



ECONOMIA APLICADA

BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS

Vol. 26 – nº 1

Janeiro – Março 2022

ARTIGOS

Como as condições do mercado de trabalho influenciam as transições do desemprego para o emprego?

Maurício Reis

Diferenciais de rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural do Brasil

Marcos Paulo Mesquita da Cruz, Vitor Hugo Miro Couto Silva, Jair Andrade de Araújo, Robério Telmo Campos, João da Costa Filho

Participação feminina e diferenciais de rendimento no mercado de trabalho do agronegócio

Nicole Rennó Castro, Marcello Luiz de Souza Junior, Ana Carolina de Paula Moraes, Leandro Gílio, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros, Alexandre Nunes de Almeida

A relação entre a qualidade da gestão municipal e o desempenho educacional no Brasil

Vitor Estrada de Oliveira, Naercio Aquino Menezes Filho, Bruno Kawaoka Komatsu

Viés da log-linearização: estimando o retorno da educação através de regressões quantílicas

Wallace Souza, Erik Figueiredo, Ana Cláudia Annegues, Marianne Zwilling Stampe

ECONOMIA FEA-RP/USP



ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 1 Janeiro – Março 2022

PAPERS

How do labor market conditions influence the transition from unemployment to employment?

Mauricio Reis

Income differentials between agricultural and non agricultural activities in Brazil's rural environment

Marcos Paulo Mesquita da Cruz, Vitor Hugo Miro Couto Silva, Jair Andrade de Araújo, Robério Telmo Campos, João da Costa Filho

Women's participation and earnings differentials in the agribusiness labor market

Nicole Rennó Castro, Marcello Luiz de Souza Junior, Ana Carolina de Paula Moraes, Leandro Cilio, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros, Alexandre Nunes de Almeida

The relationship between the quality of municipal management and educational performance in Brazil

Vitor Estrada de Oliveira, Naercio Aquino Menezes Filho, Bruno Kawaoka Komatsu

Log-linearization bias: estimating returns to education through quantile regression

Wallace Souza, Erik Figueiredo, Ana Cláudia Annegues, Marianne Zwilling Stampe

ISSN 1980-5330



APOIO:



ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 1

Janeiro – Março 2022

Editor

Eliezer Martins Diniz

Editores Associados

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Conselho Editorial

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Pierre Perron

Boston University

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Carlos Roberto Azzoni

USP

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV/RJ, UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Luiz Valls Pereira

FGV/SP

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp



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

Secretaria e Divulgação: Juliana de Freitas Vitória
Christof Gunkel Revisões linguísticas (Português e Inglês): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramação: João Pedro dos Santos Costa

Capa:

Endereço

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
E-mail: revecap@usp.br
Site: <http://www.usp.br/revecap>

FICHA CATALOGRÁFICA

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

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

Trimestral

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

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

CDD 22.ed – 330.

ECONOMIA APLICADA

Vol. 26 – nº 1

Janeiro – Março 2022

ARTIGOS

- 5 **Como as condições do mercado de trabalho influenciam as transições do desemprego para o emprego?**
Mauricio Reis
- 31 **Diferenciais de rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural do Brasil**
Marcos Paulo Mesquita da Cruz, Vitor Hugo Miro Couto Silva, Jair Andrade de Araújo, Robério Telmo Campos, João da Costa Filho
- 55 **Participação feminina e diferenciais de rendimento no mercado de trabalho do agronegócio**
Nicole Rennó Castro, Marcello Luiz de Souza Junior, Ana Carolina de Paula Morais, Leandro Gilio, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros, Alexandre Nunes de Almeida
- 81 **A relação entre a qualidade da gestão municipal e o desempenho educacional no Brasil**
Vitor Estrada de Oliveira, Naercio Aquino Menezes Filho, Bruno Kawakoma Komatsu
- 101 **Viés da log-linearização: estimando o retorno da educação através de regressões quantílicas**
Wallace Souza, Erik Figueiredo, Ana Cláudia Annegues, Marianne Zwilling Stampe

COMO AS CONDIÇÕES DO MERCADO DE TRABALHO INFLUENCIAM AS TRANSIÇÕES DO DESEMPREGO PARA O EMPREGO?

MAURICIO REIS *

Resumo

Esse artigo procura analisar a probabilidade de transição do desemprego para o emprego no Brasil durante o período de 2012 a 2017, comparando o subperíodo inicial, quando o mercado de trabalho se encontrava em uma situação mais favorável, com uma taxa de desemprego relativamente baixa, com o subperíodo final, quando as taxas de desemprego alcançaram patamares bem mais elevados. Os resultados mostram que a probabilidade de um indivíduo desempregado encontrar um emprego é menor quando a taxa de desemprego é mais elevada. As evidências também indicam que com uma situação desfavorável no mercado de trabalho as maiores reduções na probabilidade de saída do desemprego se dão em relação a transições para empregos considerados de melhor qualidade, que normalmente oferecem maiores remunerações e melhores condições de trabalho.

Palavras-chave: duração do desemprego, ciclos econômicos.

Códigos JEL: J23, J64, J22.

Abstract

This paper analyzes the unemployment duration in Brazil between 2012 and 2017, comparing two very different points in time. There was substantial disparity in labor market conditions over the period investigated. The period 2012-2013 had low unemployment rates, whereas the unemployment rate reached high levels in the period 2016-2017. According to estimates, high levels of unemployment are associated with a lower probability of finding a job. The results also show that reductions in the rates of transition from unemployment to better jobs are more accentuated than those related to low quality jobs during recessions.

Keywords: unemployment duration, business cycle.

JEL codes: J23, J64, J22.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea147827>

* Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. E-mail: mauricio.reis@ipea.gov.br

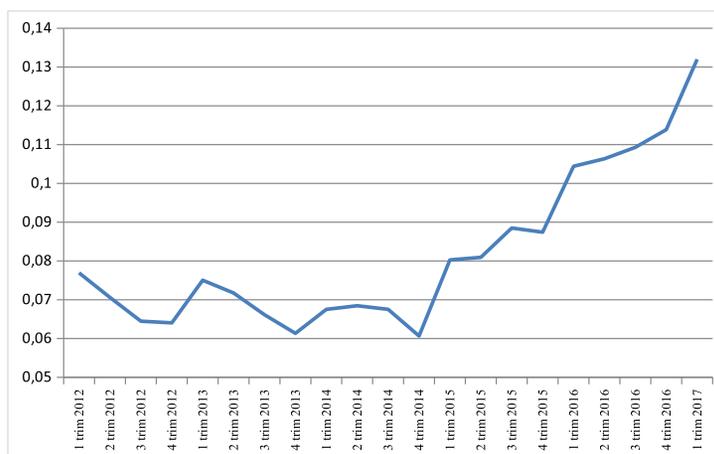
1 Introdução

A taxa de desemprego no Brasil tem oscilado bastante desde 2012. Entre 2012 e 2014, o desemprego permaneceu entre 6% e 8%, com uma ligeira tendência de queda nos dois primeiros anos, seguida de um período de estabilidade no ano seguinte. A partir de 2015, porém, a taxa de desemprego passou a apresentar uma tendência acentuada de aumento. No primeiro trimestre de 2017, mais de 13% da força de trabalho se encontrava desempregada, como mostra a Figura 1.¹ Com esse cenário observado para o período mais recente, deve ocorrer não só um aumento no contingente de trabalhadores na situação de desemprego, como as próprias perspectivas desses indivíduos no mercado de trabalho podem ser severamente afetadas.

Para os indivíduos desempregados, a situação do mercado de trabalho no momento em que procuram por emprego pode ser determinante para a probabilidade de sucesso. De acordo com os modelos de busca por emprego, entretanto, essa influencia não tem uma direção claramente definida. Por um lado, as condições desfavoráveis da economia devem reduzir as ofertas de emprego. Por outro lado, uma situação econômica desfavorável pode tornar o indivíduo mais propenso a aceitar ofertas de emprego que não aceitaria em um contexto diferente, seja para compensar reduções na renda familiar, ou mesmo pela menor probabilidade de que venha a receber propostas mais atrativas no futuro próximo.

As evidências empíricas também são ambíguas. Meyer (1990) mostra que taxas de desemprego mais elevadas contribuíram para aumentar a taxa de saída do desemprego para o emprego nos Estados Unidos, enquanto Lynch (1989) e Imbens (2006), também com dados para os Estados Unidos, encontram resultados contrários aos obtidos no primeiro estudo. Bover et al. (2002), com dados para a Espanha, também verificam que as saídas do desemprego para o emprego diminuíram nos períodos de recessão, embora esse efeito tenha sido de pequena magnitude.

Figura 1: Taxa de desemprego (%)



Fonte: PNAD contínua para indivíduos com idade entre 18 e 65 anos, na primeira entrevista do domicílio.

¹Dados da PNAD contínua para indivíduos com idade entre 18 e 65 anos.

A situação da economia pode ter efeito não apenas sobre a probabilidade de saída do desemprego, mas também sobre o tipo de emprego que o indivíduo encontra. Nos períodos de recessão, pode ocorrer um aumento na propensão dos desempregados a aceitarem ofertas de emprego que não aceitariam caso o cenário fosse mais favorável. Além disso, os próprios empregos oferecidos nessa situação podem ter características diferentes. Dessa forma, é possível que nos períodos mais desfavoráveis aumentem as transições para empregos considerados de pior qualidade, que geralmente oferecem remunerações mais baixas e piores condições de trabalho, em relação a empregos melhores.²

Esse estudo tem como objetivo analisar a probabilidade de transição do desemprego para o emprego nos diferentes cenários experimentados pelo mercado de trabalho brasileiro entre 2012 e 2017. Em particular, são comparados os resultados para um período em que a situação do mercado de trabalho era mais favorável, com uma taxa de desemprego relativamente baixa, como em 2012 e 2013, com aqueles observados para um período em que o mercado de trabalho se encontrava em uma situação bem pior, com taxas de desemprego bem mais elevadas, como em 2016 e 2017. Pretende-se investigar também as diferenças entre os tipos de empregos que caracterizam a saída do indivíduo da condição de desempregado, e em que medida essas transições estão associadas com a obtenção de empregos considerados de pior qualidade em cada um desses períodos.

Na análise empírica, são utilizados os microdados em painel da PNAD contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua), calculada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017. Pela estrutura dessa pesquisa, é possível acompanhar as transições dos trabalhadores da condição de desempregados para a de empregados no intervalo de um trimestre. A partir dessas informações, são estimados modelos de duração para avaliar como o estágio do ciclo econômico influencia a probabilidade de saída do desemprego. Também são considerados modelos que permitem múltiplos destinos de saída do desemprego, definidos a partir das características do emprego obtido.

Os resultados indicam que a probabilidade de transição do desemprego para o emprego é menor quando a taxa de desemprego é mais elevada. Além disso, com uma situação mais desfavorável no mercado de trabalho, as maiores reduções na probabilidade de saída do desemprego se dão em relação a transições para empregos no setor formal em comparação com o informal, para empregos em tempo integral em relação a empregos em tempo parcial, e para emprego em ocupações com necessidade de trabalhadores mais escolarizados em comparação com aqueles onde a escolaridade necessária é mais baixa, principalmente nos dois primeiros conjuntos de comparações.

O artigo está estruturado em cinco seções, além dessa introdução. A seção 2 descreve a abordagem empírica adotada nas estimações. Na seção 3, são apresentados os dados da PNAD contínua, além de algumas estatísticas descritivas da amostra. A seção 4 mostra os resultados estimados para a transição do desemprego para o emprego, enquanto na seção 5 são apresentados os resulta-

²Como mostra Farber (1999), os indivíduos que perdem o emprego nos Estados Unidos são mais propensos a se reempregarem em empregos temporários, em tempo parcial ou como trabalhadores por conta-própria. Essa tendência parece ter sido ampliada com a recente recessão observada nos Estados Unidos entre 2007 e 2009 (Farber 2015, 2017).

dos encontrados considerando múltiplos destinos de saída do desemprego. A seção 6 contém as principais conclusões do artigo.

2 Abordagem empírica

As análises dos determinantes da duração do desemprego são normalmente baseadas nos modelos teóricos de busca por emprego (Mortensen 1970). Nesses modelos, a duração esperada do desemprego de um trabalhador depende da probabilidade de receber uma oferta de emprego e da probabilidade de aceitar a oferta recebida. A probabilidade de o trabalhador receber uma oferta é influenciada por suas características individuais, como nível de qualificação, por exemplo, e pelas condições de demanda, em particular no seu local de residência. Esse trabalhador estará disposto a aceitar propostas com valor igual ou maior que o seu salário de reserva, que depende, por sua vez, do custo de busca por emprego, da renda não trabalho, e da distribuição de probabilidades de receber uma oferta de emprego. O sinal da relação entre os ciclos econômicos e a duração do desemprego, de acordo com os modelos básicos de busca, é ambíguo. Se, por um lado, uma situação ruim da economia, com desemprego elevado, diminui a probabilidade de receber uma oferta de emprego, por outro, tende a reduzir também o salário de reserva do trabalhador.

A probabilidade de transição do desemprego para o emprego no instante $T = t$, dado que o indivíduo permaneceu desempregado até esse período, é conhecida como função de risco:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (1)$$

onde $f(t)$ representa a probabilidade instantânea de aceitar uma proposta de emprego em $T = t$, e $F(t)$ é a função distribuição acumulada de T , sendo

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt}.$$

A probabilidade de que a duração do desemprego seja maior ou igual a t é chamada de função sobrevivência, sendo representada por $S(t)$, onde $S(t) = 1 - F(t)$. Para um determinado período t_m , a função sobrevivência é dada por:

$$S(t_m) = P(T > t_m) = \prod_{r=1}^m P(T > t_r | T > t_{r-1}) \quad (2)$$

Definindo N_r como o número de indivíduos que não saíram do desemprego e nem estavam censurados no período t_{r-1} e E_r como o número de indivíduos que transitaram do desemprego para o emprego entre os períodos t_{r-1} e t_r , a probabilidade de permanência no desemprego em cada instante de tempo pode ser representada pelo estimador de Kaplan-Meier para a função sobrevivência:

$$\hat{S}(t_m) = \prod_{r=1}^m \frac{N_r - E_r}{N_r} \quad m = 1, 2, \dots, M \quad (3)$$

Incluindo determinantes (constantes no tempo) para a probabilidade de saída do desemprego na função de risco, podemos escrever: $h(t, x) = \frac{f(t, x)}{1 - F(t, x)}$.

