***	-0,2066 (0,0041)***	-0,1821 (0,0008)***
Indústria	0,0641 (0,0012)***	0,0016 (0,0008)***	-0,0979 (0,0015)***	-0,0318 (0,0006)***
Comércio	0,0363 (0,0013)***	-0,0314 (0,0008)***	-0,1181 (0,0014)***	-0,0450 (0,0006)***
Serviços	0,0251 (0,0013)***	-0,0512 (0,0008)***	-0,1705 (0,0014)***	-0,0783 (0,0006)***
Sindicato	0,1927 (0,0010)***	0,1770 (0,0006)***	0,2479 (0,0013)***	0,2071 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0837 (0,0007)***	0,0325 (0,0005)***	0,1105 (0,0012)***	0,0715 (0,0004)***
Constante	5,4228 (0,0048)***	5,5782 (0,0071)***	5,0811 (0,0196)***	5,5169 (0,0037)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.6
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2002)

2002	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0387 (0,0000)***	0,0465 (0,0000)***	0,0640 (0,0002)***	0,0563 (0,0000)***
Experiência	0,0188 (0,0000)***	0,0245 (0,0001)***	0,0354 (0,0001)***	0,0218 (0,0000)***
Experiência 2	0,0002 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***	0,0003 (0,0000)***	0,0002 (0,0000)***
Com carteira	1,1001 (0,0039)***	0,9329 (0,0061)***	0,7685 (0,0136)***	1,0112 (0,0033)***
Conta própria	0,5067 (0,0039)***	0,6387 (0,0061)***	0,8325 (0,0137)***	0,6300 (0,0033)***
Empregadores	1,5554 (0,0048)***	1,5101 (0,0063)***	1,5962 (0,0138)***	1,7162 (0,0036)***
Setor público	1,2850 (0,0043)***	1,1274 (0,0061)***	1,0465 (0,0138)***	1,2355 (0,0034)***
Sem carteira	0,6510 (0,0039)***	0,5634 (0,0060)***	0,4703 (0,0136)***	0,6151 (0,0033)***
Mulher	-0,3729 (0,0005)***	-0,2607 (0,0004)***	-0,2248 (0,0008)***	-0,3030 (0,0003)***
Negro	-0,0605 (0,0005)***	-0,0695 (0,0004)***	-0,1141 (0,0010)***	-0,0977 (0,0003)***
Urbano	-0,0739 (0,0008)***	0,0381 (0,0012)***	0,1480 (0,0040)***	0,0401 (0,0007)***
Metropolitano	0,1469 (0,0006)***	0,1925 (0,0004)***	0,2080 (0,0010)***	0,2002 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1172 (0,0013)***	-0,1011 (0,0012)***	0,1893 (0,0040)***	-0,1416 (0,0008)***
Indústria	0,0276 (0,0012)***	-0,0225 (0,0008)***	-0,0045 (0,0014)***	-0,0387 (0,0006)***
Comércio	-0,0157 (0,0012)***	-0,0670 (0,0007)***	-0,0364 (0,0013)***	-0,0670 (0,0006)***
Serviços	-0,0057 (0,0012)***	-0,0496 (0,0007)***	-0,0333 (0,0013)***	-0,0667 (0,0006)***
Sindicato	0,1249 (0,0009)***	0,1294 (0,0006)***	0,1169 (0,0013)***	0,1311 (0,0005)***
Imigr_uf	0,0379 (0,0007)***	0,0767 (0,0005)***	0,0726 (0,0012)***	0,0745 (0,0004)***
Constante	5,0120 (0,0050)***	5,0091 (0,0066)***	5,1147 (0,0155)***	4,9518 (0,0038)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.7
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2007)

2007	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0379 (0,0000)***	0,0377 (0,0000)***	0,0538 (0,0002)***	0,0510 (0,0000)***
Experiência	0,0500 (0,0001)***	0,0535 (0,0001)***	0,0705 (0,0002)***	0,0532 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0014 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***	-0,0021 (0,0000)***	-0,0015 (0,0000)***
Com carteira	1,3125 (0,0077)***	1,1055 (0,0104)***	1,0501 (0,0143)***	1,1702 (0,0058)***
Conta própria	0,6488 (0,0077)***	0,7958 (0,0104)***	1,0143 (0,0143)***	0,7703 (0,0058)***
Empregadores	1,9231 (0,0084)***	1,5916 (0,0105)***	1,9075 (0,0144)***	1,8704 (0,0059)***
Setor público	1,3544 (0,0080)***	1,2896 (0,0104)***	1,3312 (0,0144)***	1,3595 (0,0058)***
Sem carteira	0,7912 (0,0077)***	0,7231 (0,0104)***	0,7790 (0,0143)***	0,7552 (0,0058)***
Mulher	-0,3502 (0,0005)***	-0,2417 (0,0003)***	-0,2454 (0,0007)***	-0,2806 (0,0003)***
Negro	-0,0569 (0,0005)***	-0,0521 (0,0003)***	-0,0955 (0,0008)***	-0,0831 (0,0003)***
Urbano	-0,0200 (0,0009)***	0,0357 (0,0009)***	0,1496 (0,0019)***	0,0895 (0,0005)***
Metropolitano	0,0928 (0,0007)***	0,1086 (0,0004)***	0,1992 (0,0008)***	0,1354 (0,0003)***
Agropecuária	-0,1331 (0,0013)***	-0,0674 (0,0010)***	0,0644 (0,0028)***	-0,1388 (0,0007)***
Indústria	0,0154 (0,0012)***	0,0109 (0,0006)***	-0,0472 (0,0012)***	-0,0260 (0,0005)***
Comércio	-0,0172 (0,0012)***	-0,0250 (0,0006)***	-0,0730 (0,0011)***	-0,0468 (0,0005)***
Serviços	-0,0548 (0,0012)***	-0,0578 (0,0006)***	-0,1288 (0,0011)***	-0,0970 (0,0005)***
Sindicato	0,0826 (0,0009)***	0,1253 (0,0005)***	0,1289 (0,0010)***	0,1198 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0518 (0,0008)***	0,0273 (0,0005)***	0,0837 (0,0010)***	0,0534 (0,0004)***
Constante	4,8711 (0,0084)***	4,9639 (0,0106)***	4,9327 (0,0148)***	4,8394 (0,0060)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.8
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman sem os jovens com mais de 12 anos de escolaridade (2012)

2012	Idade 15 a 29 anos da classe baixa	Idade 15 a 29 anos da classe média	Idade 15 a 29 anos da classe alta	Idade 15 a 29 anos
Educação	0,0234 (0,0001)***	0,0299 (0,0000)***	0,0365 (0,0001)***	0,0368 (0,0000)***
Experiência	0,0568 (0,0001)***	0,0583 (0,0001)***	0,0837 (0,0001)***	0,0621 (0,0000)***
Experiência 2	-0,0018 (0,0000)***	-0,0020 (0,0000)***	-0,0032 (0,0000)***	-0,0022 (0,0000)***
Com carteira	1,2351 (0,0061)***	1,1753 (0,0098)***	2,1065 (0,0140)***	1,3356 (0,0046)***
Conta própria	0,6418 (0,0061)***	0,9080 (0,0098)***	2,1260 (0,0140)***	1,0235 (0,0046)***
Empregadores	1,3018 (0,0072)***	1,6506 (0,0099)***	2,7900 (0,0142)***	1,8618 (0,0048)***
Setor público	1,3885 (0,0065)***	1,2795 (0,0098)***	2,2791 (0,0141)***	1,4707 (0,0047)***
Sem carteira	0,7725 (0,0061)***	0,8191 (0,0098)***	1,8141 (0,0140)***	0,9631 (0,0046)***
Mulher	-0,3522 (0,0007)***	-0,2407 (0,0003)***	-0,1758 (0,0005)***	-0,2500 (0,0002)***
Negro	-0,0631 (0,0006)***	-0,0508 (0,0003)***	-0,0533 (0,0006)***	-0,0720 (0,0002)***
Urbano	0,0799 (0,0010)***	0,1340 (0,0006)***	0,0580 (0,0015)***	0,1528 (0,0005)***
Metropolitano	0,1179 (0,0008)***	0,0818 (0,0003)***	0,1239 (0,0006)***	0,1060 (0,0003)***
Agropecuária	-0,2647 (0,0016)***	-0,1294 (0,0009)***	-0,0636 (0,0020)***	-0,1937 (0,0007)***
Indústria	0,0191 (0,0014)***	0,0424 (0,0006)***	0,0450 (0,0009)***	0,0227 (0,0005)***
Comércio	-0,0241 (0,0014)***	-0,0200 (0,0005)***	-0,0508 (0,0009)***	-0,0372 (0,0004)***
Serviços	-0,0776 (0,0014)***	-0,0463 (0,0006)***	-0,0526 (0,0009)***	-0,0673 (0,0004)***
Sindicato	0,0216 (0,0010)***	0,0861 (0,0005)***	0,0895 (0,0008)***	0,0761 (0,0004)***
Imigr_uf	0,0163 (0,0009)***	0,0559 (0,0004)***	0,0568 (0,0008)***	0,0566 (0,0003)***
Constante	5,1572 (0,0074)***	5,0155 (0,0099)***	4,0950 (0,0145)***	4,8201 (0,0048)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

TABELA A.9
Resultados do segundo estágio das equações pelo método de Heckman para os trabalhadores entre 25 e 64 anos

Idade 25 a 64 anos	1997	2002	2007	2012
Escolaridade	0,0990 (0,0000)***	0,0979 (0,0000)***	0,0892 (0,0000)***	0,0780 (0,0000)***
Experiência	0,0093 (0,0000)***	0,0103 (0,0000)***	0,0214 (0,0000)***	0,0186 (0,0000)***
Experiência 2	-0,00004 (0,0000)***	-0,00003 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***	-0,0002 (0,0000)***
Com carteira	0,7123 (0,0039)***	0,7009 (0,0039)***	0,6208 (0,0046)***	1,0487 (0,0038)***
Conta própria	0,6310 (0,0039)***	0,4726 (0,0039)***	0,4143 (0,0046)***	0,9192 (0,0038)***
Empregadores	1,4973 (0,0039)***	1,3880 (0,0039)***	1,3140 (0,0046)***	1,7319 (0,0039)***
Setor público	0,8141 (0,0039)***	0,8919 (0,0039)***	0,8605 (0,0046)***	1,3058 (0,0039)***
Sem carteira	0,4778 (0,0039)***	0,4251 (0,0039)***	0,3419 (0,0046)***	0,8132 (0,0039)***
Mulher	-0,5170 (0,0003)***	-0,4877 (0,0002)***	-0,4811 (0,0002)***	-0,4317 (0,0002)***
Negro	-0,1393 (0,0003)***	-0,1440 (0,0002)***	-0,1439 (0,0002)***	-0,1491 (0,0002)***
Urbano	0,0570 (0,0005)***	0,0460 (0,0005)***	0,0942 (0,0004)***	0,1339 (0,0003)***
Metropolitano	0,2186 (0,0003)***	0,1545 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***	0,1451 (0,0002)***
Agropecuária	-0,3640 (0,0007)***	-0,2914 (0,0006)***	-0,2619 (0,0005)***	-0,3377 (0,0005)***
Indústria	-0,1150 (0,0005)***	-0,1287 (0,0005)***	-0,1047 (0,0004)***	-0,0997 (0,0003)***
Comércio	-0,0896 (0,0006)***	-0,1227 (0,0005)***	-0,1154 (0,0004)***	-0,1656 (0,0003)***
Serviços	-0,1032 (0,0005)***	-0,0822 (0,0004)***	-0,0675 (0,0004)***	-0,0903 (0,0003)***
Sindicato	0,2221 (0,0003)***	0,1804 (0,0003)***	0,1496 (0,0002)***	0,1330 (0,0002)***
Imigr_uf	0,0936 (0,0003)***	0,0681 (0,0003)***	0,0614 (0,0002)***	0,0622 (0,0002)***
Constante	5,6480 (0,0042)***	5,5449 (0,0041)***	5,5765 (0,0048)***	5,3413 (0,0040)***

Fonte: Pnad.
Elaboração dos autores.
Obs.: *, ** e *** = Coeficientes estimados estatisticamente diferentes de zero a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

SUBSTITUIÇÃO DE COMBUSTÍVEIS FÓSSEIS POR ETANOL E BIODIESEL NO BRASIL E SEUS IMPACTOS ECONÔMICOS: UMA AVALIAÇÃO DO PLANO NACIONAL DE ENERGIA 2030[1]

Jeronimo Alves dos Santos[2]
Joaquim Bento de Souza Ferreira Filho[3]

Este trabalho analisa os impactos econômicos da política de substituição de combustíveis fósseis na economia brasileira detalhados no Plano Nacional de Energia (PNE) 2030, com ênfase nas análises regionais e nos impactos sobre as emissões de gases de efeito estufa, por meio de um modelo computável de equilíbrio geral, projetado para análises relativas a emissões. Os resultados mostraram que a substituição prevista no PNE traria resultados econômicos positivos para a economia, com efeitos benéficos também em termos da desconcentração regional da atividade econômica. Foram observadas reduções das emissões dos principais combustíveis fósseis da matriz energética, bem como nas emissões totais de gases de efeito estufa na economia. Adicionalmente, os resultados mostraram que as políticas analisadas trariam ainda benefícios distributivos, com elevação da renda das famílias mais pobres.