Adotando uma forma funcional para a função de risco condicionada, pode ser estimada a influencia de cada variável em x para a duração do desemprego. No caso da função Weibull:

$$h(t, x_i) = e^{x_i\beta} \alpha t^{\alpha-1} \quad (4)$$

onde o parâmetro α representa a dependência da duração. Para $\alpha > 1$ a probabilidade de saída do desemprego aumenta com o tempo de desemprego do indivíduo, a dependência da duração é negativa para $\alpha < 1$ enquanto a probabilidade de saída do desemprego não depende do tempo de permanência nesse estado quando $\alpha = 1$.

Ainda no caso da função Weibull, também pode ser adicionado um termo multiplicativo (v_i) para representar a heterogeneidade não observada entre os indivíduos. Nesse caso, a função de risco passa a ser representada por: $h(t, x_i, v_i) = v_i \cdot e^{x_i\beta} \cdot \alpha \cdot t^{\alpha-1}$, onde o termo v_i tem distribuição gaussiana inversa nos modelos estimados nesse artigo.

Além de modelos paramétricos com a função Weibull, também são estimados modelos semiparamétricos, que permitem maior flexibilidade para a função de risco. No modelo de Cox de riscos proporcionais, a função de risco é definida pela seguinte equação:

$$h(t, x_i) = e^{x_i\beta} \lambda_0(t) \quad (5)$$

onde $\lambda_0(t)$ é estimada de maneira não-paramétrica (Cox 1972, 1975).

As saídas do desemprego podem ter como destino empregos com diferentes características. Três dimensões são consideradas nesse artigo: i) empregos no setor formal e empregos no setor informal, ii) empregos em tempo integral e em tempo parcial, e iii) empregos em ocupações que exigem um nível educacional mais alto dos trabalhadores e empregos com exigências mais baixas de escolaridade. Para analisar essas situações que permitem a saída do desemprego para múltiplos destinos, são utilizados modelos não paramétricos e paramétricos. O primeiro caso é representado pela função de incidência acumulada, que é estimada a partir da equação abaixo:

$$\hat{I}_j(t_m) = \sum_{t=1}^m \hat{S}(t_m) \frac{d_{jm}}{n_m} \quad m = 1, 2, \dots, M - 1; j = 1, 2. \quad (6)$$

onde $\hat{S}(t_m)$ representa o estimador de Kaplan-Meier para saídas de todos os tipos, $\frac{d_{jm}}{n_m}$ é um estimador da função de risco para saídas do tipo j , onde d_{jm} é o número de transições do desemprego para o destino j em t_m e n_m é o número de indivíduos em risco no período t_{m-1} .

No modelo paramétrico de riscos competitivos com função Weibull, a probabilidade de transição para o destino j é representada por:

$$h_j(t, x_i) = \alpha_j \lambda_{ji}^\alpha t^{\alpha-1}, \text{ onde } \lambda_{ji} = e^{x_{ji}\beta_j}, j = 1, 2. \quad (7)$$

A seção 4 mostra os resultados estimados para transições do desemprego para o emprego com base nas equações (3), (4) e (5), e na seção 5, são apresentados os resultados, usando as equações (6) e (7), para saídas do desemprego que consideram múltiplas categorias de emprego como destino.

3 Dados

Para analisar as transições do desemprego para o emprego, são usadas informações da PNAD contínua (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios contínua) para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017. Essa pesquisa, com representatividade nacional, é calculada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), e possui uma estrutura longitudinal em que cada domicílio é acompanhado por até 5 trimestres consecutivos.

A amostra utilizada é restrita aos indivíduos desempregados durante a primeira entrevista da PNAD contínua, e que permaneceram no mercado de trabalho no trimestre seguinte, durante a segunda entrevista. A amostra também é limitada a indivíduos com idade entre 18 e 65 anos, compreendendo cerca de 40.000 observações no total ao longo de todo o período analisado.

A duração do desemprego é computada usando informações sobre o tempo de procura por emprego em meses para os trabalhadores desempregados.³ Com a amostra da PNAD contínua, é possível determinar se os indivíduos desempregados na primeira entrevista encontraram emprego na entrevista subsequente ou se permaneceram desempregados. Como determinantes da probabilidade de transitar do desemprego para o emprego, também são considerados, além da duração do desemprego, o nível de escolaridade do indivíduo, a sua idade, o gênero, a cor ou raça, e o local de residência. A escolaridade é representada por *dummies* para os seguintes grupos: i) sem escolaridade (grupo de referência), ii) fundamental incompleto, iii) fundamental completo, iv) médio incompleto, v) médio completo, vi) superior incompleto, e vii) superior completo. O local de residência é representado por variáveis *dummy* para a UF, enquanto uma *dummy* para negros e pardos representa a cor ou raça dos indivíduos.

Para investigar a influência das condições da economia sobre a probabilidade de transição do desemprego para o emprego, são comparados dois períodos bastante distintos. O primeiro inclui indivíduos que entraram na pesquisa ao longo de 2012, quando taxa de desemprego oscilou entre 6,4% e 7,7%. No segundo período, que inclui indivíduos que entraram na pesquisa em 2016, a taxa de desemprego variou entre 10,4% e 11,4%. Outra abordagem utilizada para considerar a influência do estado da economia consiste em incluir na função de risco condicionada *dummies* de período ou a taxa de desemprego na UF de residência do indivíduo no período da sua primeira entrevista.

Para os indivíduos que transitaram do desemprego para o emprego, também é investigado o tipo de emprego obtido. Primeiramente, os empregos são classificados entre formais, onde são incluídos os empregados com carteira, funcionários públicos e empregadores, e informais, onde são incluídos os trabalhadores por conta-própria e os trabalhadores sem carteira. Em seguida, os empregos em tempo integral, classificados aqui como aqueles onde o número de horas trabalhadas na semana é maior ou igual a 30, são diferenciados dos empregos em tempo parcial, com menos de 30 horas trabalhadas na semana. O terceiro aspecto considera o nível de escolaridade necessária para desempe-

³Essa definição para duração do desemprego é utilizada em outros estudos (Menezes-Filho & Picchetti 2000, Reis 2015) Deve-se notar que o tempo sem emprego pode ser mais curto do que a duração do desemprego, caso o indivíduo inicie a busca ainda empregado, ou tenha dado continuidade a essa procura mesmo durante um período em que se encontrava anteriormente ocupado.

nhar adequadamente as atividades na ocupação correspondente, computada usando as descrições da Classificação Brasileira de Ocupações (2010).⁴ Nesse caso, as transições para o emprego são classificadas entre aquelas onde a ocupação exige no máximo ensino médio incompleto por parte do trabalhador, e as demais, onde o nível de escolaridade considerado adequado é mais elevado. Esses dois tipos de emprego são chamados aqui de empregos de educação baixa e alta, respectivamente.

A Tabela 1 apresenta algumas estatísticas descritivas da amostra para o total do período analisado e separadamente para os que ingressaram na pesquisa em 2012 e os que entraram em 2016. Com relação às características da amostra total, mais de 40% dos desempregados não completaram sequer o ensino médio. Percebe-se também uma ligeira tendência para que a participação de indivíduos mais escolarizados aumente no período de desemprego mais alto. A idade média, em torno de 31 anos, e a participação de negros, que é cerca de 60%, são muito semelhantes nos dois períodos reportados na Tabela 1. A participação das mulheres no total de desempregados, que chega a superar a dos homens em 2012, diminui quando a situação do mercado de trabalho é pior.

Apesar da taxa de desemprego ser muito maior no período representado na coluna (3) do que no período correspondente a coluna (2), a Tabela 1 não mostra diferenças muito grandes entre as características médias dos desempregados em cada um desses dois períodos. Ainda assim, é importante mencionar que as diferenças na composição do desemprego em cada período em relação à participação de mulheres e de trabalhadores mais escolarizados pode influenciar o processo de saída do desemprego.

A tabela 1 também mostra informações referentes à segunda entrevista para os indivíduos em cada uma das amostras. Na coluna (1), 45% dos desempregados, com diferentes durações, encontram emprego no intervalo de um trimestre. No período mais favorável essa porcentagem é de 50%, enquanto no período com taxa de desemprego mais elevada essa porcentagem diminui para 39%. Percebe-se também que as porcentagens de indivíduos inicialmente desempregados que no trimestre seguinte se encontram ocupados no setor formal, em empregos com 30 horas de trabalho ou mais ou em empregos com maior necessidade educacional são bem maiores na coluna (2) que na coluna (3).⁵

4 Resultados para transição do desemprego para o emprego

A Figura 2 apresenta as probabilidades de transição do desemprego para o emprego usando o estimador de Kaplan-Meier. Na Figura 2(a), que considera na amostra todas as observações para o período entre o primeiro trimestre de 2012 e o primeiro trimestre de 2017, a probabilidade de um indivíduo permanecer desempregado após um ano é de 56,1%, diminui para 39,5% para o

⁴Para mais detalhes sobre a imputação da escolaridade considerada necessária em cada ocupação da PNAD Contínua a partir de informações da Classificação Brasileira de Ocupações (2010), ver Reis (2017)

⁵Na Tabela A.1 do apêndice são mostradas estatísticas descritivas para o conjunto de indivíduos empregados e desempregados nos mesmos períodos representados na Tabela 1. Podem ser notadas diferenças entre as colunas (2) e (3) na distribuição educacional e na composição setorial dos ocupados.

Tabela 1: Estatísticas descritivas por rede de ensino para trabalhadores com 11 e 15 anos de estudo

		Amostra	
		Total	
		(1)	
Distribuição por escolaridade (%)			
Até o médio incompleto		42,39	
Médio completo ou superior incompleto		47,52	
Superior completo		10,09	
Média de idade (em anos)		31,46	
		(11,04)	
Mulheres (%)		48,63	
		(49,98)	
Negros (%)		59,92	
		(49,01)	
Encontraram emprego no trimestre seguinte (%)		45,29	
		(49,78)	
Encontraram emprego formal no trimestre seguinte (%)		16,83	
		(37,42)	
Ocupados com 30 horas trabalhadas ou mais no trimestre seguinte (%)		34,12	
		(47,41)	
Empregados em ocupações com necessidade de escolaridade mais elevada no trimestre seguinte (%)		20,12	
		(40,09)	
Observações		41.827	
		Desempregados em 2012	Desempregados em 2016
		(2)	(3)
Distribuição por escolaridade (%)			
Até o médio incompleto		44,99	40,68
Médio completo ou superior incompleto		46,54	48,71
Superior completo		8,45	10,62
Média de idade (em anos)		30,83	31,97
		(10,82)	(11,34)
Mulheres (%)		50,19	46,80
		(50,00)	(49,90)
Negros (%)		59,38	60,82
		(49,12)	(48,82)
Encontraram emprego no trimestre seguinte (%)		50,31	38,66
		(50,00)	(48,70)
Encontraram emprego formal no trimestre seguinte (%)		20,25	12,15
		(40,19)	(32,67)
Ocupados com 30 horas trabalhadas ou mais no trimestre seguinte (%)		38,26	28,50
		(48,61)	(45,14)
Empregados em ocupações com necessidade de escolaridade mais elevada no trimestre seguinte (%)		23,66	16,18
		(41,87)	(36,83)
Observações		7.127	11.857

Fonte: PNAD contínua 2012-2017.

A amostra inclui trabalhadores desempregados no período da primeira entrevista da PNAD contínua.

Todos os valores são calculados considerando o peso de cada observação na amostra.

Os erros-padrão são mostrados entre parênteses.

intervalo de dois anos, enquanto a probabilidade estimada de ainda permanecer desempregado depois de três anos procurando por emprego é igual a 32,2%. Para uma parcela considerável dos desempregados, portanto, a permanência nesse estado tende a ser longa.

As transições do desemprego para o emprego, porém, parecem variar bastante dependendo da condição geral do mercado de trabalho, como mostra a Figura 2(b). Em 2012, a probabilidade de um indivíduo permanecer desempregado após um ano procurando por emprego é estimada em 52,8%, e diminui para 36,9% para o intervalo de dois anos de busca. A probabilidade estimada de ainda permanecer desempregado após três anos procurando por emprego é igual a 31,4% nesse período, caracterizado por uma situação melhor do mercado de trabalho. Já para a amostra de desempregados em 2016, a probabilidade de permanecer desempregado após um ano é estimada em 63,2%, mais de 10 pontos percentuais superior em relação à obtida para o período anterior. Mesmo após dois anos de busca por emprego, a probabilidade de permanecer desempregado é de 45,9% no período mais recente, enquanto a probabilidade de ainda continuar desempregado depois de 3 anos é estimada em 39,4%. Esse último valor é superior a probabilidade de continuar desempregado depois de 2 anos de busca em um período de taxa de desemprego mais baixa. Nota-se também que as diferenças entre os períodos analisados também se situam próximas de 10 pontos percentuais para as probabilidades estimadas de permanência no desemprego após 2 e 3 anos procurando emprego.