Palavras-chave: equilíbrio geral; etanol; biodiesel; choques.

JEL: C61; C68; Q28; Q48; Q58.

REPLACEMENT OF FOSSIL FUELS BY ETHANOL AND BIODIESEL IN BRAZIL AND THEIR ECONOMIC IMPACTS: AN EVALUATION OF THE "*PLANO NACIONAL DE ENERGIA 2030*"

In this paper a computable general equilibrium model of Brazil tailored for inter-regional and greenhouse gases (GHG) emissions analysis is used to approach the economic effects arising from substitution of fossil fuels by ethanol and biodiesel in the Brazilian economy, as projected by the National Plan of Energy (PNE) 2030. Results point to positive economic effects arising from that substitution, both at national and regional levels. A reduction in regional economic activity concentration is observed, as well as reductions in GHG emissions and positive distributive effects, with increase in the poorest households incomes.

Keywords: general equilibrium; ethanol; biodiesel; substitution.

1 INTRODUÇÃO

Como fruto da preocupação global com a mudança do clima, realizou-se no Rio de Janeiro, no ano de 1992, a Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e Desenvolvimento (CNUMAD). Na conferência, participaram 175 países mais

1. Pesquisa financiada pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp).

2. Professor adjunto A1 no Departamento de Tecnologia Agroindustrial e Socioeconomia Rural da Universidade Federal de São Carlos (DTAiSeR-Ar/UFSCAR). *E-mail*: <jeronimo2100@yahoo.com.br>.

3. Professor titular no Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). *E-mail*: <jbsferre@usp.br>.

a União Europeia, na determinação da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima (CQNUMC), propondo-se convenções periódicas para discutir as questões de problemas climáticos e mitigação[4] humana (BNDES, 1999; Brasil, 2008). Em consequência disso, no caso do Brasil, foi criada a Lei nº 12.187, de 29 de dezembro de 2009, que institui a Política Nacional sobre Mudança do Clima (PNMC), que busca ordenar as ações do governo brasileiro com vistas à necessidade de conciliar o desenvolvimento econômico-social com práticas, atividades e tecnologias de baixas emissões de gases.

O PNMC tem como meta a redução das emissões totais entre 36,10% a 38,90% até 2020, e compreende políticas que têm como um dos seus objetivos elevar a participação dos biocombustíveis na matriz energética brasileira. Como parte destes esforços, o governo brasileiro realizou um estudo de planejamento para a expansão da oferta e demanda de energia até 2030, chamado de Plano Nacional de Energia 2030 (PNE 2030). Diversos cenários econômicos foram analisados no estudo, tendo sido um deles a expansão da produção e uso de biocombustíveis no país até 2030. Embora o estudo contemple o planejamento físico da expansão da produção e uso dos biocombustíveis, ele não analisa as implicações econômicas desta expansão, nem suas implicações na economia em geral.

Desta forma, o objetivo geral dessa pesquisa é analisar os impactos potenciais sobre a economia brasileira de uma ampliação na produção e uso de etanol e biodiesel, como substituição de parte dos combustíveis fósseis, tendo como base o cenário projetado pelo Plano Nacional de Energia 2030. De particular interesse para este estudo são os impactos nos agregados econômicos e nas emissões de gases de efeito estufa (GEEs), bem como as características regionais dos mesmos, em cenários projetados para o período de 2010 a 2030.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Embora a literatura internacional seja, hoje, relativamente abundante em estudos econômicos que incluam as emissões de GEEs e outras variáveis ambientais, a literatura nacional é bastante mais reduzida. Entre os diversos estudos sobre o tema, podem-se citar os de Searchinger *et al.* (2008), Börjesson (2009) e Lapola (2010), que analisaram o uso dos biocombustíveis e sua relação com as mudanças climáticas e mudanças no uso da terra, assim como os estudos de Fearnside (1995) e Fearnside (1999), que estudaram as questões das emissões relacionadas ao uso de florestas e desmatamentos. Os trabalhos de Goldemberg (2007), Macedo *et al.* (2008), Reijnders e Huijbregts (2008), Sanhueza (2009), Gnansounou, *et al.* (2009),

4. Mitigação é uma intervenção antrópica para reduzir as emissões de gases de efeito estufa (GEEs) por fontes ou aumentar as remoções por sumidouro de CO2 (Frondizi, 2009).

Galdos, *et al*. (2013) analisam a questão do uso de biocombustíveis sob o foco de impactos ambientais e na substituição dos combustíveis fósseis.

Do ponto de vista de trabalhos realizados visando mais diretamente o Brasil, o trabalho de Tourinho *et al.* (2003) analisou os principais impactos econômicos, tanto em nível macroeconômico como setorial, de uma política ambiental com o objetivo de redução de emissões de CO_2 na economia brasileira, por meio de impostos sobre carbono. Esses autores concluíram que as políticas analisadas seriam efetivas para reduzir o nível de emissões de carbono no Brasil, gerando ainda uma transferência de recursos de setores mais intensivos, em emissões para setores menos intensivos. Lopes (2003) utilizou um modelo de equilíbrio geral computável (EGC) multissetorial da economia brasileira com o objetivo de analisar os impactos de uma taxação na emissão de gases de efeito estufa sobre a economia. Nesse trabalho, o autor observou que a redução das emissões por meio de taxação sobre os combustíveis fósseis provocaria redução na atividade econômica.

Hilgemberg *et al*. (2005) adaptou o modelo de insumo-produto para quantificar as emissões do gás carbônico pelo uso do gás natural, etanol e derivados de petróleo, com enfoque regional no Brasil. Os resultados mostraram que as regiões Nordeste e Sul são as que mais contribuem para o aumento das emissões para atender a variações na demanda final.

Ferreira Filho e Rocha (2007) também desenvolveram um modelo de EGC para a economia brasileira com o foco na análise de políticas de taxação de emissões no Brasil. Os resultados da pesquisa mostraram que é mais eficiente taxar as emissões associadas ao nível de atividades dos setores do que taxar apenas os setores ligados ao uso de combustíveis, em termos de perda de produto. Silva e Gurgel (2012) realizaram um estudo que analisou metas setoriais de quedas progressivas de emissões no Brasil, concluindo que a imposição daquelas metas teria como consequência a redução do produto interno bruto (PIB) no longo prazo. A magnitude daquela redução, contudo, seria pequena devido à disponibilidade de fontes de energia limpa na matriz energética brasileira.

Como se pode ver, portanto, nenhum dos estudos supracitados teve como foco a análise do Plano Nacional de Energia 2030, tampouco seus desdobramentos em termos de seus impactos econômicos e de emissões nas regiões brasileiras, objetivo do presente estudo.

3 METODOLOGIA

Para a análise do PNE, utilizou-se, neste trabalho, um modelo de EGC estático, inter-regional, *bottom-up* da economia brasileira, baseado nas versões já desenvolvidas por Ferreira Filho e Horridge (2006), denominado TERM-BR. É um modelo

do tipo Johansen, ou seja, é um modelo linearizado, com os resultados sendo apresentados na forma de variação percentual.

A característica central de um modelo inter-regional *bottom-up* é o fato de que a economia é subdivida em regiões que são, *per se*, economias individuais, interligadas por matrizes de comércio. Estes modelos, apesar de serem mais exigentes em matéria de dados do que os modelos inter-regionais *top-down*, permitem a análise de choques de política, que se originam ao nível das regiões individuais, o que é limitado no caso dos modelos *top-down*.

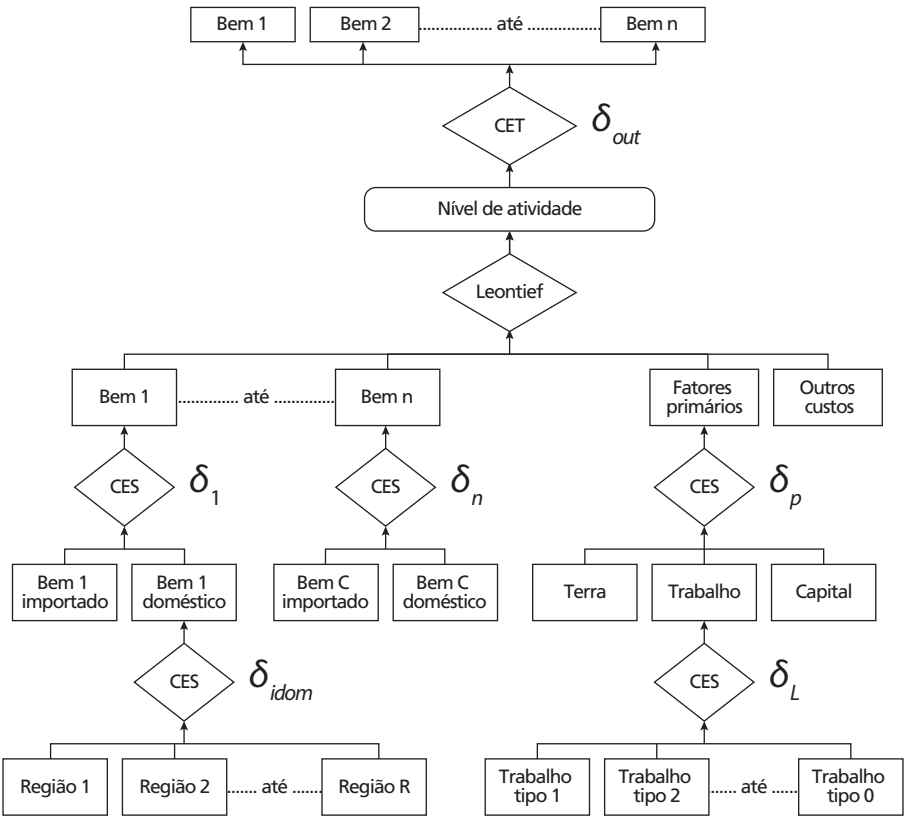
A figura 1 apresenta esquematicamente a estrutura de produção do modelo TERM-BR. Os bens e serviços (de cima para baixo) que a firma pode produzir são determinados por uma função *costant elasticity of transformation* (CET), no caso de haver multiprodução.[5]

No primeiro nível da árvore de produção, os diversos insumos são combinados por meio de uma função de produção Leontief – proporções fixas, ou seja, os fatores de produção são complementares na produção de bens e serviços. A seguir, no segundo nível da árvore de decisão, os bens domésticos e importados são combinados na produção de um bem composto em proporções reguladas por uma função elasticidade de substituição constante (CES) com uma elasticidade (elasticidade de Armington) específica para cada produto, ou seja, bens de diferentes origens são tratados como substitutos imperfeitos. Da mesma forma, os principais fatores como terra, trabalho e capital são combinados por uma função CES, com elasticidade específica para cada fator primário.

Para produzir o fator primário composto, o valor dessas elasticidades é atribuído ao modelo na dimensão indústria, ou seja, cada indústria pode receber um valor particular de elasticidade (Ferreira Filho e Horridge, 2006).

5. Nesta versão do modelo, contudo, cada setor produz apenas um produto.

FIGURA 1
Estrutura de produção TERM-BR



Fonte: Adaptado de Pambudi (2005).
Elaboração dos autores.

No último nível, observa-se que o bem doméstico procede da combinação de diversas regiões, guiado por uma função CES, e o fator trabalho é definido como composto de diferentes níveis de ocupação, sendo agregado também por uma função CES.

Na demanda final da economia, encontram-se: governos, empresas (investimento), resto do mundo e famílias. A demanda por investimento e governo é determinada de forma exógena ao modelo e a demanda do resto do mundo é definida pelas exportações, por meio de uma função demanda de exportação com elasticidade específica.

O modelo foi calibrado para o ano de 2005, utilizando como fonte principal a matriz de insumo e produto do Brasil de 2005, publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Um grande número de outras fontes de informações

foram ainda utililizadas, como a POF,[6] a Pnad,[7] a PAM,[8] a PIA[9] e a PAS,[10] com o objetivo de se obter parcelas regionais de produção e consumo dos bens, exportações por portos, bem como outras informações diversas necessárias para a criação da base de dados inter-regional. Além disso, foi necessária a desagregação na base de dados de setores e produtos específicos para as finalidades deste estudo, relacionados à produção do biodiesel, como o próprio biodiesel e o sebo bovino, importante insumo na produção do biodiesel no Brasil. Finalmente, a base de dados foi agregada para as finalidades deste estudo para 41 produtos, 41 indústrias e quatro usuários finais (quadro 1).

QUADRO 1
Produtos, indústrias e demanda final do modelo

Setores	Descrição
Produtos e indústrias	
1 Arroz	Cultura do arroz
2 OutAgricolas	Outros produtos agrícolas
3 CanaAcucar	Cultura da cana-de-açúcar
4 Soja	Cultura da soja
5 Algodao	Cultura do algodão
6 Silvicultura	Silvicultura
7 Gado Corte	Gado de corte
8 Gado Leite	Gado de leite
9 OutAnimais	Outros animais
10 Avicultura	Avicultura
11 ExtPetrGas	Extração de petróleo e gás
12 ExtratMiner	Extração de minério
13 CarvaoOut	Carvão e outros Produtos do minério
14 FabMinNonMet	Fabricação de minerais não metálicos
15 AlimBebida	Alimentação e bebida
16 OleoSoja	Óleo de soja
17 Sebo	Sebo
18 IndTextil	Indústria têxtil
19 IndDiversas	Indústrias diversas
20 PapelGrafica	Indústria do papel e gráfica

(Continua)

6. Pesquisa de Orçamento Familiar – POF (para definir a demanda das famílias o perfil de consumo e preferências) (2002/2003).
7. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Pnad (nessa base de dados obtêm-se a alocação da mão de obra entre os setores da MIP; distribuição entre Unidades Federativas e classes de ocupações) (2005).
8. Pesquisa Agrícola Municipal – PAM (2005)
9. Pesquisa Industrial Anual – PIA (2005)
10. Pesquisa Anual de Serviços – PAS (2005)

(Continuação)

Setores	Descrição
Produtos e indústrias	
21 OleoCombust	Óleo combustível
22 Gasolina	Gasolina
23 Gasolina C	Gasolina C
24 Óleo diesel	Óleo diesel
25 Biodiesel	Biodiesel
26 OutProdRefin	Outros produtos do refino
27 Etanol	Etanol
28 ProdQuimInor	Produtos químicos inorgânicos
29 IndQuimica	Indústria química
30 OutQuimicos	Outros produtos químicos
31 ConstCivil	Construção civil
32 OutMetalurg	Outros produtos da metalurgia
33 Siderurgia	Siderurgia
34 MetalurNFerr	Metalurgia não ferrosos
35 FabMaqVeic	Fabricação de máquinas e veículos
36 MaterEletric	Material elétrico
37 FabEqEletric	Fabricação de equipamento elétrico
38 SIUP	Eletricidade, água, gás, esgoto e limpeza pública
39 Comércio	Comércio
40 Transporte	Transporte
41 Servicos	Serviços
Demanda final	
42 HOU	Consumo das famílias
43 INV	Investimento
44 GOV	Consumo do governo
45 EXP	Exportações

Elaboração dos autores.

No modelo, os trabalhadores são classificados em dez faixas de salário, obtidos a partir dos microdados da Pnad 2005, representando qualificação, e as famílias em dez faixas de renda com padrões de consumo específicos, obtidos a partir dos dados da POF. O modelo compõe a renda das famílias a partir das rendas dos trabalhadores, através de um processo de mapeamento entre eles.

E, finalmente, para as análises relativas ao PNE, desenvolveu-se, ainda, neste estudo um módulo especial de emissões de GEEs, que foi incorporado ao modelo supracitado, e cujas características principais são discutidas a seguir.

3.1 O módulo de emissões de GEEs do TERM-BR

A criação do módulo de emissões dos gases de efeito estufa consistiu inicialmente na criação, dentro da estrutura do modelo principal, do sistema de equações necessário à contabilização das mesmas, bem como sua vinculação com a base de dados de emissões. No TERM-BR, as emissões estão basicamente associadas a duas fontes principais: a queima de combustíveis fósseis pelos setores de atividades econômicas ou ao nível de atividade dos setores e da demanda final. Assim, por exemplo, as emissões associadas ao uso de óleo diesel pela agricultura estão vinculadas ao consumo intermediário de óleo diesel pela agricultura. As emissões de metano pela pecuária, por sua vez, não estão associadas à queima de combustíveis por aquela atividade, mas sim ao tamanho do rebanho, ou seja, ao seu nível de atividade, uma vez que aquele gás é produzido no processo de digestão anaeróbica da celulose pelos animais.

Uma vez criado o módulo teórico que liga a economia às emissões de GEEs, foi necessária a criação da base de dados de emissões propriamente dita. Para isso, foram compatibilizados os dados da Segunda Comunicação Nacional do Brasil à Convenção-Quadro das Nações Unidas Sobre Mudança do Clima (Brasil, 2011), com os setores da MIP, a exemplo do que foi realizado por Ferreira Filho e Rocha (2007). Esse banco de dados está organizado por tipo de gás e setor de emissão. Essas emissões são em parte advindas do uso de combustíveis e em parte do nível de atividade, conforme discutido. Uma vez feitas as associações das emissões aos agentes do modelo, as mesmas foram transformadas em equivalentes carbono de cada gás, através do uso dos coeficientes de potencial de aquecimento global – GWP (Brasil, 2011).

As emissões pela queima de combustíveis foram associadas aos produtos da extração de petróleo e gás (gás natural, nafta, querosene, gás, outros produtos do petróleo, alcatrão), carvão, gasolina, gasolina C[11], óleo combustível, óleo diesel e outros produtos do refino de petróleo (composto principalmente do gás liquefeito de petróleo, ou GLP). As emissões relacionadas à mudança do uso da terra e florestas (57,71% das emissões totais de CO2 equivalente em 2005) não foram contabilizadas no modelo, já que não estão associadas aos setores da matriz de insumo-produto (MIP), com exceção das emissões associadas ao setor Silvicultura. O resultado final agregado desta base de dados pode ser visto no apêndice A.

3.2 A estratégia de simulação utilizada

Conforme mencionado anteriormente, o modelo é calibrado para o ano de 2005, que representa o ano base para a economia. Assim, para os propósitos deste estudo foi necessária inicialmente a atualização da base de dados do modelo, bem como

11. Doravante, neste texto, gasolina refere-se à gasolina pura, enquanto gasolina C à gasolina pura misturada com etanol anidro.

da do módulo de emissões, de 2005 para 2010 (ano inicial das simulações). Essa atualização foi feita através da utilização do próprio modelo, em uma simulação histórica. Nesta simulação, impõe-se ao modelo os valores históricos (variações) observados de algumas variáveis críticas, de forma a atualizar a base de dados para o período desejado.

No presente estudo, isso foi feito através do ajuste da adição do biodiesel ao óleo diesel na proporção de 5%, de forma a se obter o diesel B5; aumento da demanda pelo etanol hidratado em 185,4%; redução do etanol anidro em 7,18%; redução de aproximadamente 30% do etanol exportado; aumento de 12% na receita de exportação desse combustível; aumento da produtividade da terra em 7,7% no período. Em termos dos agregados econômicos, houve no período um aumento real de 78% no valor do investimento agregado, 32,5% no consumo das famílias, 45,3% no consumo do governo, 30,13% nas importações, redução de 15,10% nas exportações e aumento do PIB em 34,4% (Ipea, 2012), valores projetados na atualização do modelo.

3.3 O fechamento macroeconômico utilizado

O fechamento macroeconômico utilizado neste trabalho está baseado nas seguintes pressuposições:

- o estoque de capital da economia é endógeno, variando entre setores para ratificar a taxa de retorno ao estoque de capital por setor, considerada exógena;
- o investimento por setor é proporcional à variação do estoque de capital;
- o consumo agregado das famílias em termos reais é endógeno;
- o nível de emprego agregado é fixo ao nível da linha de base, sendo o salário real setorial a variável de ajuste para ratificar o emprego fixo. Este fechamento é compatível com a idéia da existência de uma taxa natural de desemprego nas economias, atingível no longo prazo. Além disso, considera que a política em análise não afeta a taxa natural de desemprego. O fator trabalho é considerado móvel entre setores e regiões, guiado pelos diferenciais de salário real;
- o consumo do governo é endógeno, variando na mesma proporção do consumo das famílias, em nível nacional e regional;
- a balança comercial, como parcela do PIB, é endógena;
- o deflator do PIB é o *numeraire,* de forma que todos os preços serão expressos em relação ao mesmo.

Dessa forma, o fechamento proposto dá ao modelo uma característica de longo prazo, ou seja, um período de tempo suficiente para o estoque de capital por setor, bem como o salário real setorial, se ajustarem.

3.4 O cenário simulado

A simulação proposta neste trabalho foi baseada nas projeções do consumo do etanol carburante e do aumento da composição do biodiesel no óleo diesel, feitas pelos estudos do PNE 2030 e das projeções da Empresa de Pesquisa Energética (EPE) (Brasil, 2007; 2010). Dadas as características deste estudo optou-se ainda neste trabalho por se criar uma linha de base para a análise, apesar de o modelo ser estático. Nesta linha de base projetou-se o valor da economia no tempo sem a política dos biocombustíveis, ou seja, projetou-se um cenário tendencial para a economia brasileira, que servirá de comparação para o cenário de política. Posteriormente, com base na primeira simulação, projetou-se a economia com a presença das políticas sobre os biocombustíveis (o cenário de política). A estratégia de simulação utilizada para os cenários seguiu, assim, as seguintes etapas:

- na primeira simulação, que definiu a linha de base da economia, projetou-se um crescimento das exportações e do PIB real a taxas anuais de 3,53%; crescimento natural da população em 0,613% ao ano (a.a.), aumento do emprego agregado em 1,32% a.a e aumento de 1,51% a.a. na produtividade da terra de 2010 até o ano de 2030 (Brasil 2007, 2010, 2012; Ipea, 2012). Conforme discutido anteriormente, os resultados desta simulação representam um crescimento tendencial da economia, em relação aos quais os demais cenários de política serão comparados;
- na segunda simulação, foram adicionados os choques dos biocombustíveis aos choques propostos ao cenário tendencial. Desta forma, foram aplicados choques no aumento do consumo do etanol pelas famílias em 5,6% a.a (200% entre 2010 e 2030), e aumento da substituição do diesel pelo biodiesel, a uma taxa de elevação no uso do biodiesel de 7,9% a.a. (360% entre 2010 e 2030). Uma vez realizados os choques de política, foram calculadas as diferenças entre os resultados do mesmo e a linha de base, isolando-se, assim, as contribuições dos biocombustíveis tanto sobre as variáveis econômicas em geral quanto sobre as emissões.

Embora os choques relativos ao etanol e ao biodiesel tenham sido realizados de forma simultânea, o *software* utilizado na resolução do modelo (GEMPACK) permite a separação dos efeitos dos mesmos nos respectivos subtotais, que serão utilizados na análise que se segue, e que permitirão a análise separada dos dois choques.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os impactos das políticas simuladas sobre os principais agregados macroeconômicos podem ser vistos na tabela 1.

TABELA 1
Resultados do modelo: variação nos principais agregados macroeconômicos
(Em %)

	Subtotal biodiesel	Subtotal etanol	**Total**
Indicadores agregados			
PIB real	0,023	0,010	**0,033**
Demanda agregada			
Consumo real das famílias	0,023	0,010	**0,033**
Consumo real do governo	0,028	0,014	**0,043**
Investimento real	0,086	0,023	**0,108**
Volume de exportações	-0,298	-0,099	**-0,397**
Volume de importações	-0,126	-0,114	**-0,240**
Mercado de trabalho			
Salário real médio	0,071	0,029	**0,101**
Preços			
Índices de preços ao consumidor	-0,009	-0,003	**-0,012**
Índices de preços das exportações	-0,033	-0,017	**-0,050**

Elaboração dos autores.

Verifica-se, inicialmente, que os efeitos totais das políticas simuladas são pequenos em termos dos agregados econômicos, uma vez que as indústrias de etanol e biodiesel representam, no ano base, aproximadamente 0,625% do valor total da produção da economia. Desta forma, mesmo a grande elevação projetada na utilização destes produtos (200% no caso do etanol e 360% no do biodiesel) representa uma pequena variação no agregado. Como ainda pode ser visto da tabela 1, os choques tiveram como resultado uma pequena variação positiva no PIB e no consumo real das famílias e do governo, bem como no investimento e salário real médio. Note-se que a contribuição do choque do etanol para a evolução do PIB e do consumo das famílias foi menor que a do biodiesel, o que é consequência da redução do nível de atividade dos setores produtores de gasolina e gasoetanol, não compensados inteiramente pelo aumento do nível de atividade do setor produtor de etanol.