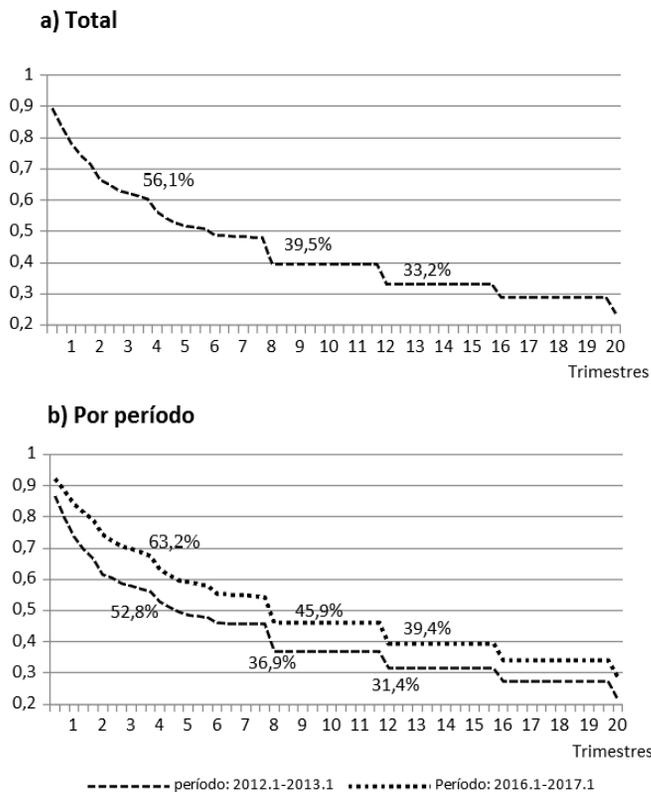
Os resultados na Figura 2 indicam, portanto, que as transições do desemprego para o emprego se tornaram bem menos frequentes quando taxa de desemprego alcançou patamares elevados em 2016 e 2017, em relação ao que se observava em 2012 e 2013. De acordo com essas evidências, a redução na probabilidade dos trabalhadores desempregados receberem ofertas de emprego nos períodos de recessão parece mais do que compensar o efeito da redução no salário de reserva que costuma ocorrer durante os períodos em que a situação do mercado de trabalho está pior.

Na Tabela 2, são mostrados os resultados estimados para a probabilidade de transição do desemprego para o emprego usando os modelos das equações (4), onde a função risco é uma Weibull, e (5), onde a função risco é representada pelo modelo de Cox. Os resultados reportados na Tabela 2 são estimados utilizando informações para o período de 2012.1 até 2017.1. A situação da economia durante o período de busca por emprego é representada por *dummies* de ano, nas colunas (1), (3) e (5), e pela taxa de desemprego na UF do indivíduo, também no período da sua primeira entrevista na PNAD contínua, quando se encontra no processo de busca por emprego.

Nas três especificações com *dummies* de ano, os resultados mostram que a probabilidade de saída do desemprego é significativamente maior em 2013 do que em 2012 (grupo de referência), apesar da taxa de desemprego agregada ser praticamente igual nesses dois anos, enquanto não há evidência de diferença estatisticamente significativa entre 2012 e 2014. Com o aumento da taxa de desemprego agregada a partir de 2015, a probabilidade de transição do desemprego para o emprego passa a diminuir substancialmente. De acordo com a coluna (3), por exemplo, a probabilidade de saída do desemprego em 2015 é cerca de 20% menor do que em 2012, enquanto em 2016 a probabilidade de deixar o desemprego é 45% menor em comparação com 2012.

Os resultados dos coeficientes associados com a taxa de desemprego na UF

Figura 2: Estimador de Kaplan-Meier para a probabilidade de permanência no desemprego



Nota: resultados estimados considerando saídas do desemprego para o emprego.

também indicam, em todas as três especificações da Tabela 2, que as transições para o emprego são mais difíceis nos períodos em que a situação do mercado de trabalho é pior. Na coluna (3), um aumento de 1 ponto percentual da taxa de desemprego local está associado a uma redução de 13% na probabilidade de transição do desemprego para o emprego no trimestre seguinte.

A dependência da duração é negativa quando o termo para a heterogeneidade não observada não é incluído.⁶ Com a inclusão desse termo, nas colunas (3) e (4), os resultados passam a indicar que a probabilidade de transição para o emprego aumenta com o tempo de desemprego do indivíduo. Os resultados indicam, portanto, que a dependência negativa da duração nas colunas (1) e (2) parece devida a agregação de indivíduos heterogêneos, com diferentes taxas de saída do desemprego. Considerando essas heterogeneidades conforme as colunas (3) e (4), a dependência da duração passa a ser positiva.⁷

Com relação aos demais determinantes da duração do desemprego incluídos nas estimações, a probabilidade de saída do desemprego diminui com a

⁶Como destacam Kroft et al. (2016), uma dependência da duração negativa pode ampliar os efeitos adversos de uma recessão, na medida em que o aumento do tempo de desemprego reduz a probabilidade do indivíduo deixar essa condição e conseguir se empregar.

⁷Para mais detalhes sobre a relação entre duração do desemprego e probabilidade de saída dessa condição, ver Abras & Felício (2005).

idade e com a escolaridade do trabalhador, assim como é menor para as mulheres do que para os homens. Esses resultados são semelhantes aos obtidos por Reis (2015) com dados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) para as seis principais regiões metropolitanas do Brasil e por Menezes-Filho & Picchetti (2000) para a região metropolitana de São Paulo, também usando dados da PME. O fato de o indivíduo ser negro ou pardo tem efeito positivo sobre a saída do desemprego nas colunas (2), (4) e (6), sendo não significativo nas demais, como também mostram as evidências em Reis (2015).

Tabela 2: Resultados estimados para transições do desemprego para o emprego

Variável	Weibull				Cox	
	Sem heterogeneidade		Com heterogeneidade		(5)	(6)
	(1)	(2)	(3)	(4)		
Idade	-0,008 (0,001)	-0,008 (0,001)	-0,009 (0,002)	-0,010 (0,002)	-0,003 (0,001)	-0,004 (0,001)
Mulher	-0,550 (0,022)	-0,541 (0,022)	-0,809 (0,033)	-0,802 (0,033)	-0,464 (0,019)	-0,456 (0,019)
Negro	0,037 (0,024)	0,056 (0,023)	0,040 (0,036)	0,089 (0,035)	0,018 (0,021)	0,053 (0,020)
Escolaridade						
Fundamental incompleto	-0,010 (0,053)	-0,023 (0,053)	-0,028 (0,075)	-0,053 (0,076)	-0,025 (0,043)	-0,042 (0,043)
Fundamental completo	-0,201 (0,060)	-0,213 (0,060)	-0,327 (0,086)	-0,373 (0,086)	-0,186 (0,049)	-0,214 (0,049)
Médio incompleto	-0,320 (0,061)	-0,33 (0,061)	-0,524 (0,089)	-0,558 (0,089)	-0,311 (0,052)	-0,332 (0,052)
Médio completo	-0,359 (0,052)	-0,396 (0,052)	-0,62 (0,074)	-0,695 (0,075)	-0,36 (0,043)	-0,406 (0,043)
superior incompleto	-0,429 (0,066)	-0,458 (0,066)	-0,693 (0,098)	-0,761 (0,098)	-0,424 (0,057)	-0,464 (0,057)
superior completo	-0,430 (0,062)	-0,466 (0,061)	-0,716 (0,090)	-0,79 (0,091)	-0,434 (0,053)	-0,481 (0,053)
Ano:						
2013	0,081 (0,035)		0,118 (0,052)		0,074 (0,030)	
2014	-0,006 (0,035)		-0,034 (0,0520)		-0,024 (0,030)	
2015	-0,100 (0,034)		-0,209 (0,0501)		-0,13 (0,030)	
2016	-0,336 (0,032)		-0,586 (0,048)		-0,36 (0,029)	
Taxa de desemprego na UF		-0,090 (0,004)		-0,143 (0,006)		-0,085 (0,004)
Parâmetro α	0,791 (0,005)	0,787 (0,005)	1,258 (0,008)	1,259 (0,008)		
Parâmetro σ^2			5,739 (0,138)	6,097 (0,142)		
Observações	41.827	41.827	41.827	41.827	41.827	41.827

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.
As regressões nas colunas (1), (3) e (5) incluem *dummies* para as unidades da federação.

Na Tabela 3, são comparados os resultados estimados para o período 2012.1-2013.1 com aqueles obtidos para o período 2016.1-2017.1. Podem ser notadas algumas diferenças na maneira como determinadas características influenciam a probabilidade de saída do desemprego em cada um desses dois períodos.⁸ Com taxas de desemprego mais baixas, a probabilidade de transitar

⁸Arulampalam & Stewart (1995) também encontram diferenças nos determinantes da dura-

para o emprego é maior para os mais jovens, mas essa diferença entre grupos etários desaparece com taxas de desemprego mais elevadas. As diferenças por gênero se mostram um pouco mais acentuadas quando a situação do mercado de trabalho é mais favorável, enquanto as diferenças entre negros e brancos não são estatisticamente significativas nos dois períodos analisados na Tabela 3.

Com taxas de desemprego agregado mais baixas, o grupo de escolaridade com menor probabilidade estimada de deixar o desemprego é composto pelos indivíduos com ensino superior completo. Já nos períodos em que a condição do mercado de trabalho é desfavorável, a diferença entre os indivíduos com ensino superior e aqueles com baixa escolaridade é reduzida. Essa mudança pode ser resultado tanto de uma queda nas oportunidades de emprego oferecidas para os menos escolarizados quando o cenário no mercado de trabalho é pior, como por uma mudança de comportamento dos trabalhadores com ensino superior, que se tornam mais propensos a aceitar ofertas de emprego, que antes, quando a situação do mercado de trabalho era mais favorável, não aceitariam. A mesma situação é verificada para os resultados por grupo etário, onde não é possível distinguir os efeitos de uma possível redução nas oportunidades oferecidas para trabalhadores mais jovens de um aumento na propensão dos indivíduos mais velhos a aceitarem ofertas de emprego nos períodos de recessão.

A dependência da duração é negativa nas colunas (1) e (2), mas se torna positiva para os dois períodos quando a heterogeneidade não observada é considerada. Em todos os demais resultados apresentados no restante do artigo são considerados apenas os modelos que incluem o termo para heterogeneidade não observada. Em todos esses casos, a probabilidade de sair do desemprego, para qualquer que seja o destino considerado, aumenta com a duração do desemprego.

5 Resultados para as saídas do desemprego por tipo de emprego de destino

Nessa seção, são considerados na análise múltiplos destinos de saída do desemprego. Como mostram os resultados, divididos em três subseções, diferenças importantes entre os períodos analisados podem ser notadas com relação ao tipo de emprego que caracteriza a transição. Os resultados são baseados nas estimações das funções de incidência acumulada, como na equação (6), e de modelos de riscos competitivos, conforme a equação (7).

5.1 Empregos formais e informais

Na Figura 3, são mostrados os resultados estimados para a função de incidência acumulada que considera saídas do desemprego para empregos no setor formal e no informal. Quando os dois períodos representados na Figura 3 são comparados, verifica-se que as saídas do desemprego para empregos no setor informal são semelhantes, mas quedas acentuadas são observadas no segundo período quando o destino é um emprego formal.

ção do desemprego para comparações entre dois períodos com taxas de desemprego distintas no Reino Unido.

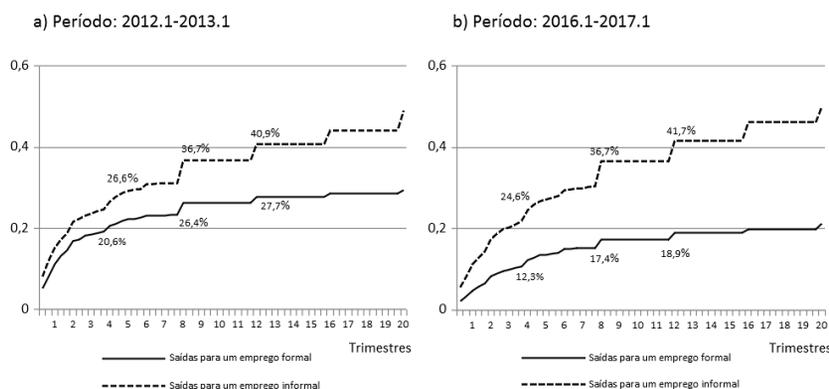
Tabela 3: Resultados estimados para transições do desemprego para o emprego

Weibull				
Variável	Sem heterogeneidade		Com heterogeneidade	
	2012.1-2013.1	2016.1-2017.1	2012.1-2013.1	2016.1-2017.1
	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade	-0,014 (0,002)	0,000 (0,002)	-0,017 (0,002)	0,003 (0,003)
Mulher	-0,569 (0,049)	-0,508 (0,044)	-0,819 (0,074)	-0,783 (0,069)
Negro	0,03 (0,053)	0,055 (0,049)	0,040 (0,079)	0,071 (0,077)
Escolaridade				
Fundamental incompleto	-0,125 (0,111)	0,063 (0,109)	-0,253 (0,163)	0,131 (0,161)
Fundamental completo	-0,264 (0,125)	0,03 (0,122)	-0,471 (0,183)	0,042 (0,183)
Médio incompleto	-0,582 (0,131)	-0,199 (0,122)	-0,974 (0,195)	-0,309 (0,182)
Médio completo	-0,447 (0,108)	-0,337 (0,106)	-0,799 (0,161)	-0,532 (0,156)
superior incompleto	-0,462 (0,146)	-0,476 (0,127)	-0,775 (0,222)	-0,738 (0,192)
superior completo	-0,722 (0,144)	-0,268 (0,120)	-1,158 (0,219)	-0,467 (0,180)
Parâmetro α	0,761 (0,010)	0,850 (0,011)	1,22 (0,02)	1,365 (0,022)
Parâmetro σ^2			5,51 (0,28)	8,265 (0,581)
Observações	7.127	11.857	7.127	11.857
Cox				
Variável	2012.1-2013.1		2016.1-2017.1	
	(5)		(6)	
Idade	-0,008 (0,002)		0,003 (0,002)	
Mulher	-0,460 (0,043)		-0,448 (0,041)	
Negro	0,021 (0,046)		0,031 (0,045)	
Escolaridade				
Fundamental incompleto	-0,135 (0,094)		0,052 (0,091)	
Fundamental completo	-0,229 (0,104)		0,021 (0,105)	
Médio incompleto	-0,529 (0,113)		-0,198 (0,105)	
Médio completo	-0,420 (0,092)		-0,321 (0,089)	
superior incompleto	-0,417 (0,128)		-0,466 (0,112)	
superior completo	-0,667 (0,125)		-0,274 (0,105)	
Parâmetro α				
Parâmetro σ^2				
Observações	7.127		11.857	

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.
As regressões nas colunas (1), (3) e (5) incluem *dummies* para as unidades da federação.