A contribuição do impacto do biodiesel para o investimento real e para salário real médio foi maior que do etanol. Como visto no fechamento do modelo, o investimento está determinado pelo acúmulo de capital em cada setor, o que indica que o choque aplicado ao modelo representou um acúmulo de capital maior para o biodiesel que para o etanol. A indústria do etanol, embora tenha passado por várias fases desde 1975, é considerada como uma indústria consolidada no país e compete diretamente com a indústria da gasolina, seja diretamente por substituição nos carros *flex-fuel* ou na adição à gasolina. A indústria do biodiesel, em contraste, iniciou-se no país a partir de 2005, e tem uma dimensão ainda relativamente pequena em comparação ao setor de extração de petróleo e gás, que produz o seu substituto que é o óleo diesel. Além disso, sendo parcela do óleo diesel importado,

parte do incremento na produção e uso de biodiesel contribui para uma redução das importações, ao invés de competir de forma direta com os produtos do petróleo produzidos nacionalmente. Desta forma, sendo uma indústria relativamente nova, a cadeia do biodiesel irá requerer um acúmulo de capital relativamente maior do que a requerida para o etanol, para o cumprimento das metas simuladas.

Estes resultados são consistentes com as projeções do PNE 2030, que têm como perspectiva o aumento do investimento na cadeia do biodiesel de 50% e no aumento de empregos em 361% entre 2010 e 2030. De acordo com o PNE 2030, o investimento na cadeia do etanol crescerá 88,42% entre 2010 e 2020 e terá uma forte redução de mais de 66% entre 2020 e 2030. Ainda de acordo com a mesma fonte, a criação de empregos na sua cadeia produtiva terá crescimento de 120% no mesmo período.

Os resultados das simulações mostram variações negativas nos volumes totais das exportações e importações. A redução do volume das exportações foi resultado do aumento do consumo doméstico pelas famílias e no caso do volume das importações, foi consequência da redução da importação dos produtos do petróleo. Observou-se ainda uma valorização cambial real, ou seja, as exportações se reduziram mais que as importações, refletindo o encarecimento dos produtos domésticos.

Os resultados do modelo mostram que o PNE 2030 tem impactos setoriais bastante específicos, como pode ser visto na tabela 2, que mostra a variação na produção dos principais setores afetados pela política.[12]

TABELA 2
Resultados do modelo: variação na produção dos principais setores
(Em %)

Setores	Biodiesel	Etanol
3 Cana-de-açúcar	0,0	12,3
4 Soja	4,8	0,0
11 Extração de petróleo e gás	-3,2	-1,6
16 Óleo de soja	13,3	0,2
17 Sebo	38,6	0,1
22 Gasolina	0,3	-11,6
23 Gasolina C	0,2	-12,4
25 Biodiesel	193,9	0,1
27 Etanol	0,0	22,6

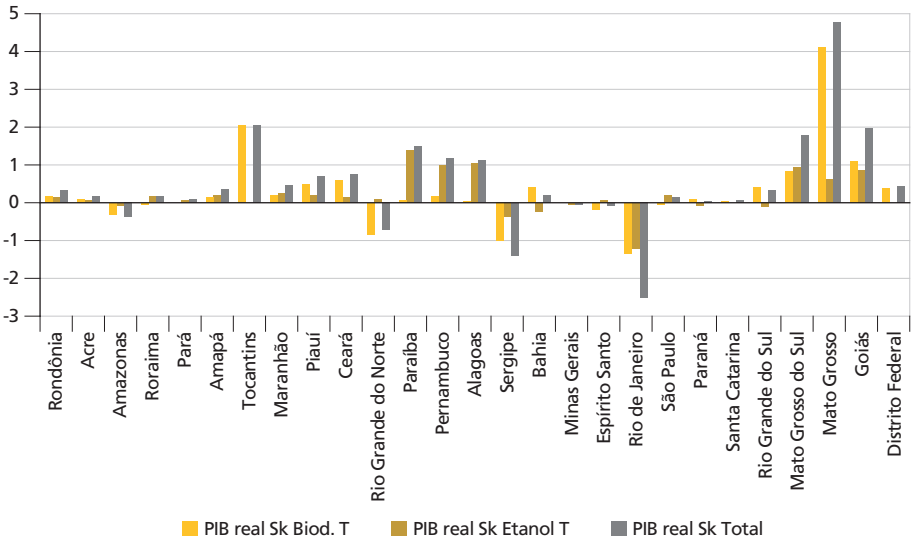
Elaboração dos autores.

12. A tabela com os resultados para todos os setores pode ser vista no apêndice.

Como se pode depreender dos resultados apresentados na tabela 2, a produção primária de soja e de cana-de-açúcar deveria crescer, respectivamente, de 4,8% e 12,3% devido aos choques de política, em relação ao ano-base da simulação (2010), associados a um crescimento de 13,3% na produção de óleo de soja e de 22,6% na de etanol. A produção de gasolina pura e gasolina C, bem como da indústria de extração de petróleo e gás, por outro lado, seriam reduzidos, por substituição pelos biocombustíveis.

Esta variação observada na produção ao nível nacional tem implicações regionais distintas, uma vez que a produção daquelas atividades está distribuída de maneira não uniforme no território brasileiro. O gráfico 1 mostra a variação percentual do PIB real em cada região, obtida a partir dos choques do biodiesel e do etanol. Como se pode ver dos dados do gráfico, seis estados apresentaram reduções do PIB real causadas pelo choque associado ao biodiesel (Amazonas, Rio Grande do Norte, Sergipe, Rio de Janeiro e São Paulo) e sete pelo choque associado ao etanol (Amazonas, Sergipe, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná e Rio Grande do Sul). Na soma dos choques totais, apenas seis estados tiveram redução do PIB, uma vez que os mesmos se contrabalançam em alguns estados. Este é o caso, por exemplo, de São Paulo, que apresentaria uma queda no PIB regional devido ao choque do biodiesel, mas uma elevação maior devido ao choque do etanol, com um saldo final positivo.

GRÁFICO 1
Variação do PIB real obtido a partir dos choques dos biocombustíveis, por estado
(Em %)



Elaboração dos autores.

Estes resultados, naturalmente, estão associados à composição regional da produção, ou à distribuição regional das indústrias que são afetadas positivamente ou negativamente pelos choques. O estado do Rio de Janeiro, por exemplo, foi o que teve o maior impacto negativo tanto com o choque do biodiesel quanto do etanol, com uma variação negativa do PIB de 2,5%. Isso pode ser explicado pela característica desse estado, grande produtor de petróleo e derivados e não representativo na produção dos biocombustíveis. A mesma observação pode ser feita para os estados do Amazonas e do Sergipe, que se concentram na extração de petróleo e gás e não são representativos na produção de etanol e biodiesel. São, desta forma, afetados negativamente pela substituição dos derivados de petróleo pelos biocombustíveis.

Pelas mesmas razões, a maior variação no PIB real foi observada no estado do Mato Grosso, principalmente pelo choque sobre o biodiesel, uma vez que este estado é responsável pela maior parte de produção de soja e de gado de corte no país, como também um dos maiores produtores de biodiesel e sebo. Os maiores impactos positivos (relativos) observados no PIB foram em estados que são importantes na produção dos biocombustíveis e de suas matérias-primas, mas não na de combustíveis fósseis. É o caso do estado do Tocantins, na região Norte, estados da Paraíba, Pernambuco e Alagoas, na região Nordeste, e ainda os estados da região Centro-Oeste.

Observaram-se ainda pequenas variações positivas como resultado dos choques sobre o PIB nos estados de São Paulo, Bahia e os da região Sul. Estes estados, embora grandes produtores de biocombustíveis e das matérias-primas para a produção destes são também grandes produtores de combustíveis fósseis, o que faz com que os efeitos dos choques atuem em direção opostas. Além disso, a participação da produção de biocombustíveis no PIB total destes estados é relativamente pequena, por se tratar de estados grandes.

Estendendo a análise regional para o nível setorial, verifica-se pelos dados apresentados na tabela 3 que os maiores crescimentos percentuais no nível de atividade na indústria do Biodiesel são observados nos estados do Ceará e Bahia, que não eram grandes produtores desse combustível em 2010. No entanto, encontra-se também forte crescimento nos estados do Rio Grande do Sul, Mato Grosso e Goiás, estes sim os principais produtores brasileiros em 2010. Os estados do Tocantins e Mato Grosso foram os que apresentaram as maiores variações na indústria de óleo de soja e sebo. O primeiro estado possuía uma pequena participação nessas indústrias em 2010, e o segundo foi um dos principais produtores dessas matérias-primas. Verifica-se, assim, que o aumento projetado na demanda por biodiesel previsto no PNE 2030 demandará crescimento significativo da capacidade instalada do setor, tanto em estados que até 2010 não eram significativos na produção desse combustível quanto naqueles que eram tradicionalmente produtores.

TABELA 3
Resultados do modelo: variação no nível de atividade setorial, setores e regiões selecionados (Em %)

	Biodiesel			
S. atividades/estados	4 Soja	16 Óleo de soja	17 Sebo	25 Biodiesel
7 Tocantins	12,86	68,00	145,58	193,68
10 Ceará	-	20,13	81,73	195,68
16 Bahia	8,48	18,01	24,74	196,40
23 Rio Grande do Sul	5,40	20,24	64,79	193,18
24 Mato Grosso do Sul	3,59	9,10	18,02	193,61
25 Mato Grosso	7,54	44,71	118,08	193,96
26 Goiás	3,11	33,93	96,60	194,25
	Etanol			
S. atividades/estados	3 Cana-de-açúcar		27 Etanol	
13 Pernambuco	8,04		22,79	
17 Minas Gerais	11,81		23,55	
20 São Paulo	12,68		23,35	
21 Paraná	14,23		25,38	
24 Mato Grosso do Sul	14,02		20,83	
26 Goiás	18,42		28,99	

Elaboração dos autores.

Os impactos das simulações sobre o emprego podem ser vistos na tabela 4. Naturalmente, as indústrias que tiveram maiores variações positivas nos níveis de emprego são também aquelas que estão relacionadas mais diretamente com a produção dos biocombustíveis. Os resultados do modelo mostraram que seria necessário um aumento de mais de 170% no nível de emprego da indústria do Biodiesel, e de mais de 20% na indústria do Etanol, para alcançar a meta das políticas dos biocombustíveis. Esse efeito foi observado também nos setores Soja com 4,55%, Óleo de Soja com 12,17%, Sebo com 35,08% e Cana-de-Açúcar com 11,21% de crescimento no nível de emprego. Observa-se assim que os dados aqui encontrados para as variações no nível de emprego requeridas para a implementação do PNE-2030 estão de acordo com a tendência geral mostrada no estudo de Brasil (2007). Os valores absolutos, contudo são diferentes, uma vez que aquele estudo incorpora nos seus resultados o etanol de segunda geração, não considerado no presente estudo.[13]

Para o choque do biodiesel, verifica-se uma variação negativa no nível de emprego, nos setores de Arroz e Cana-de-Açúcar, o que é causado pela competição por fatores primários nas atividades agrícolas, especialmente terra e trabalho. No entanto, na soma dos choques totais, houve aumento nas variações do nível de emprego para todos os setores agrícolas, ou seja, a política dos biocombustíveis tem impacto positivo na criação de emprego no campo. Por outro lado, algumas indústrias que

13. No estudo de Brasil (2007) a elevação no emprego requerida na cadeia do biodiesel seria de 361%, enquanto que, para o etanol, de 120%.

reduziram fortemente o seu nível de emprego, como os setores Gasolina (10,24%), Gasoetanol (11,09%) e a Indústria de Extração de Petróleo e Gás (7,41%), o que está relacionado à redução do nível de atividade das mesmas, já discutido anteriormente.

TABELA 4
Resultados do modelo: variação do nível de emprego por indústria
(Em %)

Indústria	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 Arroz	-0,019	0,111	**0,092**
2 OutAgricolas	0,001	0,026	**0,027**
3 Cana-de-açúcar	-0,056	11,267	**11,211**
4 Soja	4,518	0,036	**4,553**
5 Algodão	3,677	0,083	**3,760**
6 Silvicultura	0,015	0,006	**0,021**
7 Gado de corte	0,158	0,068	**0,226**
8 Gado de leite	0,059	0,146	**0,204**
9 OutAnimais	0,186	0,103	**0,289**
10 Avicultura	0,133	0,097	**0,230**
11 ExtPetrGas	-4,971	-2,444	**-7,415**
12 Extratração mineral	-0,133	-0,040	**-0,173**
13 CarvaoOut	-0,232	-0,076	**-0,308**
14 FabMinNonMet	-0,100	-0,048	**-0,148**
15 AlimBebida	-0,048	0,107	**0,060**
16 OleoSsoja	11,994	0,172	**12,166**
17 Sebo	35,029	0,059	**35,087**
18 Indústria têxtil	-0,072	0,002	**-0,070**
19 Indústrias diversas	-0,005	0,026	**0,021**
20 Papel gráfica	-0,065	-0,087	**-0,151**
21 Óleo combustível	0,498	0,457	**0,955**
22 Gasolina	0,182	-10,429	**-10,247**
23 Gasoalcool	0,095	-11,191	**-11,096**
24 OleoDiesel	0,127	0,058	**0,185**
25 Biodiesel	176,799	0,035	**176,834**
26 OutProdRefin	0,305	0,022	**0,327**
27 Alcool	-0,090	20,348	**20,258**
28 ProdQuimInor	0,307	0,430	**0,737**
29 IndQuimica	0,035	0,037	**0,071**
30 OutQuimicos	0,702	-0,043	**0,659**
31 ConstCivil	-0,017	-0,045	**-0,062**
32 OutMetalurg	-0,174	-0,021	**-0,195**

(Continua)

(Continuação)

Indústria	Biodiesel	Etanol	**Total**
33 Siderurgia	-0,199	-0,067	**-0,266**
34 MetalurNFerr	-0,229	-0,082	**-0,311**
35 FabMaqVeic	-0,153	-0,042	**-0,195**
36 MaterEletric	0,031	0,051	**0,082**
37 FabEqEletric	-0,088	-0,082	**-0,169**
38 SIUP	-0,066	-0,088	**-0,154**
39 Comércio	0,096	-0,495	**-0,399**
40 Transporte	0,020	-0,084	**-0,064**
41 Serviços	-0,064	-0,042	**-0,106**

Elaboração dos autores.

É interessante se notar que houve uma pequena variação positiva no nível de emprego dos setores produtores de óleo combustível, óleo diesel e outros produtos do refino. Isso significa que o aumento na produção dos biocombustíveis, incentiva o crescimento do emprego para os setores de combustíveis fósseis, com exceção da gasolina. Isto está relacionado à elevação da produção da agropecuária, que tem uma grande dependência do petróleo e seus derivados no seu consumo intermediário, e precisará suprir a produção dos biocombustíveis com matéria-prima (soja, cana-de-açúcar, gado de corte). Dessa forma, existe um efeito indireto no aumento do nível de emprego em alguns setores produtores de derivados do petróleo, causado pelo na produção de biocombustíveis.

Em termos regionais, as variações no emprego podem ser vistas dos dados da tabela 5. Como se pode observar, os estados de Mato Grosso, Tocantins, Goiás, Mato Grosso do Sul, Paraná e Pernambuco foram os que apresentaram a maior variação positiva para o nível de emprego. Isso pode ser explicado pelo forte impacto do nível de atividade das indústrias do biodiesel e etanol nesses estados, juntamente com o aumento da necessidade de produção das matérias-primas para os biocombustíveis nessas regiões.

Por outro lado, Rio de Janeiro e Sergipe foram os estados que tiveram maior impacto negativo em termos do nível de emprego. Conforme já mencionado anteriormente, esse resultado foi influenciado, principalmente, pela relevância que estes estados possuem na indústria dos derivados do petróleo, em relação à pequena contribuição da indústria dos biocombustíveis. Esse mesmo perfil é identificado nos estados do Amazonas e do Rio Grande do Norte. No caso dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo, observou-se uma maior influência das reduções no nível de atividade das indústrias de extração de petróleo e gás, gasolina e gasolina C, em relação ao crescimento do nível de atividade do biodiesel e etanol e suas principais matérias-primas no nível de emprego.

TABELA 5
Resultados do modelo: variação na demanda por trabalho, por estado
(Em %)

Estados	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 Rondônia	0,119	0,110	**0,229**
2 Acre	0,056	0,054	**0,110**
3 Amazonas	-0,249	-0,032	**-0,282**
4 Roraima	-0,049	0,144	**0,095**
5 Pará	0,000	0,066	**0,066**
6 Amapá	0,097	0,175	**0,272**
7 Tocantins	1,668	0,019	**1,688**
8 Maranhão	0,154	0,229	**0,383**
9 Piauí	0,449	0,167	**0,616**
10 Ceará	0,457	0,131	**0,588**
11 Rio Grande do Norte	-0,712	0,137	**-0,575**
12 Paraíba	0,054	1,219	**1,273**
13 Pernambuco	0,118	0,895	**1,013**
14 Alagoas	0,010	0,934	**0,944**
15 Sergipe	-0,880	-0,296	**-1,176**
16 Bahia	0,400	-0,136	**0,265**
17 Minas Gerais	-0,005	-0,038	**-0,043**
18 Espírito Santo	-0,195	0,075	**-0,120**
19 Rio Janeiro	-1,191	-1,070	**-2,261**
20 São Paulo	-0,085	0,140	**0,055**
21 Paraná	0,082	-0,076	**0,006**
22 Santa Catarina	0,012	0,021	**0,033**
23 Rio Grande do Sul	0,282	-0,065	**0,217**
24 Mato Grosso do Sul	0,757	0,690	**1,447**
25 Mato Grosso	3,397	0,447	**3,844**
26 Goiás	0,795	0,667	**1,461**
27 Distrito Federal	0,330	0,012	**0,343**

Elaboração dos autores.

No estado de São Paulo, por um lado, a redução do nível de emprego para o choque do biodiesel é resultado da forte redução do nível de atividade da extração de petróleo e gás, além dos combustíveis fósseis terem maior peso na sua economia. Por outro lado, obteve-se variação total positiva, consequência da variação do choque do etanol, ou seja, as reduções do nível de atividade da gasolina e gasolina C não foram o suficiente para reduzir o nível de emprego desse estado, dado que o etanol e a cana-de-açúcar têm uma forte contribuição na sua economia.

Os estados da Bahia, Paraná e Rio Grande do Sul tiveram aumento do nível de emprego, dado pelo choque do biodiesel, maior que a redução observada pelo choque do etanol. O aumento do nível de atividade das indústrias dos biocombustíveis e

de suas matérias-primas compensou a redução do nível de atividade das indústrias dos combustíveis fósseis, aumentando, assim, o nível de emprego, especialmente na indústria do biodiesel. No caso dos estados do Espírito Santo e de Minas Gerais, contudo, a variação no nível de atividade das indústrias dos biocombustíveis e de suas matérias-primas não compensou a redução do nível de atividade dos derivados de petróleo, reduzindo, assim, o nível de emprego.

O modelo permite ainda a análise da variação da demanda por trabalho por tipo de trabalho, e a consequente variação na composição da renda familiar e do consumo das famílias, por faixa de renda, decorrentes das políticas analisadas. Como se pode ver dos dados da tabela 6, onde POF1 representa as famílias de menor faixa de renda, as famílias de menor renda teriam uma elevação maior em seu nível de consumo real, o que é uma consequência da elevação dos salários dos trabalhadores de menor nível de rendimentos do trabalho. Estes trabalhadores tendem a se organizar nas famílias de menor renda, daí o resultado observado. Verifica-se, portanto, que as políticas de biocombustíveis em análise teriam efeitos distributivos benéficos, elevando proporcionalmente mais as rendas e o consumo das famílias mais pobres da economia.

TABELA 6
Resultados do modelo: variação do consumo real das famílias, por faixa de renda familiar
(Em %)

Classe de renda familiar	Biodiesel	Etanol
1 POF1 (renda mais baixa)	0,17	0,26
2 POF2	0,15	0,21
3 POF3	0,13	0,19
4 POF4	0,09	0,08
5 POF5	0,10	0,10
6 POF6	0,07	0,10
7 POF7	0,07	-0,01
8 POF8	0,01	-0,03
9 POF9	-0,10	-0,12
10 POF10	-0,10	-0,16

Elaboração dos autores.

De maneira geral, os resultados agregados por macrorregião dentro do Brasil permitem concluir que o choque na produção de etanol tenderia a beneficiar mais a região Nordeste em termos de emprego, enquanto o choque do biodiesel beneficiaria mais as regiões Centro-Oeste e Sul. A região Sudeste, com forte influência do estado do Rio de Janeiro, teria um impacto negativo em termos de emprego em ambos os casos, mas de maneira mais acentuada no caso do biodiesel.

4.1 Os impactos sobre as emissões decorrentes do PNE 2030

As variações na atividade econômica vistas anteriormente têm impacto direto no padrão de emissões de GEEs na economia. Em termos de emissões totais por fonte de emissão, verifica-se da tabela 7 que tanto o choque do biodiesel como o do etanol tiveram efeito de redução das emissões associadas à extração de petróleo e gás, carvão e outros produtos da mineração (CarvaoOut). As emissões associadas ao Óleo combustível e outros produtos do refino, bem como aquelas associadas ao nível de atividade dos setores, apresentaram aumento positivo nas variações das emissões nos dois casos.

TABELA 7
Resultados do modelo: variações nas emissões totais, por fonte de emissão
(Em %)

Fonte	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 ExtPetrGas	-3,94	-1,95	**-5,89**
2 CarvaoOut	-0,16	-0,05	**-0,21**
3 Gasolina	0,22	-2,08	**-1,86**
4 Gasolina C	0,03	-12,66	**-12,63**
5 OleoCombust	0,29	0,46	**0,75**
6 OleoDiesel	-11,16	0,11	**-11,05**
7 OutProdRefin	0,38	0,03	**0,41**
8 Nível de Atividade	0,12	0,34	**0,46**
Emissões totais	-1,92	-0,63	**-2,56**

Elaboração dos autores.

As emissões associadas à gasolina pura e à gasolina C foram reduzidas pelo choque do etanol, o que é resultante da substituição da gasolina C pelo etanol pelas famílias e da consequente redução da demanda pela gasolina pura. O choque associado ao biodiesel teve como resultado, uma pequena variação positiva nas emissões associadas à gasolina, gasolina C, óleo combustível e outros produtos do refino, o que novamente é devido ao aumento do nível de atividade da indústria de biodiesel e seus efeitos indiretos na demanda pelos insumos associados à sua produção, notadamente aqueles oriundos da agropecuária.

Esta elevação na produção da agropecuária está diretamente ligada à elevação nas emissões ligadas à atividade, que se elevaram em 0,12% no caso do choque do biodiesel e de 0,34% no choque do etanol. Estas variações são resultantes basicamente das emissões associadas ao nível de atividade da agropecuária, particularmente da cultura da soja e da cana-de-açúcar, ou seja, são emissões associadas ao manejo e ao uso dos solos agrícolas. O resultado líquido dos choques, contudo, é uma redução de 2,56% nas emissões totais na economia brasileira, sendo a maior parte devido ao incremento no uso do biodiesel, como pode ser visto na tabela 7. Esta redução percentual corresponde a uma redução total das emissões de 49.850,54 Gg de CO_2

equivalente, sendo 12.362,53 Gg de CO_2 equivalente devidos ao choque do etanol e 37.488 Gg de CO_2 equivalente devido ao choque do biodiesel.[14]

Verifica-se, desta forma, que as medidas previstas no PNE 2030 modificariam de forma discreta o perfil das emissões associadas ao uso de combustíveis e ao nível de atividade na economia brasileira. Os resultados deste trabalho mostram que, sem os choques dos biocombustíveis, a taxa média anual de crescimento das emissões de 2005 a 2030 seria de 3,68%, e de 2010 a 2030, de 3,32%. Com as políticas dos biocombustíveis simuladas a taxa média anual de crescimento das emissões de 2005 a 2030 seria de 3,63% a.a. e de 2010 a 2030, de 3,27% a.a. Assim, a diferença entre a linha de base e a simulação das políticas de biocombustíveis foi uma redução em 0,126% a.a., no período 2010-2030, ou 2,56% acumulados no período, conforme pode ser visto na última linha da tabela 7, já mencionada anteriormente

Os resultados aqui encontrados mostraram que o choque do etanol reduziria as emissões totais em 12.362,53 Gg de CO_2 equivalente, enquanto que a redução para o choque do biodiesel seria de 37.488 Gg de CO_2 equivalente. Estes valores diferem significativamente das projeções encontradas em Brasil (2007), onde as emissões evitadas com a política do etanol em 2030 ficariam em torno de 186.400 Gg de CO_2 equivalente, enquanto que para o biodiesel essa redução seria de 24.100 Gg de CO_2 equivalente. Ou seja, além das reduções das emissões totais pelo etanol serem menores que as projetadas por Brasil (2007), os resultados aqui encontrados apontam para o biodiesel como o maior responsável pelas reduções totais.[15]

É interessante notar ainda que os resultados positivos sobre a atividade econômica aqui mostrados contrastam com os encontrados por Lopes (2003), Tourinho *et al.* (2003), e Ferreira Filho e Rocha (2008), que encontraram queda na atividade econômica devido à introdução de imposto sobre carbono. Embora as reduções nas emissões encontradas por aqueles autores sejam superiores às aqui encontradas, estas estão associadas a reduções no PIB, ou seja, têm um custo social bastante mais elevado.