Com dados para o período 2012.1-2013.1, a probabilidade de um desempregado transitar para um emprego formal no intervalo de até um ano é estimada em 20,6%, enquanto no período 2016.1-2017.1 essa probabilidade diminui para 12,3%. Apesar da situação do mercado de trabalho ser muito distinta entre os dois períodos, as transições para os empregos informais não se mostram tão diferentes como no caso dos empregos formais. A probabilidade de transitar do desemprego para um emprego informal no intervalo de um ano é estimada em 26,6% com dados para 2012.1-2013.1, e em 24,6% para o período com desemprego elevado. Considerando intervalos de 2 e 3 anos de busca por emprego, a diferença entre os dois períodos praticamente desaparece. Portanto, o estado do mercado de trabalho parece ter pouca influência sobre as saídas do desemprego que tem como destino um emprego informal, geralmente associado a remunerações mais baixas e piores condições de trabalho.⁹ O cenário do mercado de trabalho, entretanto, se mostra bastante importante quando são consideradas saídas do desemprego que tem como destino um emprego no setor formal.

Figura 3: Função de incidência acumulada - transições do desemprego para empregos formais e informais



Os resultados na Tabela 4 são referentes ao modelo de riscos competitivos que distingue transições do desemprego para um emprego no setor formal de transições do desemprego que tem como destino o setor informal. A situação da economia parece mais fortemente relacionada com a probabilidade de transição para o setor formal do que para o setor informal. Na coluna (1), a probabilidade de sair do desemprego para um emprego formal é muito mais baixa em 2015, e principalmente em 2016, do que em 2012, enquanto a probabilidade de transição para um emprego informal, na coluna (2), mostra diferenças bem menos acentuadas entre as *dummies* para os períodos. As colunas (3) e (4)

⁹Maloney (2004) argumenta que, para parte dos trabalhadores informais, essa escolha é voluntária. Apesar dos rendimentos mais baixos e de não oferecer alguns benefícios proporcionados pelo setor formal, o trabalho no setor informal permite maior flexibilidade para os trabalhadores. Mesmo considerando que essa questão seja importante para muitos trabalhadores informais, deve-se ressaltar também que os rendimentos dos indivíduos desempregados que se transferem para um emprego formal são, em média, quase 80% maiores que os recebidos pelos que se transferem para um emprego informal, como mostram os dados da PNAD contínua.

reforçam essa interpretação, mostrando uma associação bem mais forte entre a taxa de desemprego na UF de residência e a probabilidade de transição para o setor formal do que entre a primeira variável e a probabilidade de transição para um emprego informal. Esses resultados são consistentes com os comportamentos apresentados pelas funções de incidência acumulada mostrados na Figura 3.

Tabela 4: Transições do desemprego para empregos formais e informais (Modelo Weibull com heterogeneidade não observada)

Variável	Emprego formal (1)	Emprego informal (2)	Emprego formal (3)	Emprego informal (4)
Idade	-0,022 (0,003)	0,000 (0,002)	-0,022 (0,003)	-0,002 (0,002)
Mulher	-0,84 (0,053)	-0,784 (0,040)	-0,824 (0,053)	-0,788 (0,040)
Negro	0,019 (0,060)	0,062 (0,044)	-0,137 (0,059)	0,237 (0,042)
Escolaridade				
Fundamental incompleto	0,156 (0,151)	-0,022 (0,082)	0,209 (0,151)	-0,089 (0,084)
Fundamental completo	0,239 (0,157)	-0,447 (0,098)	0,339 (0,155)	-0,586 (0,100)
Médio incompleto	0,135 (0,168)	-0,704 (0,099)	0,210 (0,169)	-0,800 (0,101)
Médio completo	0,443 (0,143)	-1,064 (0,083)	0,487 (0,142)	-1,214 (0,086)
superior incompleto	0,295 (0,172)	-1,092 (0,113)	0,356 (0,173)	-1,242 (0,115)
superior completo	0,459 (0,163)	-1,264 (0,104)	0,533 (0,164)	-1,430 (0,106)
Ano:				
2013	0,112 (0,079)	0,118 (0,064)		
2014	-0,095 (0,080)	-0,006 (0,065)		
2015	-0,433 (0,085)	-0,077 (0,061)		
2016	-1,062 (0,080)	-0,306 (0,059)		
Taxa de desemprego na UF			-0,246 (0,011)	-0,083 (0,007)
Parâmetro α	1,216 (0,012)	1,274 (0,011)	1,205 (0,011)	1,287 (0,011)
Parâmetro σ^2	12,590 (0,445)	8,997 (0,315)	13,136 (0,420)	10,138 (0,351)
Observações	41.827	41.827	41.827	41.827

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.
Todas as regressões incluem *dummies* para as regiões metropolitanas e para os anos.

A Tabela 4 mostra também que a idade é negativamente associada com a probabilidade de transição para um emprego formal, mas no caso de transições tendo como destino o setor informal, não são encontradas diferenças estatisticamente significativas. Nas colunas (3) e (4), os indivíduos negros possuem uma probabilidade menor de transição para um emprego formal do que os brancos, mas a probabilidade de sair do desemprego para um emprego no setor informal é maior para os negros. O aumento da escolaridade está associado a uma probabilidade maior de transição para o setor formal, mas também a uma probabilidade menor de transição do desemprego para um emprego informal.

Os resultados estimados separadamente por período usando o modelo de riscos competitivos são apresentados na Tabela 5. No período 2012.1-2013.1, quanto maior a idade, menor a probabilidade de saída do desemprego, tanto para um emprego formal quanto para um informal. No caso de uma situação mais desfavorável no mercado de trabalho, porém, os resultados para os grupos etários mudam bastante, com a idade passando a apresentar uma relação positiva com a probabilidade de transição para o setor informal. A relação entre saídas do desemprego para empregos formais e informais e a variável *dummy* negro, identificada anteriormente na Tabela 4, se mostra válida apenas para o período de desemprego elevado na Tabela 5. Percebe-se também que o nível de escolaridade não parece relacionado com a probabilidade de transição do desemprego para um emprego formal quando a situação econômica é mais favorável, mas em um cenário mais adverso, os indivíduos com ensino superior completo apresentam maior probabilidade de deixar o desemprego para um emprego formal do que os indivíduos menos escolarizados. Uma escolaridade mais alta parece tornar os indivíduos menos propensos a aceitar um emprego no setor informal quando a taxa de desemprego da economia é mais baixa, mas essa relação se torna mais fraca quando a situação do mercado de trabalho é pior.

Os resultados mostrados nessa subseção, portanto, indicam que uma situação pior do mercado de trabalho tem mais influência sobre as transições do desemprego para empregos no setor formal do que para o setor informal. Além disso, a relação entre o tipo de transição e as características do indivíduo, como idade, escolaridade e cor ou raça parece depender do cenário verificado para o mercado de trabalho.

Embora os resultados da seção 4 indiquem que a queda na demanda por trabalho durante um período de desemprego elevado mais que compensa a redução no salário de reserva dos trabalhadores, esse segundo efeito também parece desempenhar um papel importante para justificar o comportamento das transições para empregos considerados piores nos períodos de recessão. É possível também que com uma taxa de desemprego mais alta as firmas reduzam principalmente a oferta de novos empregos formais, por serem mais custosas para os empregadores. Nota-se também que indivíduos mais velhos e com escolaridade mais alta, que geralmente são aqueles com salários de reserva mais altos, apresentam comportamentos muito diferentes dependendo do estágio da economia. Isso pode indicar uma maior propensão desses grupos a aceitar ofertas de empregos informais quando o mercado de trabalho se encontra em pior situação.

Tabela 5: Resultados estimados para transições do desemprego para o emprego

Variável	2012.1-2013.1		2016.1-2017.1	
	Emprego		Emprego	
	formal	informal	formal	informal
	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade	-0,024 (0,006)	-0,013 (0,004)	-0,011 (0,005)	0,007 (0,004)
Mulher	-0,824 (0,113)	-0,817 (0,093)	-0,775 (0,119)	-0,784 (0,084)
Negro	0,094 (0,122)	0,007 (0,101)	-0,218 (0,134)	0,185 (0,084)
Escolaridade				
Fundamental incompleto	0,293 (0,307)	-0,374 (0,188)	0,135 (0,337)	0,158 (0,181)
Fundamental completo	0,705 (0,325)	-0,954 (0,216)	0,379 (0,320)	-0,024 (0,213)
Médio incompleto	-0,174 (0,345)	-1,209 (0,228)	-0,036 (0,335)	-0,365 (0,211)
Médio completo	0,545 (0,300)	-1,423 (0,189)	0,276 (0,282)	-0,951 (0,182)
superior incompleto	0,55 (0,366)	-1,376 (0,270)	0,056 (0,338)	-1,110 (0,230)
superior completo	0,021 (0,366)	-1,624 (0,271)	0,692 (0,322)	-1,135 (0,217)
Parâmetro α	1,156 (0,024)	1,253 (0,024)	1,319 (0,036)	1,371 (0,028)
Parâmetro σ^2	11,023 (0,796)	9,635 (0,787)	25,021 (2,504)	13,756 (1,302)
Observações	7.127	7.127	11.857	11.857

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.

As regressões nas colunas (1), (3) e (5) incluem *dummies* para as unidades da federação.

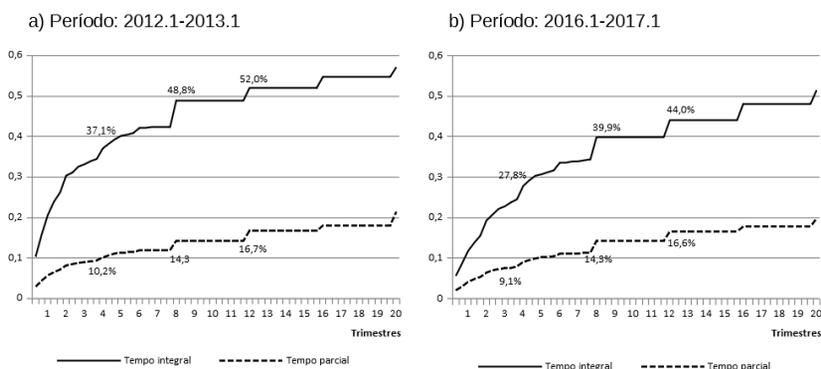
5.2 Empregos em tempo integral e empregos em tempo parcial

Na Figura 4, são considerados como possíveis destinos de saída do desemprego, empregos em tempo integral e empregos em tempo parcial.¹⁰ Transições do desemprego para empregos em tempo integral são bem mais comuns do que para empregos em tempo parcial. O comportamento de cada tipo de transição ao longo dos ciclos econômicos, entretanto, se mostra bastante dife-

¹⁰Embora os rendimentos mensais para os que ingressaram em empregos em tempo integral sejam mais de duas vezes superiores aos recebidos pelos que ingressaram em empregos em tempo parcial, a média dos rendimentos por hora é mais elevada para os empregos em tempo parcial, de acordo com os dados da PNAD contínua. Como no caso dos empregos informais, a escolha por empregos em tempo parcial pode refletir as preferências dos trabalhadores por uma jornada menor. O critério aqui considerado para classificar um emprego em tempo parcial como pior do que um emprego em tempo integral, portanto, é baseado apenas nos rendimentos adquiridos durante o mês de trabalho, sem levar em consideração a utilidade proporcionada pelo tempo de lazer.

rente. Para um intervalo de até 1 ano de busca, a probabilidade de saída do desemprego para um emprego em tempo integral é estimada em 37,1% com dados para o período 2012.1-2013.1, e em 27,8% para 2016.1-2017.1.

Figura 4: Função de incidência acumulada - transições do desemprego para emprego em tempo integral e em tempo parcial



Quando a comparação entre os períodos é feita para transições que envolvem como destino um emprego em tempo parcial, as diferenças são bem menores. No intervalo de até um ano de busca, a probabilidade de transição para um emprego em tempo parcial, que é estimada em 10,2% no período com taxa de desemprego mais baixa, diminui apenas 1 ponto percentual quando a taxa de desemprego é bem mais alta.

De acordo com o modelo de riscos competitivos nas colunas (1) e (2) da Tabela 6, a probabilidade de saída do desemprego para um emprego em tempo integral passa a diminuir a partir de 2015, em comparação com 2012, enquanto para a probabilidade de transição para um emprego em tempo parcial, apenas em 2016 a queda em relação a 2012 é significativa. Mesmo nesse último ano, a diferença em relação a 2012 é muito mais acentuada quando o destino de saída do desemprego é um emprego em tempo integral. Nas colunas (3) e (4), os resultados mostram que transições do desemprego para empregos em tempo integral parecem bem mais sensíveis à taxa de desemprego do que as transições do desemprego para empregos em tempo parcial.

Quanto aos coeficientes associados com as características individuais e educacionais para a amostra total, nota-se que as mulheres apresentam uma probabilidade de saída do desemprego para um emprego em tempo integral muito menor do que os homens, enquanto o diferencial por gênero deixa de ser estatisticamente significativo quando o destino considerado é um emprego em tempo parcial. Esses mesmos resultados por gênero são verificados tanto para períodos de taxa de desemprego mais alta quanto mais baixa na Tabela 7.