As emissões por setor de atividade e elemento da demanda final podem ser vistas na tabela 8, onde se verifica que 14 dos 43 setores do modelo apresentaram aumento nas emissões, em particular os setores ligados à produção de biocombustíveis. Como se pode observar, os setores que mais contribuíram para a redução das emissões foram os setores de extração de petróleo e gás, óleo diesel, gasolina, transporte e consumo das famílias, por razões distintas. Enquanto os setores ligados aos derivados de petróleo reduziram o seu nível de atividade, devido à substituição com os biocombustíveis, as famílias, embora aumentando o seu consumo agregado, reduziram as emissões principalmente devido à substituição no consumo de gasolina pelo etanol.

14. Análise de sensibilidade realizada com os valores das elasticidades de exportação no modelo mostraram que estes resultados são bastante estáveis em relação aos valores daqueles parâmetros.

15. Deve-se notar que o trabalho de Brasil (2007), contudo, leva em consideração outras tecnologias que não foram incluídas nesta pesquisa, como a utilização do etanol de segunda geração.

TABELA 8
Variação de emissões por setor de atividade e demanda final
(Em %)

Indústria	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 Arroz	-0,24	0,12	**-0,11**
2 OutAgricolas	-2,33	0,04	**-2,29**
3 CanaAcucar	-0,95	12,23	**11,28**
4 Soja	2,57	0,05	**2,62**
5 Algodao	3,24	0,09	**3,33**
6 Silvicultura	0,14	0,01	**0,15**
7 GadoCorte	0,11	0,08	**0,19**
8 GadoLeite	-0,11	0,16	**0,06**
9 OutAnimais	0,12	0,12	**0,24**
10 Avicultura	-0,64	0,11	**-0,53**
11 ExtPetrGas	-4,61	-1,57	**-6,19**
12 ExtratMiner	-3,43	0,00	**-3,43**
13 CarvaoOut	-0,53	-0,05	**-0,58**
14 FabMinNonMet	-0,30	-0,03	**-0,32**
15 AlimBebida	-4,62	0,17	**-4,45**
16 OleoSoja	8,81	0,24	**9,05**
17 Sebo	33,49	0,13	**33,63**
18 IndTextil	-4,10	0,05	**-4,05**
19 IndDiversas	-2,48	0,08	**-2,41**
20 PapelGrafica	-0,78	-0,03	**-0,81**
21 OleoCombust	0,65	0,57	**1,22**
22 Gasolina	0,31	-11,53	**-11,22**
23 Gasolina C	-7,88	-12,06	**-19,94**
24 OleoDiesel	-10,25	0,12	**-10,13**
25 Biodiesel	193,89	0,12	**194,01**
26 OutProdRefin	0,50	0,12	**0,62**
27 Etanol	-5,37	22,29	**16,92**
28 ProdQuimInor	0,04	0,52	**0,56**
29 IndQuimica	-0,15	0,06	**-0,09**
30 OutQuimicos	0,79	-0,02	**0,77**
31 ConstCivil	-10,44	0,01	**-10,43**
32 OutMetalurg	-0,71	-0,04	**-0,75**
33 Siderurgia	-0,18	-0,04	**-0,22**
34 MetalurNFerr	-1,09	-0,05	**-1,14**
35 FabMaqVeic	-3,01	-0,01	**-3,02**
36 MaterEletric	-9,64	0,10	**-9,54**
37 FabEqEletric	-2,95	-0,03	**-2,98**
38 SIUP	-0,73	-0,05	**-0,79**
39 Comercio	-8,44	-0,52	**-8,96**
40 Transporte	-10,32	-0,05	**-10,37**
41 Servicos	-5,66	-0,08	**-5,74**
42 HOU	-1,98	-13,01	**-14,99**
43 GOV	0,00	0,00	**0,00**

Elaboração dos autores.

Os impactos regionais dos cenários analisados em termos das emissões podem ser vistos nos dados da tabela 9. Verifica-se que o choque do biodiesel gerou uma redução das emissões em quase todos os estados, com exceção de Tocantins e Mato Grosso. Estes são estados onde as atividades produtivas de soja e gado de corte, importantes insumos na produção de biodiesel, tem participação elevada no valor da produção total. Além disso, no estado do Tocantins 80,1% das emissões totais estão associadas à pecuária bovina, enquanto no estado do Mato Grosso este valor atinge a marca de 63,5%, com adicionais 6% associados à cultura da soja.

TABELA 9
Resultados do modelo: variação nas emissões, por estado
(Em %)

Estados	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 Rondônia	-0,314	0,133	**-0,182**
2 Acre	-0,544	0,077	**-0,468**
3 Amazonas	-4,492	-0,216	**-4,708**
4 Roraima	-1,277	0,196	**-1,080**
5 Pará	-1,089	0,038	**-1,050**
6 Amapa	-7,100	0,328	**-6,772**
7 Tocantins	0,191	-0,005	**0,186**
8 Maranhão	-1,272	0,138	**-1,134**
9 Piauí	-0,566	-0,025	**-0,591**
10 Ceará	-1,150	-0,174	**-1,324**
11 Rio Grande do Norte	-2,649	-0,048	**-2,697**
12 Paraíba	-1,333	0,788	**-0,545**
13 Pernambuco	-1,735	0,913	**-0,822**
14 Alagoas	-1,871	0,901	**-0,970**
15 Sergipe	-2,724	-0,374	**-3,099**
16 Bahia	-1,575	-1,629	**-3,205**
17 Minas Gerais	-1,522	-0,403	**-1,925**
18 Espírito Santo	-2,892	0,112	**-2,779**
19 Rio de Janeiro	-3,913	-2,643	**-6,556**
20 São Paulo	-3,105	-0,842	**-3,947**
21 Paraná	-2,822	-1,353	**-4,174**
22 Santa Catarina	-2,529	0,066	**-2,463**
23 Rio Grande Sul	-1,422	-0,762	**-2,184**
24 Mato Grosso do Sul	-0,259	0,244	**-0,016**
25 Mato Grosso	1,069	0,172	**1,241**
26 Goiás	-0,191	0,476	**0,285**
27 Distrito Federal	-5,012	0,112	**-4,899**

Elaboração dos autores.

Em termos dos efeitos somados dos choques, contudo, apenas os estados de Tocantins, Mato Grosso e Goiás tiveram aumento nas emissões de CO_2, por razões distintas. No estado de Tocantins, as reduções de emissões devido ao choque do etanol não compensaram o aumento das emissões resultantes do choque do biodiesel, enquanto no estado de Goiás a elevação nas emissões devido ao choque do etanol dominaram as reduções devidas ao biodiesel. No caso do Mato Grosso, tanto os choques do biodiesel quanto o do etanol contribuíram para o aumento das emissões, o que é resultado da intensificação das atividades associadas à indústria dos biocombustíveis nessa região. Por outro lado, a maioria dos estados que tiveram grandes variações negativas nas emissões são os que possuem maior peso nas indústrias dos combustíveis fósseis em suas economias, como é o caso do Rio de Janeiro, São Paulo, Bahia, Sergipe, Rio Grande do Norte e Amazonas. Verifica-se, assim, que tanto as políticas do biodiesel quanto as do etanol têm potencial para promover reduções das emissões via uso modificações no padrão de uso de combustíveis, nas diversas regiões do país. Os setores que mais contribuíram com as reduções das emissões nos estados foram os setores de extração de petróleo e gás, óleo diesel, gasolina, transporte, serviços, e na demanda final o consumo das famílias.

Os dois choques analisados neste trabalho têm impacto diferenciado também em termos das emissões por fontes de emissão, como pode ser visto dos dados da tabela 10. Nessa tabela, as fontes de emissões são combustíveis ou o nível de atividade, conforme discutido anteriormente. Como se pode ver dos dados da tabela 10, o choque do biodiesel reduziria principalmente as emissões associadas aos combustíveis agrupados em ExtPetrGas, dos quais o gás natural representa aproximadamente 60% das emissões totais, além, naturalmente, das emissões associadas ao óleo diesel. O choque do etanol, por outro lado, reduziria principalmente as emissões associadas à gasolina C. Em termos agregados, as emissões associadas ao uso de óleo diesel e gasolina teriam as principais reduções.

TABELA 10
Resultados do modelo: variações nas emissões por fonte de emissão
(Em %)

Fonte de emissão	Biodiesel	Etanol	**Total**
1 ExtPetrGas	-3,94	-1,95	**-5,89**
2 CarvaoOut	-0,16	-0,05	**-0,21**
3 Gasolina	0,22	-2,08	**-1,86**
4 Gasolina C	0,03	-12,65	**-12,61**
5 OleoCombust	0,29	0,46	**0,75**
6 OleoDiesel	-11,17	0,11	**-11,06**
7 OutProdRefin	0,38	0,03	**0,41**
8 Activity	0,13	0,34	**0,47**

Elaboração dos autores.

E, finalmente, note-se que, do ponto de vista dos agentes econômicos utilizando cada combustível, os choques também apresentam incidência diferente. Enquanto no caso do choque de biodiesel a principal redução das emissões acontece por parte do setor transportes que, sendo responsável por 45,4% do uso do óleo diesel, reduz o consumo em 11,4%, no caso do etanol a principal redução nas emissões acontece devido à redução da gasolina C pelas famílias, responsáveis por cerca de 70% do consumo total deste combustível no ano base. Os resultados do modelo mostram que as famílias reduziriam em 17,8% o seu consumo de gasolina C, como fruto da substituição deste combustível pelo etanol.

5 CONCLUSÕES

Os resultados obtidos neste trabalho, portanto, indicam que o mandato brasileiro de biocombustíveis, como discriminado no PNE 2030, tem potencial de reduzir as emissões associadas à queima de combustíveis na economia brasileira da ordem de 2,56% até o ano de 2030. Embora este não seja um valor elevado, deve-se notar que aquela redução pode ser obtida sem custo adicional em termos de perda de PIB, ao contrário do que, como tem sido demonstrado na literatura, ocorreria através de políticas de taxação das emissões de carbono. De fato, os resultados deste trabalho mostram que a substituição do uso dos combustíveis fósseis através dos biocombustíveis tem potencial para efeitos econômicos positivos na economia, através da elevação da utilização de fatores primários abundantes na economia brasileira, notadamente os ligados à produção agrícola. Isso permitiria reduzir as importações de combustíveis fósseis, com benefícios adicionais para a economia nacional.

Adicionalmente, deve-se notar que as políticas analisadas têm ainda potencial para contribuir para a desconcentração da atividade econômica no território nacional, incentivando relativamente mais estados nas regiões Centro-Oeste, no caso do biodiesel, e na região Nordeste e Centro-Oeste, no caso do choque do etanol. Aqui, contudo, chama-se a atenção para o fato de que os resultados não são uniformes, sendo que os estados produtores de petróleo tenderiam a perder em termos relativos, dada a substituição no uso destes combustíveis. Neste particular, os estados de Sergipe e Rio de Janeiro seriam aqueles a requerer especial atenção.

Vale a pena observar, também, que os resultados aqui encontrados indicam um efeito distributivo benéfico associado às políticas de biocombustíveis analisadas, principalmente pela elevação da renda das famílias mais pobres. Note-se, contudo, que este é uma decorrência da estrutura da economia brasileira, e não de qualquer condicionalidade imposta à produção em termos de tamanho de produtores. O aumento na demanda de biocombustíveis, ao elevar a demanda pelo produto da agropecuária, elevaria a demanda por trabalho pouco qualificado e de baixos salários,

que normalmente compõem os domicílios de renda mais baixa da economia. Este é um efeito importante a ser levando em consideração em relação ao PNE 2030.