De maneira geral, os indivíduos mais escolarizados são menos propensos a sair do desemprego, mas esse comportamento em relação à escolaridade é mais nítido no caso de transições para empregos em tempo parcial, como mostra a Tabela 6. Nota-se também, pela Tabela 7, que as diferenças entre

Tabela 6: Transições do desemprego para empregos em tempo integral e em tempo parcial (Modelo Weibull com heterogeneidade não observada)

Variável	Emprego integral (1)	Emprego parcial (2)	Emprego integral (3)	Emprego parcial (4)
Idade	-0,01 (0,002)	-0,003 (0,003)	-0,011 (0,002)	-0,007 (0,003)
Mulher	-1,032 (0,038)	-0,102 (0,063)	-1,022 (0,038)	-0,102 (0,062)
Negro	0,03 (0,041)	0,071 (0,071)	0,019 (0,040)	0,322 (0,066)
Escolaridade				
Fundamental incompleto	0,001 (0,086)	-0,104 (0,124)	-0,003 (0,086)	-0,181 (0,127)
Fundamental completo	-0,201 (0,096)	-0,700 (0,160)	-0,194 (0,095)	-0,907 (0,161)
Médio incompleto	-0,403 (0,102)	-0,864 (0,156)	-0,401 (0,101)	-0,999 (0,158)
Médio completo	-0,438 (0,085)	-1,178 (0,126)	-0,463 (0,084)	-1,398 (0,129)
superior incompleto	-0,670 (0,114)	-0,739 (0,160)	-0,688 (0,114)	-0,945 (0,161)
superior completo	-0,613 (0,104)	-0,994 (0,156)	-0,630 (0,104)	-1,225 (0,157)
Ano:				
2013	0,121 (0,058)	0,091 (0,100)		
2014	-0,033 (0,058)	-0,061 (0,102)		
2015	-0,259 (0,059)	-0,051 (0,097)		
2016	-0,674 (0,054)	-0,296 (0,099)		
Taxa de desemprego na UF			-0,166 (0,007)	-0,070 (0,012)
Parâmetro α	1,23 (0,01)	1,34 (0,02)	1,23 (0,01)	1,37 (0,02)
Parâmetro σ^2	7,10 (0,19)	26,61 (1,74)	7,33 (0,18)	33,36 (2,13)
Observações	41.827	41.827	41.827	41.827

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.

Todas as regressões incluem *dummies* para as regiões metropolitanas e para os anos.

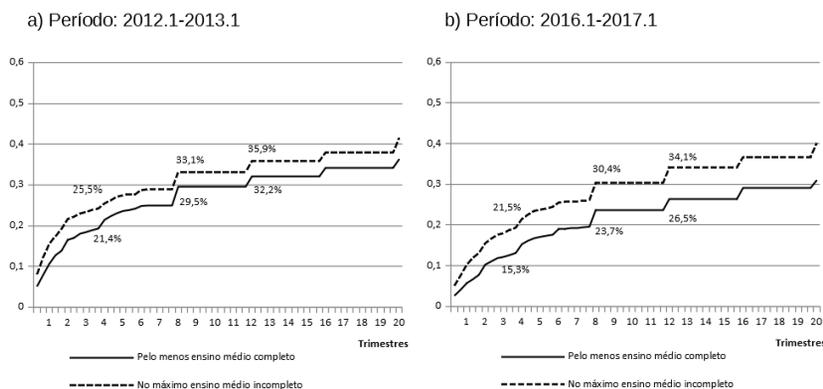
os grupos de escolaridade tendem a diminuir nos períodos em que a situação do mercado de trabalho é mais desfavorável, comportamento semelhante ao mostrado anteriormente com relação a transições para empregos informais.

Resumindo, a deterioração do mercado de trabalho parece influenciar as transições do desemprego para empregos em tempo integral, mas nem tanto as transições para empregos em tempo parcial.¹¹ Em relação aos resultados de transições para os setores formal e informal, nota-se a mesma tendência para que os empregos normalmente considerados de melhor qualidade sejam os mais afetados pela condição do mercado de trabalho. As evidências também sugerem que com a piora nas condições do mercado de trabalho, a probabilidade de saída do desemprego dos indivíduos menos escolarizados diminui em relação aos mais escolarizados.

5.3 Empregos por nível de escolaridade necessária na ocupação

Na Figura 5, os empregos são classificados pelo nível de escolaridade considerado necessário para o desempenho da ocupação correspondente.¹² A probabilidade estimada de transição do desemprego para um emprego que requer escolaridade mais baixa (no máximo, ensino de nível médio incompleto) é maior do que para empregos com maior exigência de escolaridade por parte dos trabalhadores.¹³

Figura 5: Função de incidência acumulada - transições do desemprego para emprego em tempo integral e em tempo parcial



¹¹Farber (2015, 2017) mostra que a recente recessão nos Estados Unidos, ocorrida entre 2007 e 2009, também teve efeitos não apenas sobre a probabilidade dos desempregados encontrarem emprego, mas especialmente sobre as transições para empregos em tempo integral.

¹²A escolaridade considerada necessária em cada ocupação é fixa no tempo. Não são consideradas, dessa maneira, tendências de aumento na escolaridade em determinada ocupação ao longo do tempo, e nem mudanças temporais na estrutura do emprego, com a tendência de crescimento para as ocupações com maior exigência de escolaridade. Os resultados não devem ser muito influenciados por esses efeitos, já que o período analisado é curto.

¹³Informações da PNAD contínua mostram que a média dos rendimentos para os que saíram do desemprego para empregos com necessidade de escolaridade mais alta é 50% maior do que a média para os que ingressaram em empregos de escolaridade baixa.

Tabela 7: Resultados estimados para transições do desemprego para o emprego

Variável	2012.1-2013.1		2016.1-2017.1	
	Emprego integral	Emprego parcial	Emprego integral	Emprego parcial
	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade	-0,020 (0,004)	-0,010 (0,007)	-0,001 (0,003)	0,006 (0,006)
Mulher	-1,001 (0,083)	-0,208 (0,147)	-1,053 (0,079)	-0,033 (0,133)
Negro	-0,014 (0,088)	0,232 (0,165)	-0,039 (0,084)	0,333 (0,134)
Escolaridade				
Fundamental incompleto	-0,181 (0,192)	-0,441 (0,301)	0,103 (0,186)	0,227 (0,259)
Fundamental completo	-0,250 (0,210)	-1,176 (0,347)	0,147 (0,201)	-0,238 (0,372)
Médio incompleto	-0,797 (0,223)	-1,500 (0,368)	-0,332 (0,209)	-0,245 (0,320)
Médio completo	-0,590 (0,189)	-1,466 (0,304)	-0,510 (0,178)	-0,888 (0,264)
superior incompleto	-0,700 (0,258)	-0,971 (0,383)	-0,865 (0,224)	-0,591 (0,326)
superior completo	-1,171 (0,250)	-1,124 (0,413)	-0,450 (0,208)	-0,817 (0,317)
Parâmetro α	1,191 (0,019)	1,307 (0,041)	1,342 (0,026)	1,400 (0,047)
Parâmetro σ^2	6,755 (0,386)	27,976 (3,586)	11,711 (0,898)	40,174 (6,440)
Observações	7.127	7.127	11.857	11.857

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.

As regressões nas colunas (1), (3) e (5) incluem *dummies* para as unidades da federação.

No período 2012.1-2013.1, as probabilidades estimadas das transições para os dois tipos de destino não apresentam diferenças acentuadas. Com um cenário pior para o mercado de trabalho, as saídas para empregos em que as exigências de escolaridade são mais baixas diminuem, mas pouco, principalmente considerando os intervalos de 2 e 3 anos de procura por emprego. Já as probabilidades de transição para um emprego com exigência de escolaridade alta apresentam diferenças um pouco maiores entre os dois períodos, principalmente para intervalos mais longos de busca. Para os desempregados em 2012, a probabilidade de transição para um emprego com necessidade de escolaridade mais alta no intervalo de até 1 ano de busca é estimada em 21,4%, enquanto para os desempregados em 2016 essa probabilidade é estimada em 15,3% (Figura 5).

Para os dois tipos de destino na Tabela 8, as probabilidades de transição do desemprego para o emprego diminuem a partir de 2015. As maiores reduções, no entanto, são observadas para empregos com maior exigência educacional,

Tabela 8: Transições do desemprego para empregos por nível educacional exigido (Modelo Weibull com heterogeneidade não observada)

Variável	Escolaridade	Escolaridade	Escolaridade	Escolaridade
	necessária alta	necessária baixa	necessária alta	necessária baixa
	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade	-0,037 (0,002)	0,022 (0,002)	-0,037 (0,002)	0,021 (0,002)
Mulher	-0,039 (0,047)	-1,573 (0,044)	-0,026 (0,048)	-1,59 (0,044)
Negro	-0,345 (0,052)	0,538 (0,049)	-0,355 (0,049)	0,666 (0,047)
Ano:				
2013	0,202 (0,077)	0,049 (0,066)		
2014	-0,044 (0,077)	-0,029 (0,068)		
2015	-0,213 (0,077)	-0,207 (0,066)		
2016	-0,676 (0,072)	-0,528 (0,063)		
Taxa de desemprego na UF			-0,157 (0,009)	-0,135 (0,008)
Parâmetro α	1,322 (0,014)	1,200 (0,010)	1,324 (0,014)	1,204 (0,010)
Parâmetro σ^2	13,424 (0,576)	8,903 (0,317)	14,324 (0,596)	9,783 (0,329)
Observações	41.814	41.814	41.814	41.814

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.

Todas as regressões incluem *dummies* para as regiões metropolitanas e para os anos.

embora as mudanças relativas entre os dois tipos de destino não sejam tão acentuadas como nas demais situações mostradas anteriormente. A relação entre taxa de desemprego local e probabilidade de saída do desemprego é parecida para os dois tipos de destino considerados na Tabela 8. Além disso, os resultados mostram que, enquanto para empregos com maior exigência educacional não são encontradas diferenças por gênero, para empregos que exigem baixa escolaridade a probabilidade de transição para as mulheres é muito menor do que para os homens. Negros e indivíduos mais velhos são relativamente menos propensos a transitar para um emprego com maior exigência educacional, mas apresentam também probabilidades mais altas de transitar do desemprego para empregos com baixa exigência educacional.¹⁴

Os resultados na Tabela 9 mostram que a tendência para que indivíduos mais velhos sejam mais propensos a transitar para empregos com necessidade mais baixa de escolaridade é ampliada no período de recessão. No caso de

¹⁴Parte desses resultados pode ser explicada pelo fato de que as regressões reportadas na Tabela 8 não são condicionadas na escolaridade.

transições para empregos com maior exigência de escolaridade, porém, as diferenças entre grupos etários passam a ser menores no período de taxa de desemprego mais elevada. Para ambos os tipos de transição, portanto, a piora no cenário do mercado de trabalho está associada a uma maior propensão dos indivíduos mais velhos deixarem o desemprego em comparação com os mais novos. Para os indivíduos negros, a probabilidade de transição para um emprego com exigência de escolaridade mais alta é menor do que a dos brancos, mesmo quando a taxa de desemprego da economia é baixa, e essa diferença é ampliada nos períodos em que a situação do mercado de trabalho é pior.

No período de deterioração do mercado de trabalho, portanto, transições do desemprego para empregos de melhor qualidade, que exigem um nível educacional mais elevado por parte dos trabalhadores, se tornam mais difíceis. Para os empregos em ocupações onde a escolaridade do trabalhador não é tão importante, uma situação pior do mercado de trabalho não parece importar tanto.

Tabela 9: Resultados estimados para transições do desemprego para o emprego

Variável	2012.1-2013.1		2016.1-2017.1	
	Escolaridade necessária alta	Escolaridade necessária baixa	Escolaridade necessária alta	Escolaridade necessária baixa
	(1)	(2)	(3)	(4)
Idade	-0,044 (0,006)	0,015 (0,004)	-0,027 (0,005)	0,030 (0,004)
Mulher	-0,053 (0,107)	-1,585 (0,096)	-0,020 (0,103)	-1,486 (0,095)
Negro	-0,324 (0,112)	0,608 (0,107)	-0,441 (0,105)	0,611 (0,098)
Parâmetro α	1,26 (0,03)	1,15 (0,02)	1,47 (0,04)	1,29 (0,03)
Parâmetro σ^2	12,36 (1,15)	8,43 (0,61)	28,64 (3,89)	13,83 (1,08)
Observações	7.125	7.125	11.851	11.851

Notas: os erros-padrão são apresentados entre parênteses.

As regressões nas colunas (1), (3) e (5) incluem *dummies* para as unidades da federação.

Resumindo, os resultados mostram padrões semelhantes para as três dimensões de características do emprego consideradas. Com uma taxa de desemprego mais elevada, as transições para o emprego diminuem, principalmente quando tem como destino um tipo de emprego considerado de melhor qualidade. Para empregos considerados de pior qualidade, como aqueles no setor informal, com jornada em tempo parcial, ou em ocupações com baixa exigência de qualificação, os fluxos de saída do desemprego experimentam reduções bem menores em um cenário ruim para o mercado de trabalho em relação ao observado em uma situação mais favorável. Esses tipos de emprego, portanto, oferecem uma oportunidade de ingresso ou reingresso no mercado de trabalho, que se torna relativamente mais fácil quando a taxa de desemprego está elevada, e o acesso a empregos que normalmente remuneram me-

lhora está mais restrito. Uma questão importante é investigar se esse tipo de transição tem um caráter apenas temporário ou se representa uma relação de trabalho mais longa.