E, finalmente, deve-se chamar a atenção para o fato de que esta pesquisa não considerou os efeitos associados às mudanças no uso do solo, notadamente os efeitos associados ao desflorestamento. Por suas características, as políticas de biocombustíveis, por meio da elevação da demanda por produtos da agricultura, têm potencial para afetar negativamente as emissões associadas à mudança do uso do solo, sendo este um tema que deverá ser tratado em pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

BNDES – BANCO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. **Efeito estufa e a convenção sobre mudança do clima**. 1999. 25 p.

BÖRJESSON, P. Good or bad bioethanol from a greenhouse gas perspective: what determines this? **Applied Energy**, Londres, v. 86, n. 5, p. 589-594. Mar. 2009.

_____. Ministério da Ciência e Tecnologia. **Segunda Comunicação Nacional do Brasil à Convenção-Quadro das Nações Unidas Sobre Mudança do Clima**. Disponível em: <http://www.mct.gov.br/index.php/content/view/326751.html>. Acesso em: 23 dez. 2011.

_____. _____. **Plano Nacional sobre Mudança do Clima (PNMC)**. Versão para Consulta Pública. Setembro, 2008.

_____. Empresa de Pesquisa Energética. Balanço **Energético Nacional 2012** – Ano base 2011: Resultados Preliminares. Rio de Janeiro: EPE, 2012. 51 p. Disponível em: <https://ben.epe.gov.br/downloads/Resultados_Pre_BEN_2012.pdf>. Acesso em: 8 out. 2012.

_____. Ministério de Minas e Energia. **Cadernos de Energia EPE**: perspectivas para o etanol no Brasil. Disponível em: <http://www.epe.gov.br/Petroleo/Paginas/Estudos_28.aspx>. Acesso em: 29 jun. 2010.

_____. Ministério de Minas e Energia. Plano Nacional de Energia 2030/ Ministério de Minas e Energia; colaboração Empresa de Pesquisa Energética. Brasília: MME: EPE, 2007.

FACHINELLO, A.L. **Avaliação do impacto econômico de possíveis surtos da gripe aviária no Brasil**: uma análise de equilíbrio geral computável. 2008. 160 p. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

FEARNSIDE, P.M. Global warming response options in Brazil's forest sector: comparison of project-level costs and benefits. **Biomass and Bioenergy**, Vancouver, v. 8, n. 5, p. 309-322, 1995.

FEARNSIDE, P.M. Forests and global warming mitigation in Brazil: opportunities in the Brazilian forest sector for responses to global warming under the "clean development mechanism". **Biomass and Bioenergy**, Vancouver, v. 16, n. 3, p. 171-189, 1999.

FERREIRA FILHO, J.B. de S.; ROCHA, M.T. Economic evaluation of public policies aiming the reduction of greenhouse gas emissions in Brazil. **Journal of Economic Integration**, Purdue, v. 23, n. 3, 2007. Suplemento. Apresentado no ANNUAL CONFERENCE ON GLOBAL ECONOMIC ANALYSIS, 10. West Lafayette, IN, USA. 2007. Disponível em: <https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=2295>. Acesso em: 15 mar. 2010.

FERREIRA FILHO, J.B.S.; HORRIDGE, M.J. The Doha development agenda and Brazil: distributional impacts. **Review of Agricultural Economics**, Washington, v. 28, n. 3701, p. 362, 2006.

GALDOS, M.; CAVALETT, O.; SEABRA, J.E.A.; NOGUEIRA, L.A.H.; BONOMI, A. Trends in global warming and human health impacts related to Brazilian sugarcane ethanol production considering black carbon emissions. **Applied Energy**, Londres, v. 104, n. 1, p. 576-582, 2013.

GOLDEMBERG, J. Ethanol for a sustainable energy future. **Science**, New York, v. 315, n. 5813. P. 808-810, fv. 2007.

GNANSOUNOU, E. *et al*. Life cycle assessment of biofuels: energy and greenhouse gas balances. **Bioresource Technology**, New York, v. 100, p. 4919-4930, 2009.

HILGEMBERG, E.M.; GUILHOTO, J.J.M.; HILGEMBERG, C.M.A. T. Uso de combustíveis e emissões de CO2 no Brasil: um modelo inter-regional de insumo produto. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, Natal, 2005. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A135.pdf>. Acesso em: 15 de mar. 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: microdados. Rio de Janeiro, 2004.

_____. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios 2005**: microdados. Rio de Janeiro, 2006a.

_____. **Pesquisa agrícola municipal 2005**. Rio de Janeiro, 2006b.

_____. **Pesquisa industrial anual 2005**. Rio de Janeiro, 2006c.

_____. **Pesquisa anual de serviços 2005**. Rio de Janeiro, 2006d.

_____. **Matriz de insumo-produto 2005**. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://www.ibge. gov.br/home/estatistica/economia/matrizinsumo_produto/>. Acesso em: 10 mar. 2007.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Indicadores da economia brasileira.** Disponível em: <http://www.ipea.gov.br>. Acesso em: 12 jan. 2012.

LAPOLA, D.M.; SCHALDACH, R.; ALCAMO, J.; BONDEAU, A.; KOCH, J. KOELKING, C.; PRIESS, J.A. Indirect land-use changes can overcome carbon savings from biofuels in Brazil. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America. Arizona, v. 107, n. 8, p. 3388-3393; Fev. 2010.

LOPES, R.L. **Efeitos de uma restrição na emissão de CO2 na economia brasileira**. 2003. 170 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada. Piracicaba) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

MACEDO, I.C., SEABRA, J.E.A.; SILVA, E.A.R. Greenhouse gases emissions in the production and use of ethanol from sugarcane in Brazil: The 2005/2006 averages and a prediction for 2020. **Biomass and Bioenergy**, Londres, v. 32, n. 7, p. 582-595, 2008.

MORAIS, G.I. **Efeitos econômicos de cenários de mudança climática na agricultura brasileira:** um exercício a partir de um modelo de equilíbrio geral computável. 2010. 267 p. Tese (Doutorado em Ciências) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

PAMBUDI, D. D. Regional strategies to attract investment: using a computable general equilibrium model of Indonesia. 2005. 157 p. Thesis (Doctor of Philosophy) – Faculty of Business and Economics, Monash University, Melbourne, 2005.

REIJNDERS, L.; HUIJBREGTS, M. A. J. Palm oil and the emission of carbon-based greenhouse gases. **Journal of Cleaner Production**, Oxford, v. 16, n. 4, p. 477-482, 2008.

SANHUEZA, E. Potential emissions of Kyoto and non-Kyoto climate active compounds in the production of sugarcane ethanol. **Interciencia**, Buenos Aires, v. 34, n. 1, p. 8-16. Jan. 2009

SANTOS, C.V. **Política tributária, nível de atividade econômica e bem-estar**: lições de um modelo de equilíbrio geral inter-regional. 2006. 139 p. Tese (Doutorado

em Ciências) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiróz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

SILVA, J.G; GURGEL, A.C. impactos econômicos de cenários de políticas climáticas para o Brasil. **Pesquisa Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 1, p. 93-135, 2012.

SEARCHINGER, T.; HEIMLICH, R.; HOUGHTON, R.A.; DONG, F. ELOBEID, A.; FABIOSA, J.; TOKGOZ, S.; HAYES, D.; HSIANG YU, T. Use of U.S. croplands for biofuels increases greenhouse gases through emissions from land-use change. **Science**, Washington, v. 319, n. 5867, p. 1238-1240, Feb. 2008.

TOURINHO, O.A.F.; DA MOTTA, R.S.; ALVES, Y.L.B. **Uma aplicação ambiental de um modelo de equilíbrio geral**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003. 50 p. (Texto para discussão n. 976). Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4539>. Acesso em: 24 set. 2014.

APÊNDICE A

TABELA A.1
Matriz de emissões, por emissor e por atividade econômica – Gg CO_2 equivalente

QGAS	Ext. Petr. Gas	Carvao e Outros	Gasolina	Gasoalcool	OleoCombust	OleoDiesel	OutProdRefin	Activity	**Total**
1 Arroz	0,00	0,00	0,00	5,00	2,00	449,00	6,00	18.993,00	19.454,00
2 OutAgricolas	0,00	0,00	0,00	80,00	63,00	4.791,00	62,00	14.564,00	19.561,00
3 CanaAcucar	0,00	0,00	0,00	18,00	2,00	1.034,00	13,00	11.390,00	12.457,00
4 Soja	0,00	0,00	0,00	28,00	5,00	1.954,00	25,00	7.372,00	9.384,00
5 Algodao	0,00	0,00	0,00	7,00	2,00	417,00	5,00	5.993,00	6.425,00
6 Silvicultura	0,00	0,00	0,00	12,00	2,00	767,00	10,00	-69.784,00	-68.993,00
7 GadoCorte	0,00	0,00	0,00	34,00	183,00	1.721,00	23,00	266.355,00	268.316,00
8 GadoLeite	0,00	0,00	0,00	16,00	75,00	804,00	11,00	43.898,00	44.805,00
9 OutAnimais	0,00	0,00	0,00	6,00	32,00	305,00	4,00	32.794,00	33.142,00
10 Avicultura	0,00	0,00	0,00	25,00	121,00	1.051,00	14,00	11.940,00	13.151,00
11 ExtPetrGas	3.787,00	0,00	129,00	1,00	92,00	3.065,00	0,00	15.972,00	23.045,00
12 ExtratMiner	48,00	2.158,00	19,00	2,00	3.689,00	2.749,00	68,00	0,00	8.732,00
13 CarvaoOut	0,00	21,00	0,00	0,00	29,00	75,00	1,00	1.989,00	2.115,00
14 FabMinNonMet	0,00	207,00	0,00	59,00	1.561,00	511,00	418,00	19.705,00	22.461,00
15 AlimBebida	0,00	2,00	0,00	235,00	2.849,00	2.968,00	285,00	0,00	6.340,00
16 OleoSoja	0,00	0,00	0,00	12,00	503,00	354,00	3,00	0,00	872,00
17 Sebo	0,00	0,00	0,00	0,00	2,00	1,00	0,00	0,00	3,00
18 IndTextil	0,00	0,00	0,00	75,00	724,00	931,00	686,00	0,00	2.416,00
19 IndDiversas	0,00	2,00	0,00	88,00	1.697,00	1.774,00	4.141,00	0,00	7.701,00
20 PapelGrafica	0,00	238,00	0,00	297,00	432,00	117,00	468,00	0,00	1.553,00
21 OleoCombust	9.355,00	0,00	673,00	15,00	0,00	24,00	3,00	0,00	10.070,00
22 Gasolina	15.547,00	4,00	1.116,00	25,00	19,00	42,00	46,00	0,00	16.798,00
23 Gasoalcool	12,00	0,00	1,00	40,00	20,00	328,00	59,00	0,00	460,00
24 OleoDiesel	35.047,00	0,00	2.522,00	57,00	0,00	90,00	12,00	0,00	37.727,00
25 Biodiesel	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
26 OutProdRefin	24.427,00	6,00	1.752,00	81,00	257,00	221,00	590,00	0,00	27.334,00
27 Alcool	0,00	0,00	0,00	20,00	327,00	270,00	0,00	0,00	616,00
28 ProdQuimInor	49,00	182,00	0,00	1,00	935,00	117,00	1.847,00	0,00	3.131,00
29 IndQuimica	55,00	136,00	5,00	197,00	825,00	299,00	1.975,00	8.905,00	12.395,00
30 OutQuimicos	96,00	18,00	38,00	4,00	92,00	17,00	535,00	3.736,00	4.536,00
31 ConstCivil	2,00	2,00	1,00	153,00	7,00	5.465,00	170,00	0,00	5.800,00
32 OutMetalurg	0,00	1.943,00	0,00	13,00	890,00	160,00	348,00	0,00	3.354,00
33 Siderurgia	0,00	14.316,00	0,00	1,00	836,00	169,00	338,00	38.283,00	53.942,00
34 MetalurNFerr	0,00	0,00	0,00	42,00	706,00	389,00	71,00	3.373,00	4.580,00
35 FabMaqVeic	1,00	44,00	0,00	147,00	2.262,00	2.187,00	671,00	2.969,00	8.282,00
36 MaterEletric	0,00	0,00	0,00	189,00	49,00	2.342,00	178,00	0,00	2.759,00
37 FabEqEletric	0,00	0,00	0,00	46,00	234,00	398,00	811,00	0,00	1.490,00
38 SIUP	5.707,00	0,00	0,00	731,00	2.367,00	3.692,00	1,00	41.086,00	53.584,00
39 Comercio	0,00	3,00	0,00	1.623,00	8,00	6.484,00	130,00	0,00	8.247,00
40 Transporte	0,00	0,00	0,00	1.270,00	2.111,00	50.691,00	1.747,00	0,00	55.818,00
41 Servicos	238,00	14,00	107,00	5.302,00	52,00	6.310,00	314,00	0,00	12.337,00
42 HOU	0,00	0,00	0,00	24.836,00	0,00	6.254,00	3.016,00	0,00	34.106,00
43 GOV	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Total	94.370,00	19.295,00	6.363,00	35.790,00	24.061,00	111.786,00	19.108,00	479.533,00	790.306,00