6 Conclusões

Esse artigo procurou analisar as transições do desemprego para o emprego no Brasil considerando diferentes cenários para o mercado de trabalho. Utilizando dados longitudinais da PNAD contínua para o período entre 2012 e 2017, a análise empírica explorou as diferenças observadas entre a situação do mercado de trabalho no início desse período, quando a taxa de desemprego se encontrava em patamares relativamente baixos, e no final, quando o desemprego alcançou taxas bem mais elevadas. Os resultados estimados mostram que a probabilidade de transição do desemprego para o emprego é mais baixa quando a situação do mercado de trabalho é pior. Ou seja, a redução na demanda por trabalho provocada por uma conjuntura recessiva parece mais do que compensar um possível aumento na propensão dos trabalhadores desempregados a aceitarem ofertas de emprego menos atrativas nos períodos de crise. Diferenças no processo de saída do desemprego ao longo dos ciclos econômicos também são encontradas em relação ao tipo de emprego obtido. As transições do desemprego para empregos no setor formal, com jornada em tempo integral ou em ocupações que necessitam de trabalhadores com nível mais elevado de escolaridade se mostram as mais afetadas por uma conjuntura desfavorável do mercado de trabalho. Os resultados aqui apresentados mostram, portanto, que o aumento da taxa de desemprego representa custos para os trabalhadores ainda mais acentuados do que os percebidos mais diretamente, que são normalmente aqueles associados a um crescimento no contingente de pessoas que não auferem rendimentos do trabalho, apesar de desejarem um emprego. A essa situação, pode ser adicionada a redução na probabilidade de encontrar um emprego quando a taxa de desemprego é mais elevada, principalmente no caso de empregos que costumam oferecer melhores remunerações.

Referências Bibliográficas

- Abras, A. L. & Felício, F. (2005). Duração e taxa de saída do desemprego: evidências de ausência de dependência na duração para as Regiões Metropolitanas do Brasil (1984-2000). In: *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*. Natal: ANPEC.
- Arulampalam, W. & Stewart, M. B. (1995). The determinants of individual unemployment durations in an era of high unemployment. *Economic Journal*, Oxford, v. 105, p. 321-332.
- Bover, O., Arellano, M. & Bentolila, S. (2002). Unemployment duration, benefit duration and the business cycle. *Economic Journal*, Oxford, v. 112, p. 223-265.
- Brasil (2010). *Classificação Brasileira de Ocupações: CBO-2010*. Brasília: Ministério do Trabalho e Emprego.

Cox, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, Hoboken, v. 34, p. 187-202.

Cox, D. R. (1975). Partial likelihood. *Biometrika*, Oxford, v. 62, p. 269-276.

Farber, H. S. (1999). Alternative and part-time employment arrangements as a response to job loss. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 17, p. S142-S169.

Farber, H. S. (2015). *Job loss in the Great Recession and its aftermath: US evidence from the displaced workers survey*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. (Working Paper n. 21216).

Farber, H. S. (2017). Employment, hours, and earnings consequences of job loss: U.S. evidence from the displaced workers survey. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 35, p. S235-S272.

Imbens, Guido W e Lynch, L. M. (2006). Re-employment probabilities over the business cycle. *Portuguese Economic Journal*, Lisboa, v. 5, p. 111-134.

Kroft, K., Lange, F., Notowidigdo, M. J. & Katz, L. F. (2016). Long-term unemployment and the Great Recession: the role of composition, duration dependence, and nonparticipation. *Journal of Labor Economics*, Chicago, v. 34, p. S7-S54.

Lynch, L. M. (1989). The youth labor market in the eighties: determinants of re-employment probabilities for young men and women. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 71, p. 37-45.

Maloney, W. F. (2004). Informality revisited. *World Development*, Amsterdam, v. 32, p. 1159-1178.

Menezes-Filho, N. A. & Picchetti, P. (2000). Os determinantes da duração do desemprego em São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 30, p. 23-48.

Meyer, B. D. (1990). Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica*, New Haven, v. 58, p. 757-782.

Mortensen, D. T. (1970). Job search, the duration of unemployment, and the Phillips curve. *American Economic Review*, Nashville, v. 60, p. 847-862.

Reis, M. (2015). Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 69, p. 125-143.

Reis, M. C. (2017). Educational mismatch and labor earnings in Brazil. *International Journal of Manpower*, Bingley, v. 38, p. 180-197.

Apêndice A

Tabela A.1: Estatísticas descritivas para a PEA

	Amostra		
	Total	PEA em 2012	PEA em 2016
	(1)	(2)	(3)
Distribuição por escolaridade (%)			
Até o médio incompleto	44,6	47,41	41,49
Médio completo ou superior incompleto	38,52	37,62	39,74
Superior completo	16,88	14,97	18,76
Média de idade (em anos)			
	38,04	37,59	38,43
	(12,11)	(12,08)	(12,12)
Mulheres (%)			
	44,32	44,06	44,57
	(49,68)	(49,65)	(49,70)
Negros (%)			
	44,32	44,06	44,57
	(49,98)	(50,00)	(49,94)
Distribuição setorial dos ocupados (%)			
Agricultura	10,31	10,99	9,74
Indústria	14,07	14,79	12,88
Construção	8,06	8,06	7,94
Comércio	18,59	18,57	18,69
Serviços	42,48	40,6	44,78
Administração pública	6,49	6,99	5,98
Observações	868.967	160.000	166.335

Fonte: PNAD contínua 2012-2017.

A amostra inclui trabalhadores empregados e desempregados (PEA) no período da primeira entrevista da PNAD contínua.

Todos os valores são calculados considerando o peso de cada observação na amostra.

Os erros-padrão são mostrados entre parênteses.

DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS ENTRE ATIVIDADES AGRÍCOLAS E NÃO AGRÍCOLAS NO MEIO RURAL DO BRASIL

MARCOS PAULO MESQUITA DA CRUZ *
VITOR HUGO MIRO COUTO SILVA †
JAIR ANDRADE DE ARAÚJO ‡
ROBÉRIO TELMO CAMPOS §
JOÃO DA COSTA FILHO ¶

Resumo

O objetivo desse estudo é estimar os diferenciais de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural do País. Os dados utilizados são provenientes da PNAD (2015) e os modelos usados foram Blinder-Oaxaca e RIF Regression. Constata-se que as atividades não agrícolas geram rendimentos maiores quando comparadas com as agrícolas. De todas as variáveis utilizadas na amostra, a escolaridade é a que explica melhor o fato de as atividades não agrícolas auferirem rendimentos superiores as agrícolas.

Palavras-chave: atividades não agrícolas e agrícolas, rendimentos, meio rural e desenvolvimento.

Códigos JEL: J20, J21, O15.

Abstract

The objective of this study is to estimate income differentials between agricultural and non-agricultural activities in rural areas of the country. The data used are from PNAD (2015) and the models used were Blinder-Oaxaca and RIF Regression. It can be seen that non-agricultural activities generate higher incomes when compared to agricultural ones. Of all variables used in the sample, schooling is the one that best explains the fact that non-agricultural activities earn higher incomes than agricultural ones.

Keywords: non-agricultural and agricultural activities, income, rural environment and development

JEL codes: J20, J21, O15.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea151004>

* Doutorando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER). E-mail: marcos_paulo_mesquita@hotmail.com.

† Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER) e doutor em Economia pela (UFC/CAEN). E-mail: vitormiro@gmail.com.

‡ Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER) e doutor em Economia pela (UFC/CAEN). E-mail: jaraujoce@gmail.com.

§ Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia Rural, Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER) e doutor em Economia pela (UFPE/PIMES). E-mail: roberio@ufc.br.

¶ Doutorando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC/PPGER). E-mail: joaoprainha@hotmail.com.

1 Introdução

Tradicionalmente, o meio rural brasileiro caracterizou-se por apresentar menor dinamismo econômico em relação à zona urbana e, como consequência, maiores índices de pobreza. Esse entendimento prende-se ao fato de que as atividades agropecuárias sempre se mostraram menos dinâmicas e mais vulneráveis, levando em conta as intempéries da natureza (Clemente & Hespanhol 2013).

Nas décadas de 70 e 80 quando se intensificaram os estudos relacionados com o desenvolvimento do meio rural no Brasil, a maioria dos autores consideravam que as atividades praticadas resumiam-se apenas as atividades agropecuárias e as pessoas que residiam no campo se dedicavam somente a essas atividades. Sob a égide deste argumento, prevalecia a ideia de que o desenvolvimento rural deveria ser sustentado unicamente pelo aprimoramento das atividades agropecuárias. No entanto, o surgimento e o crescimento de atividades não agrícolas na zona rural brasileira e a dedicação de sua população a essas atividades levaram a outro entendimento sendo denominado de um "novo mundo rural" (Feltre & Bacha 2010).

No decorrer das últimas décadas, após a chamada "Revolução Verde", e sobretudo na década de 90, o meio rural brasileiro passou por várias transformações, inclusive na composição produtiva. Nesse contexto, surgiram outras atividades econômicas, diferentes das atividades tradicionais praticadas até então na zona rural brasileira e muitas famílias passaram a se dedicar a estas atividades. Os trabalhadores que dependiam exclusivamente das atividades agropecuárias para auferir seus rendimentos e de seus familiares, visualizaram as atividades não agrícolas como a alternativa de fonte de rendimentos no campo.

Dentre as atividades não agrícolas praticadas no meio rural brasileiro, o "turismo rural" ganhou importância nos últimos anos, pela capacidade de gerar renda e contribuir de forma significativa para o desenvolvimento rural. Como afirmam Wbatuba et al. (2015) o turismo rural é uma das opções mais promissoras para a diversificação das atividades no campo, quando se trata de minimizar risco, incerteza e exaustão dos fatores de produção tradicionais.

Uma vez que as atividades não agrícolas passaram a configurar como uma alternativa para a geração de renda em áreas rurais, elas passaram a atrair um contingente cada vez maior de trabalhadores e proprietários. Assumindo a hipótese de que tais atividades possibilitaram rendimentos médios superiores àqueles proporcionados pelas atividades agrícolas, hipótese que se confirma posteriormente, o incentivo para a migração de atividades se torna ainda mais forte. Diante desta questão, a análise dos diferenciais de rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas se mostra bastante pertinente.

Nesse contexto, o presente estudo pretende contribuir com a literatura nacional referente a este fenômeno de crescimento de atividades não agrícolas e pluriatividade no campo, ao mensurar e analisar o diferencial de rendimentos entre as atividades agrícolas e não-agrícolas dos trabalhadores que vivem e moram em áreas rurais brasileiras. A análise aqui proposta realiza a estimação do diferencial de rendimentos e a decomposição deste diferencial aplicando o tradicional método de Oaxaca-Blinder, aliado com a estimação quantílica dos diferenciais conforme a metodologia proposta por Firpo et al. (2009). A aplicação destes métodos permite a identificação de quais fatores explicam as diferenças ao longo de toda a distribuição de rendimentos, e uma melhor

qualificação destes.

Além desta introdução, o artigo está dividido em mais cinco seções. Na próxima seção faz-se a abordagem da teoria que relaciona à modernização da agricultura brasileira com o surgimento das atividades não agrícolas no campo e a pluriatividade no Brasil. Em seguida, na seção 3, apresenta-se a metodologia, com a descrição da base de dados. Na quarta seção apresenta-se os resultados e faz-se a discussão dos mesmos. Por fim, na última seção estão as considerações finais da pesquisa.

2 Revisão de Literatura

2.1 Modernização da Agricultura Brasileira e o Surgimento das Atividades Não Agrícolas

Com a modernização da agricultura brasileira que teve início com a chamada "Revolução Verde", em meados dos anos 70, o meio rural brasileiro passou por profundas mudanças. Tecnologias foram incorporadas ao processo produtivo rural, assim intensificando a produtividade e aumentando a produção, porém provocando outro viés, o desemprego no campo.

A chamada "Revolução Verde" foi iniciada nos EUA e disseminada nos países menos desenvolvidos, resultando em novas práticas que permitiram um vasto aumento na produção agrícola. Pesquisadores criaram novas variedades de milho, soja e trigo de altas produtividades e de amplas adaptações em diferentes regiões climáticas do mundo, tornando a agricultura altamente competitiva. Este advento proporcionou a países subdesenvolvidos, como o Brasil, aumentar de forma vertiginosa a produção agrícola com menos terra e menos mão de obra, introduzindo novas técnicas de cultivo, mecanização, uso de fertilizantes, defensivos agrícolas e sementes de alto rendimento (Pinto 2013).

Segundo Ferreira (2010) a modernização da agricultura brasileira se caracterizou como um processo induzido o qual foi fruto do avanço da ciência e da tecnologia moderna que induziu novas formas de produção as quais resultaram no aumento da produtividade e na baixa quantidade da mão de obra. Porém, essa modernização apresentou também outra face ao meio rural brasileiro, o desemprego no campo.

Essa outra face da modernização da agricultura brasileira no campo, relacionada com a questão do desemprego rural, levou aqueles trabalhadores, excluídos e à margem, a procurarem outras atividades no meio rural, fora da esfera agropecuária. Essas atividades passaram a ser denominadas de "atividades não agrícolas".

Ramos (2008) entende que a introdução da mecanização para a modernização da agricultura brasileira acaba com algumas funções de trabalho tipicamente rurais e cria outras no campo. Ou seja, as atividades não agrícolas passam a ser inseridas no meio rural brasileiro.

Uma das explicações da necessidade de busca de agricultores a outras atividades não agrícolas é a estrutura fundiária do país, que dificulta o acesso a terra e a água, a fragilidade de políticas públicas e o restrito mercado de trabalho local. Essa explicação é recorrente na literatura que analisa a necessidade de migração dos agricultores expropriados na região Nordeste do Brasil, onde esse fenômeno é mais característico (Gasques et al. 2012, Cardoso 2013).

Para Maia & Sakamoto (2014), as atividades agrícolas absorvem um número importante de pessoas, seja como produtores rurais ou como trabalhadores. A geração de emprego e de renda minimiza um problema crucial que é a escassez de diversificação de fontes de renda da família no campo.

2.2 Pluriatividade no Brasil

Dentro do contexto das transformações sofridas no meio rural com a modernização da agricultura brasileira, surgiram outras atividades econômicas nada convencionais associadas ou não as que são praticadas no campo, conhecidas como “não agrícolas”. A junção dessas atividades com as rurais tradicionais deu origem ao fenômeno conhecido como “pluriatividade”.

A pluriatividade não é mais do que a diversificação das atividades rentáveis do negócio. É por meio dela que os membros das famílias de agricultores, que residem no meio rural, optam pelo exercício de atividades não agrícolas, mantendo a moradia no campo e uma ligação, inclusive produtiva, com a agricultura e a vida no espaço rural (Pires & Spricigo 2009).

A pluriatividade que ocorre no meio rural, refere-se ao fenômeno que pressupõe a combinação de pelo menos duas atividades, sendo uma delas agrícola, pois o meio rural brasileiro sempre esteve voltado para a produção de alimentos e matérias-primas com a finalidade de suprir o setor industrial, e outra não agrícola (Schneider 2009).

As atividades agrícolas e não agrícolas tendem a se tornar mais intensas à medida que as relações entre os agricultores e o ambiente (social e econômico) fiquem mais complexas e diversificadas. Por isto, que a pluriatividade se torna um fenômeno heterogêneo e diversificado, dependente das estratégias sociais e produtivas adotadas pela família e das características do contexto que elas se encontram inseridas (Godoy & Wizniewsky 2013).

Por traz dessa relação entre atividades, está a lógica capitalista a qual transforma tudo que pode em mercadoria. Diante desse contexto, têm-se os exemplos dos produtores familiares das comunidades de Capão Seco e Barra Falsa, pertencentes ao Povo Novo do terceiro distrito do Município do Rio Grande – RS que encontraram na pluriatividade a alternativa para aumentar a renda de suas propriedades (Funk et al. 2006).

A pluriatividade tem se relevado como uma das opções mais recorrentes, por ser entendida como uma combinação de atividades, por indivíduos ou núcleos familiares, em diferentes setores, conseqüentemente em diferentes mercados, seja no desenvolvimento de atividades terciárias (serviços e lazer), como assalariado urbano, em transformação industrial e artesanal na produção agrícola e na propriedade rural (atividade não agrícola) (Santos et al. 2015).

Portanto, a pluriatividade surgiu no meio rural brasileiro como alternativa de geração de renda aos que moram e trabalham no campo; como uma opção a mais para essas pessoas que durante muito tempo ficaram dependentes das atividades agropecuárias para auferirem suas rendas monetárias.

As pesquisas sobre a pluriatividade no Brasil são relativamente recentes, mas na última década apresentaram uma rápida evolução. Assim, como em outros países, os primeiros estudos sobre a combinação entre atividades agrícolas e não agrícolas no Brasil começaram tratando as formas complementares de trabalho e rendimentos, utilizando-se das noções de camponês-operário. Esses trabalhos mostram que em algumas regiões e contextos específicos, os

membros das famílias rurais eram levados a buscar algum tipo de trabalho e/ou obtenção de rendimentos, geralmente em tempo-parcial, fora das suas propriedades rurais, configurando-se a dupla ocupação (Schneider 2007).

A importância da pluriatividade, como instrumento alternativo para o êxodo rural gerado pelas transformações capitalistas no campo, ocorre especialmente a partir dos anos 70, que se inicia com a redução da população rural relativamente ao aumento da urbana, momento em que é reconhecida de forma crescente não apenas entre acadêmicos, mas também pelas autoridades políticas e econômicas internacionais, como meio de preservar a estrutura agrária baseada na agricultura familiar e em evitar mais problemas populacionais nas áreas urbanas. No Brasil, a pluriatividade só encontrou relativa importância, entre alguns pesquisadores acadêmicos, logo após a sua conceitualização (Cardoso 2013).

Neste contexto, a pluriatividade pode ser entendida como a interação das diversas atividades agrícolas e não agrícolas que a família pode exercer dentro das possibilidades existentes na própria propriedade, bem como em atividades fora da sua propriedade, criando um mercado amplo de trabalho, pois não somente as atividades agropecuárias serão priorizadas e realizadas. Entretanto, isto não significa que os agricultores familiares deixarão as atividades agropecuárias para se dedicarem exclusivamente em atividades não agrícolas; a pluriatividade deve ser vista como uma estratégia para a melhoria dos rendimentos e qualidade de vida para a família (Godoy & Wizniewsky 2013).

Por meio de análise geral do desenvolvimento rural brasileiro, Anjos et al. (2010) expande a visão de pluriatividade, pois em suas análises regionais, políticas e geográficas trabalha a ideia de diversificação e supõe o incentivo às atividades não agrícolas e à pluriatividade dos estabelecimentos, sugere o turismo rural e à criação de pequenas empresas, pois neste contexto fortalece a estratégia de produtos com identidade cultural associada a outras fontes de rendimentos.

Os estudos realizados até o momento demonstram que são variadas as causas que podem afetar o aparecimento da pluriatividade no meio rural (Perondi 2007, Conterato 2008, Schneider 2009).

3 Metodologia

3.1 Base de dados

A estratégia empírica adotada desta pesquisa procura investigar os diferenciais de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural brasileiro. Neste estudo foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), relativas ao ano de 2015, ano de publicação mais recente, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Com a finalidade de alcançar resultados mais seguros e confiáveis a partir da amostra selecionada e, assim, contribuir para a literatura que trata do assunto, fez-se necessário realizar alguns filtros dentro da amostra. Após feito todos os ajustes, a amostra totalizou 21.851 observações, relativas a indivíduos residentes e ocupados na área rural do Brasil, no ano de 2015.

A Tabela 1 mostra as variáveis utilizadas para garantir que o modelo assimile o efeito dos diferenciais de rendimento entre atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural. Todas as variáveis prescrevem descrições localizadas

ao lado de cada item. Dessa forma, as variáveis explicativas foram selecionadas conforme sua importância para explicar o impacto.

Quanto a variável de resultado, foram utilizados os rendimentos do trabalho em logaritmo, em que a análise se dá com o intuito de verificar o quanto do rendimento do trabalho é influenciado pelas atividades agrícolas e não agrícolas no meio rural. Foi considerado o procedimento de filtros para o estudo dos modelos Blinder-Oaxaca e RIF-Regression. Os tipos de variáveis e as descrições estão conforme a Tabela 1.

Sobre a seleção da amostra, para o estudo, foram empregados os seguintes filtros: i) a idade entre o intervalo de 18 e 65 anos; ii) informações referentes a pessoas com carteira de trabalho, as que trabalham por conta própria e os empregadores, sendo as demais descartadas; iii) utilizou-se apenas as condições de casal sem filhos e casal e mãe com todos os filhos menores de 14 anos; iv) a condição de o indivíduo residir na área rural. O objetivo do último filtro é excluir da amostra indivíduos que residam também na área urbana. De resto, para todas as estimativas observadas são considerados os pesos de amostragem e de estratificação, em razão do plano de amostra completo da PNAD.

Tomando-se por base o grande número de trabalhadores rurais fora de atividades do campo, mas trabalhando em outras atividades no meio rural, busca-se identificar esse efeito em cada região do país. Segundo Brandão Néto (2004) um ponto de grande importância para a realização de uma pesquisa em nível nacional é a informação do contingente populacional do espaço amostral da pesquisa e o conhecimento territorial do país.

Como o propósito do trabalho é analisar o diferencial salarial entre trabalhadores rurais relacionando a composição de seus rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas, optou-se por utilizar o rendimento mensal familiar rural essencialmente do trabalho rural, uma vez que em propriedades rurais familiares o rendimento da família provém de atividades desenvolvidas no campo nas mais diversas atividades.

Enfim, com essas informações em mãos e com aplicação do modelo de regressão é possível verificar o comportamento das regiões, e como são influenciadas pelas variáveis estudadas e, assim, auxiliar futuras pesquisas que pretendam comprometer-se com políticas públicas voltadas a geração de empregos e ao crescimento da atividade econômica nas regiões do País.

Na Tabela 2 apresentam-se as estatísticas referentes às variáveis em estudo, tais como número de observações, média, desvio padrão, valores máximo e mínimo. Observa-se que 63% da mão de obra rural são do sexo masculino e que a média de estudo na área rural brasileira é inferior a 6 anos de escolaridade, ou seja, muitos indivíduos não chegam a concluir o ensino fundamental. Entre as regiões brasileiras, a região Nordeste destaca-se por ser a que detém o maior número de famílias rurais.

3.2 Modelos Econométricos

Os determinantes salariais são estudados e tomam por ponto de partida a equação de rendimentos de Mincer (1974), escrita como:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_i X_i + \mu_i \quad (1)$$

Tabela 1: Descrição das variáveis de resultados e das variáveis explicativas utilizadas no modelo para o Brasil, 2015

Variáveis de Resultados	Descrição
Lnrendimentomensal	logaritmo do rendimento mensal familiar rural
Variáveis Explicativas	Descrição
Idade	Anos de idade
Gênero	1 se o indivíduo for do sexo masculino, 0 caso contrário
Branco	1 se o indivíduo for branco, 0 se não for branco
Escolaridade	Anos de estudo
Pes_ref	Pessoa de referência da família
Atividade Agrícola	1 para atividade agrícola, 0 para atividade não agrícola
Carta	Empregado com carteira de trabalho assinada
Conta própria	Conta própria
Empregador	Empregador
Sem_fil	Casal sem filhos
Fil_men14	Casal e Mãe com todos os filhos menores de 14 anos
Rural_exturb	Rural - Aglomerado rural de extensão urbana

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da PNAD (2015).

Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis de resultados e das variáveis explicativas do modelo para o Brasil, 2015

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
Rendimento mensal	21.851	787,67	1.269,986	0,00	50.000,00
Número de membros familiares	21.836	3,58	1,61	1,00	18,00
Escolaridade	21.851	6,00	4,29	0,00	16,00
Gênero	21.851	0,64	0,48	0,00	1,00
pes_ref	21.851	0,49	0,50	0,00	1,00
Norte (base)	21.851	0,23	0,42	0,00	1,00
Nordeste	21.851	0,39	0,49	0,00	1,00
Centro-Oeste	21.851	0,08	0,27	0,00	1,00
Sudeste	21.851	0,16	0,36	0,00	1,00
Sul	21.851	0,14	0,35	0,00	1,00
Branco	21.851	0,33	0,47	0,00	1,00
Atividade Agrícola	21.851	0,60	0,49	0,00	1,00
Carta	21.851	0,17	0,37	0,00	1,00
Conta própria	21.851	0,31	0,46	0,00	1,00
Empregador	21.851	0,02	0,13	0,00	1,00
sem_fil	21.851	0,19	0,39	0,00	1,00
fil_men14	21.851	0,25	0,43	0,00	1,00
rural_exturb	21.851	0,03	0,16	0,00	1,00

Fonte: Elaborado pelos autores, com base nos dados da PNAD (2015).

em que: Y é o salário do trabalhador i , α é uma constante, β é um vetor que contém os parâmetros de inclinação e o intercepto relacionados as variáveis explicativas, X , além do termo de erro, μ , que contém também características não observáveis. Nessa perspectiva, o diferencial médio de salários entre atividades não agrícolas e agrícolas poderia ser analisado a partir da inclusão de uma variável *dummy* referente a esses grupos. Contudo, não teria como analisar se a diferença de rendimentos é derivada de características produtivas que diferem os trabalhadores em atividades não agrícolas dos agrícolas.

Para tanto, métodos de decomposição contrafactual são aplicados, com o objetivo de analisar minuciosamente os determinantes do diferencial salarial (Frio & Fontes 2017). Com o passar do tempo, outros métodos foram elaborados para abordagens quantílicas, com o objetivo de analisar as diferenças ao longo de toda distribuição salarial e não apenas na média (Fortin et al. 2010).

No decorrer do trabalho, desenvolve-se o método de decomposição *Oaxaca-Blinder* combinado com o método *RIF-Regression* que é usado para distribuições quantílicas incondicionais. Este arranjo de modelos facilita observar de maneira complexa o diferencial salarial entre atividades não agrícolas e agrícolas para cada quantil de distribuição, decompondo estas disparidades entre os fatores observáveis e não observáveis e analisar como cada variável influencia os resultados.

Decomposição Blinder-Oaxaca

A decomposição de Blinder-Oaxaca, originada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), consiste em encontrar quais fatores são determinantes no diferencial salarial, conforme equação (1), entre as atividades não agrícolas e atividades agrícolas que são denotadas por A e B , respectivamente.

A diferença das esperanças médias salariais é dada por:

$$R = E(Y_A) - E(Y_B) = E(X_A)' \beta_A - E(X_B)' \beta_B \quad (2)$$

Sabe-se que $Y_n = X_n' \beta_n + \varepsilon_n$. Aplica-se a esperança, logo:

$$E(Y_n) = E(X_n' \beta_n + \varepsilon_n) = E(X_n' \beta_n) + E(\varepsilon_n) = E(X_n') \beta_n, \text{ pois } E(\varepsilon_n) = 0$$

Para identificar a contribuição das diferenças de grupo nos preditores para a diferença geral de resultado, a equação (2) pode ser reorganizada, por exemplo, como segue:

$$\begin{aligned} R &= [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B + E(X_B)' (\beta_A - \beta_B) \\ &+ [E(X_A) - E(X_B)]' (\beta_A - \beta_B) \end{aligned} \quad (3)$$

Esta é uma decomposição “tripla”, ou seja, a diferença de resultado é dividida em três partes:

$$R = E + C + I$$

O primeiro termo equivale à parte do diferencial que é devida a diferenças de grupo nos preditores (o “efeito de dotações”).

$$E = [E(X_A) - E(X_B)]' \beta_B$$

O segundo componente mede a contribuição das diferenças nos coeficientes (incluindo as diferenças entre os interceptores).

$$C = E(X_B)'(\beta_A - \beta_B)$$

O terceiro termo é um termo de interação que explica o fato de que diferenças em dotações e coeficientes existem simultaneamente entre os dois grupos.

$$I = [E(X_A) - E(X_B)]'(\beta_A - \beta_B)$$

A decomposição (3) é formulada do ponto de vista do Grupo B. Ou seja, as diferenças de grupo nos preditores são ponderadas pelos coeficientes do Grupo B para determinar o efeito das dotações (E). Em outras palavras, o componente E mede a mudança esperada no resultado médio do Grupo B, se o Grupo B tiver níveis de previsão do Grupo A. Da mesma forma, para o segundo componente (C), as diferenças nos coeficientes são ponderadas pelos níveis de previsão do Grupo B. Ou seja, o segundo componente mede a mudança esperada no resultado médio do Grupo B, se o Grupo B tiver os coeficientes do Grupo A.