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Resultados do modelo: variação na produção, por setor de atividade
(Em %)

Setor/choques	Biodiesel	Etanol
1 Arroz	0,0	-0,1
2 OutAgricolas	0,0	-0,2
3 CanaAcucar	0,0	12,3
4 Soja	4,8	0,0
5 Algodão	3,9	-0,1
6 Silvicultura	0,0	-0,2
7 GadoCorte	0,2	-0,1
8 GadoLeite	0,1	-0,1
9 OutAnimais	0,2	-0,1
10 Avicultura	0,2	-0,2
11 ExtPetrGas	-3,2	-1,6
12 ExtratMiner	-0,1	0,0
13 CarvaoOut	-0,2	0,0
14 FabMinNonMet	-0,1	-0,1
15 AlimBebida	0,0	-0,1
16 OleoSoja	13,3	0,2
17 Sebo	38,6	0,1
18 IndTextil	-0,1	-0,3
19 IndDiversas	0,0	-0,1
20 PapelGrafica	0,0	-0,3
21 OleoCombust	0,6	0,3
22 Gasolina	0,3	-11,6
23 Gasoalcool	0,2	-12,4
24 OleoDiesel	0,2	0,1
25 Biodiesel	193,9	0,1
26 OutProdRefin	0,4	-0,1
27 Alcool	0,0	22,6
28 ProdQuimInor	0,4	0,5
29 IndQuimica	0,1	-0,1
30 OutQuimicos	0,8	0,0
31 ConstCivil	0,0	-0,1
32 OutMetalurg	-0,1	0,1
33 Siderurgia	-0,1	0,0
34 MetalurNFerr	-0,2	0,0
35 FabMaqVeic	-0,1	0,0
36 MaterEletric	0,1	0,0
37 FabEqEletric	0,0	-0,1
38 SIUP	0,0	-0,2
39 Comercio	0,1	0,1
40 Transporte	0,1	-0,1
41 Serviços	0,0	-0,2

Elaboração dos autores.

QUADRO A.1
Significado das abreviações para o setor indústria

Setores	Descrição
Indústrias	
22 Gasolina	Gasolina
23 Gasolina C	Gasolina C
24 Óleo diesel	Óleo diesel
25 Biodiesel	Biodiesel
26 OutProdRefin	Outros produtos do refino
27 Etanol	Etanol
28 ProdQuimInor	Produtos químicos inorgânicos
29 IndQuimica	Indústria química
30 OutQuimicos	Outros produtos químicos
31 ConstCivil	Construção civil
32 OutMetalurg	Outros produtos da metalurgia
33 Siderurgia	Siderurgia
34 MetalurNFerr	Metalurgia não ferrosos
35 FabMaqVeic	Fabricação de máquinas e veículos
36 MaterEletric	Material elétrico
37 FabEqEletric	Fabricação de equipamento elétrico
38 SIUP	Eletricidade, água, gás, esgoto e limpeza pública
39 Comércio	Comércio
40 Transporte	Transporte
41 Servicos	Serviços

Elaboração dos autores.

RESENHA BIBLIOGRÁFICA

RESENHA DE *INGLORIOUS REVOLUTION: POLITICAL INSTITUTIONS, SOVEREIGN DEBT, AND FINANCIAL UNDERDEVELOPMENT IN IMPERIAL BRAZIL*[1]

Leonardo Monasterio[2]

William Gibson escreveu que ficção científica trata não do futuro, mas do presente. Em certo sentido, algo análogo pode ser dito sobre a história econômica. Ao escolherem os temas e abordagens, historiadores econômicos acabam refletindo o presente, e não o passado distante. Este padrão não é diferente em *Inglorious revolution: political institutions, sovereign debt and financial underdevelopment in imperial Brazil.* Apesar de se centrar no Império, os temas examinados no livro são muito próximos dos atuais problemas da economia brasileira.

Summerhill mostra a importância das instituições que limitavam o arbítrio do imperador sobre as finanças e o endividamento públicos. Não só a Constituição de 1824 deu ao parlamento o papel formal de controlar o orçamento e a dívida pública, como a composição política do Legislativo incentivava uma gestão cuidadosa dos compromissos fiscais. A Câmara dos Deputados avaliava a lei orçamentária vinda do Gabinete tendo ampla liberdade de alterá-la ou rejeitar suas rubricas. Cabia à tal casa apreciar propostas de *default* da dívida pública, e o ministro das Finanças poderia ser processado criminalmente em caso de moratória não autorizada.[3]

Além desses mecanismos constitucionais, outros elementos aumentavam a credibilidade do Império brasileiro. Primeiramente, por ser composta por membros eleitos, a Câmara representava os interesses da elite credora. No mesmo sentido, em 1827, o Parlamento criou a Junta Administrativa da Caixa de Amortização, composta por "capitalistas nacionais" responsáveis por supervisionar o pagamento de juros e serviços das dívidas interna e externa. Finalmente, a centralização política do Império criava condições para extrair da sociedade os recursos tributários necessários para fazer frente ao endividamento. Todos esses elementos levaram o país a ter o *status* de ótimo devedor.

Enquanto os novos países da América Latina decretaram *defaults* com assombrosa frequência, o Brasil Imperial conseguiu se financiar interna e externamente com facilidade. Segundo estima Summerhill, os custos do endividamento eram baixos e o prêmio de risco foi cadente. Em suma, ao contrário do que retrataram Caio

1. Resenha de Summerhill (2015).

2. Coordenador de avaliação de políticas públicas na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea. *E-mail*: <leonardo.monasterio@ipea.gov.br>.

3. Em 1831 o Ministro das Finanças José Inácio Borges propôs a suspensão do pagamento da dívida externa. A esmagadora maioria da Câmara rejeitou a proposta (Summerhill, 2015, p. 28).

Prado Júnior e Celso Furtado, a situação fiscal do Império não era precária. Prova disto, tanto o crédito externo quanto o interno foram usados profusamente.

O fato de o Brasil ser um bom pagador leva a um enigma. Baseados na experiência da Revolução Gloriosa britânica (1688), North e Weingast (1989) propuseram que boas instituições levariam ao desenvolvimento financeiro e isso contribuiria para o desenvolvimento econômico. O Império não teve nem um nem outro fenômeno. No Brasil do século XIX, as taxas de juros para o setor privado seguiram elevadas e os instrumentos de crédito bastante limitados. Por que isso ocorreu?

A explicação de Summerhill é a de que o Império restringiu a criação de corporações e a competição bancária para satisfazer seus próprios interesses. A necessidade de aprovação discricionária para a constituição de corporações reforçava seu poder perante o setor privado, bem como garantia a demanda por seus próprios títulos públicos. No sistema bancário, o compadrio era intenso e concentração do setor seguiu elevada até a Proclamação da República. Essas restrições à criação de grandes empresas e ao funcionamento apropriado do sistema bancário foram obstáculos decisivos para a acumulação de capital e frearam o desenvolvimento brasileiro nesse momento chave de sua história.

Para sustentar esses argumentos, *Inglorious revolution* recorre a uma diversidade de recursos. O livro reproduz os debates políticos, o contexto histórico e – o que é mais interessante –, sempre que possível, utiliza o instrumental de séries temporais para testar suas teses. Por exemplo: no segundo capítulo, testes de cointegração avaliam a sustentabilidade da dívida pública. E no quinto, testes de quebras estruturais identificam o impacto de eventos no prêmio de risco da dívida soberana.

Há que se reconhecer também o esforço de pesquisa em arquivos. Tal como costuma acontecer em pesquisas de história econômica quantitativa, uns poucos gráficos provavelmente consumiram a maior parte do trabalho. Por exemplo, no quinto capítulo, *Turning Points: default risks on the two sides of the Atlantic*, o autor recolheu observações semanais sobre títulos públicos no Rio de Janeiro e em Londres por mais de 60 anos. Mesmo os menos expostos à pesquisa histórica conseguem imaginar as dificuldades práticas de construir séries de longo prazo como essa.

Inglorious revolution não utiliza as estratégias de identificação apregoadas pela Revolução da Credibilidade (Angrist, 2010). Nos últimos anos, os artigos de história econômica tenderam a recorrer à estimação via variáveis instrumentais, *diff-in-diff* e técnicas assemelhadas. Tal como outras revoluções, a da credibilidade talvez tenha ido longe demais ao, na prática, limitar os objetos de pesquisa àqueles em que há uma estratégia de identificação interessante disponível. Summerhill comprova que muitas vezes é mais relevante construir acuradamente séries de dados

e aplicar o instrumental econométrico apropriado, mesmo quando este não é o de maior sucesso nos periódicos *top* 5 em economia. Há outras formas de obter credibilidade. No caso, o autor apoia suas análises de séries temporais em modelos teóricos (apresentados no apêndice A) e na exposição do seu conhecimento sobre a economia do Império.

Infelizmente, essa diversidade de abordagens e técnicas limitam o número de leitores potenciais do livro. A maior parte dos macroeconomistas nacionais tendem a não se interessar por temas do passado mais distante;[4] e os brasilianistas ou historiadores econômicos mais tradicionais em geral não se sentem à vontade com modelos formais e análise econométricas. Talvez fosse recomendável que o livro tivesse um mapa das províncias e uma linha do tempo com os principais eventos do Império. Isso o tornaria mais acessível ao leitor estrangeiro, ou mesmo àqueles que já se esqueceram do que foi ensinado na escola.

É compreensível que, dados os limites da análise, o livro não aprofunde a questão do gasto público e sua qualidade. Especialmente nas três décadas finais do Império, parte do endividamento público foi, de fato, voltado à expansão de infraestrutura – a propósito, Summerhill, em livro anterior (2003), estimou o *social savings* da implantação das ferrovias no Brasil e encontrou os elevados valores. Porém, boa parte do gasto público foi dispendido em conflitos internos e externos e em gastos com retornos questionáveis. *Inglorious revolution* motiva outras questões de pesquisa: quão mal empregado, em termos comparativos, foi o gasto público no Império? Outros trabalhos poderiam estimar um contrafatual que estimasse o prejuízo de longo prazo da má alocação dos gastos públicos no período.

Em termos gerais, as lições do livro soam como as do modelo O-ring de Kremer (1993) aplicadas à dimensão institucional. Ou seja, o desenvolvimento de longo prazo pode ser restringido porque faltaria uma *peça* institucional aparentemente irrelevante, mas insubstituível. Não foi suficiente que o Império tivesse instituições que lhe garantiam acesso a financiamento farto e barato. As mesmas características institucionais e políticas que fizeram do Império brasileiro um bom devedor limitaram o surgimento de corporações modernas e atrofiaram as funções do sistema bancário.

Inglorious revolution é uma contribuição fundamental para a historiografia e tem lições para o presente. A obra mostra a importância do respeito às regras fiscais e dos limites ao poder discricionário dos governantes já no Brasil do século XIX, além de nos relembrar que não bastam boas instituições fiscais se as demais instituições da economia não forem pró-crescimento.

4. Isso não acontece no exterior. Drelichman e Voth (2011) examinaram os defaults de Felipe II da Espanha entre 1566-1600.

REFERÊNCIAS

DRELICHMAN, M.; VOTH, H.-J. Lending to the borrower from hell: debt and default in the Age of Philip II. **The Economic Journal**, v. 121, n. 557, p. 1205-1227, 1 dez. 2011.

KREMER, M. The O-Ring theory of economic development. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 3, p. 551–575, 1993.

NORTH, D. C.; WEINGAST, B. R. Constitutions and commitment: the evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England. **The Journal of Economic History**, v. 49, n. 4, p. 803–832, dez. 1989.

SUMMERHILL, W. **Order against progress: government, foreign investment, and railroads in Brazil, 1854-1913**. Redwood: Stanford University Press, 2003.

SUMMERHILL, W. R. **Inglorious revolution: political institutions, sovereign debt, and financial underdevelopment in imperial Brazil**. New Haven: Yale University Press, 2015.

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
Ipea

Revisão e editoração
Editorar Multimídia

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea
SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, Térreo
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 2026 5336
Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em Adobe Garamond Pro 11 (texto)
Frutiger 67 Bold Condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

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

CNPq

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, DESENVOLVIMENTO E GESTÃO