Naturalmente, o diferencial pode ser expresso analogamente do ponto de vista do Grupo A, produzindo a decomposição reversa "tripla" (Jann 2008).

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta_A + E(X_A)'(\beta_A - \beta_B) - [E(X_A) - E(X_B)]'(\beta_A - \beta_B) \quad (4)$$

Agora, o "efeito dotações" corresponde à mudança esperada do resultado médio do Grupo A, se o Grupo A tivesse níveis de previsão do Grupo B. O "efeito dos coeficientes" quantifica a mudança esperada no resultado médio do Grupo A, se o Grupo A tivesse coeficientes do Grupo B (Jann 2008).

Uma decomposição alternativa que é proeminente na literatura de discriminação resulta do conceito de que há alguns vetores de coeficientes não discriminatórios que devem ser usados para determinar a contribuição das diferenças nos preditores. Considerando uma matriz de coeficientes β^* e substituindo o valor n por A e B, rearranjando a equação (2), tem-se que:

$$R = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta^* + E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_B) \quad (5)$$

Agora temos uma decomposição "dupla", ou seja, a diferença de resultado é dividida em duas partes:

$$R = Q + U \quad (6)$$

onde o primeiro componente é a parte do diferencial de resultado que é "explicado" por diferenças de grupo nos preditores (o "efeito de quantidade").

$$Q = [E(X_A) - E(X_B)]'\beta^*$$

O segundo é a parte "inexplicada". Este último é geralmente atribuído à discriminação, mas é importante reconhecê-lo para também capturar todos os efeitos potenciais das diferenças em variáveis não observadas.

$$U = E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_B)$$

A parte “inexplicada” em (5) é algumas vezes decomposta. Sejam $\beta_A = \beta^* + \delta_A$ e $\beta_B = \beta^* + \delta_B$ com δ_A e δ_B como vetores de parâmetros de discriminação específicos do grupo (discriminação positiva ou negativa, dependendo do sinal). U pode então ser expresso como:

$$U = E(X_A)' \delta_A - E(X_B)' \delta_B \quad (7)$$

isto é, o componente inexplicável do diferencial pode ser subdividido em uma parte

$$U_A = E(X_A)' \delta_A$$

que mede a discriminação a favor do Grupo A e uma parte

$$U_B = E(X_B)' \delta_B$$

que quantifica a discriminação contra o Grupo B¹. Novamente, no entanto, essa interpretação depende da suposição de que não há preditores não observados relevantes.

A estimativa dos componentes das três decomposições (3) e (4) é simples Jann (2008). Sejam $\hat{\beta}_A$ e $\hat{\beta}_B$ as estimativas dos mínimos quadrados para β_A e β_B , obtidas separadamente das duas amostras específicas do grupo. Além disso, o uso do grupo no modo X_A e X_B como estimativas para $E(X_A)$ e $E(X_B)$. Com base nessas estimativas, as decomposições (3) e (4) são computadas como

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}_B' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (8)$$

e

$$\hat{R} = \bar{Y}_A - \bar{Y}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{X}_A' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) - (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (9)$$

A determinação dos componentes da decomposição dupla (5) está mais envolvida, porque é necessária uma estimativa para o vetor β^* de coeficientes não discriminatórios. Várias sugestões foram feitas na literatura. Por exemplo, pode haver razão para supor que a discriminação é direcionada apenas para um dos grupos, de modo que $\beta^* = \beta_A$ ou $\beta^* = \beta_B$. Novamente, assumamos que o Grupo A é do sexo masculino e o Grupo B é do sexo feminino. Se, por exemplo, a discriminação salarial for direcionada apenas contra as mulheres e não houver discriminação (positiva) de homens, então podemos usar $\hat{\beta}_A$ como uma estimativa para β^* e calcular a decomposição (5) como

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_A + \bar{X}_B' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (10)$$

a mesma forma, se não houver discriminação de mulheres, mas apenas discriminação (positiva) de homens, a decomposição é

$$\hat{R} = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)' \hat{\beta}_B + \bar{X}_A' (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \quad (11)$$

Muitas vezes, no entanto, não há razão específica para assumir que os coeficientes de um ou outro grupo sejam não-discriminatórios. Além disso, os

¹ U_A e U_B têm interpretações opostas. Um valor positivo para U_A reflete discriminação positiva do Grupo A; um valor positivo para U_B indica discriminação negativa do Grupo B.

economistas argumentaram que a subvalorização de um grupo vem acompanhada de uma supervalorização do outro (por exemplo, Cotton (1988), Reimers (1983) propõe, portanto, usar os coeficientes médios sobre ambos os grupos como uma estimativa para o vetor de parâmetro não discriminatório, isto é,

$$\beta^* = 0,5\hat{\beta}_A + 0,5\hat{\beta}_B \quad (12)$$

Similarmente, Cotton (1988) sugere ponderar os coeficientes pelos tamanhos de grupo n_A e n_B , isto é,

$$\hat{\beta}^* = \frac{n_A}{n_A + n_B}\hat{\beta}_A + \frac{n_B}{n_A + n_B}\hat{\beta}_B \quad (13)$$

Além disso, com base em derivações teóricas, Neumark (2008) defende o uso dos coeficientes de uma regressão agrupada sobre ambos os grupos como uma estimativa para β^* .

RIF- Regression

Em busca do objetivo proposto pelo trabalho, seria muito difícil comparar as médias de rendimentos entre os que trabalham ou não em atividades rurais, pois seria necessário que os trabalhadores se vinculassem a grupos com particularidades de seleção mais homogêneas. O modelo de regressão da Função de Influência Recentrada (RIF)² se ajusta a uma distribuição estatística de interesse (quantil, variância ou Gini) da distribuição marginal de y .

Desse modo, o método de regressão RIF fornece uma maneira simples de realizar decomposições detalhadas para qualquer estatística de distribuição para a qual uma função de influência pode ser calculada. O procedimento pode ser prontamente usado no contexto da diferença salarial de gênero, ou mudanças na faixa interquartil no contexto de mudanças na desigualdade salarial.

Uma regressão de RIF é semelhante a uma regressão padrão, exceto que a variável dependente, Y , é substituída pela função de inflexão (recente) da estatística de interesse (Firpo et al. 2009).

Considere $IF(y; v)$, a função de influência correspondente a um salário observado y para a estatística de distribuição de interesse $v(F_Y)$. A função de influência recentrada é definida como a soma da estatística da distribuição e a sua função de influência, ou seja:

$$RIF(y; v) = vF_y + IF(y; v), \quad (14)$$

de modo que ela se agrega às estatísticas de interesse

$$\left(\int RIF(y; v) \cdot dF(y) = v(F_Y) \right) \quad (15)$$

Na sua forma mais simples, a abordagem pressupõe que a expectativa condicional do $RIF(Y; v)$ pode ser modelada como uma função linear das variáveis explicativas

²Recentered Influence Function.

$$E[RIF(Y; v)|X] = X\Upsilon + \varepsilon \quad (16)$$

Os parâmetros Υ podem ser estimados por OLS (Ordinary Least Squares), pois se assume implicitamente que a função de influência recentrada é linear nas covariáveis, X , que pode, contudo, incluir uma ordem superior ou não linear de transformações das covariáveis originais.

Se a suposição de linearidade parece inadequada em aplicações particulares, sempre se pode recorrer a um método de estimação mais flexível.

Além disso, OLS é conhecido por produzir a função linear de covariáveis que minimiza o erro de especificação (Firpo et al. 2007). O estimador RIF-OLS para $\hat{m}_\tau(x)$ é

$$\hat{m}_{i,RIF-OLS}(x) = x^T \hat{\Upsilon}_\tau \quad (17)$$

em que Υ_τ , é também o estimador para a derivada $\frac{dm_\tau(x)}{d(x)}$. O coeficiente de projeção do valor estimado é simplesmente

$$\hat{\Upsilon}_\tau = \left(\sum_{i=1}^N X_i \cdot X_i^T \right)^{-1} \cdot \sum_{i=1}^N X_i \cdot \widehat{RIF}(Y_i; \hat{q}_\tau) \quad (18)$$

Percebe-se que o estimador RIF-OLS está intimamente conectado a uma probabilidade do modelo linear para $1I\{Y \leq q_\tau\}$. Os coeficientes de projeção Υ_τ (exceto para a constante) são iguais aos coeficientes em um modelo de probabilidade linear dividido pelo fator de ressalva $f_Y(q_\tau)$ (Firpo et al. 2007).

Os estimadores para UQPE(τ) e $(\pi_1)(\tau)$ são

$$\widehat{UQPE}_{RIF-OLS}(\tau) = \hat{\Upsilon}_\tau, \quad (19)$$

$$\hat{\pi}_{i,RIF-OLS} = \hat{\Upsilon}_\tau^T \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (l(X_i), -X_i) \quad (20)$$

No caso do *quantil*, a função de influência IF(Y, Q_τ) é dado por $\frac{(\tau - \Pi\{Y \leq Q_\tau\})}{f_Y(Q_\tau)}$, em que $\Pi\{\cdot\}$ é uma função de indicador, $f_Y(\cdot)$ é a densidade da distribuição marginal de Y , e Q_τ é a população τ -*quantil* da distribuição incondicional de Y (Silva & França 2016).

Como resultado, $RIF(Y; Q_\tau)$ é dada simplesmente por y , enquanto que para o τ -ésimo *quantil*, é uma equação para $Q_\tau + IF(Y, Q_\tau)$, e pode ser reescrita como

$$RIF(y, Q_\tau) = Q_\tau + \frac{(\tau - \Pi\{y \leq Q_\tau\})}{f_Y(Q_\tau)} = c_{1,\tau} \cdot \Pi\{y > Q_\tau\} + c_{2,\tau}, \quad (21)$$

em que $c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(Q_\tau)}$ e $c_{2,\tau} = Q_\tau - c_{1,\tau} \cdot (1 - \tau)$. Exceto para as constantes $c_{1,\tau}$ e $c_{2,\tau}$, o RIF para uma *quantil* é simplesmente uma variável indicador $\Pi\{Y \leq q_\tau\}$

para saber se a variável do resultado é menor ou igual ao *quantil* Q_τ . Usando a terminologia apresentada acima, executar uma regressão linear de $\Pi\{Y \leq q_\tau\}$ em que X é uma distribuição de regressão estimada que $y = Q_\tau$. Deixando que os coeficientes das regressões de quantil incondicionais para cada grupo sejam

$$\hat{\gamma}_{g,\tau} = \left(\sum_{i \in G} X_i X_i^T \right)^{-1} \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) \cdot X_i, \quad g = A, B \quad (22)$$

Pode-se escrever o equivalente à decomposição para qualquer quantil incondicional como

$$\hat{\Delta}_0^\tau = \bar{X}_B (\hat{\gamma}_{B,\tau} - \hat{\gamma}_{A,\tau}) + (\bar{X}_B - \bar{X}_A) \hat{\gamma}_{A,\tau} \quad (23)$$

$$\hat{\Delta}_0^\tau = \hat{\Delta}_S^\tau + \hat{\Delta}_X^\tau \quad (24)$$

O termo $\hat{\Delta}_X^\tau$ pode ser reescrito em termos da soma da contribuição de cada covariável como

$$\hat{\Delta}_X^\tau = \sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \hat{\gamma}_{Ak,\tau} \quad (25)$$

Ou seja, os elementos detalhados do efeito de composição podem ser calculados da mesma forma que para a média. Da mesma forma, os elementos detalhados dos efeitos da estrutura salarial podem ser computados, mas, como no caso da média, estes também estarão sujeitos ao problema do grupo omitido (Fortin et al. 2010).

Com isso, observa-se que a linearização oferece algumas vantagens, entre elas, é que não precisa avaliar o impacto global em todos os pontos da distribuição e se preocupar com a monotonicidade, obtendo uma regressão simples, que é fácil de interpretar. Como resultado, a decomposição resultante é independente do caminho.

Em contrapartida, como muitos outros métodos, as regressões de RIF assumem a invariância da distribuição condicional (ou seja, nenhum efeito de equilíbrio geral). Além disso, uma questão prática legítima é o quão boa é a aproximação. Para variáveis dependentes, como pontuação de teste, pode ser um ponto mudo. Mas, na presença de consideráveis movimentos (geralmente exibidos na distribuição de salários), é aconselhável estimar as estimativas de densidade e comparar seus valores em torno dos quantis de interesse.

Logo, em equações de rendimentos, observa-se que a regressão quantílica condicional prevê estimativas do retorno de características individuais de forma que esse retorno é variável entre os indivíduos de acordo com o quantil condicional ao qual ele pertence e, enquanto, nas regressões quantílicas incondicionais estimam-se os efeitos de pequenas mudanças em uma característica dos indivíduos em cada quantil da distribuição, o que permite avaliar o efeito sobre uma variável gama de estatística de distribuição dos rendimentos (Fournier & Koske 2012).

4 Resultados e Discussão

Nesta seção, são apresentados inicialmente os resultados do modelo *Blinder-Oaxaca* e a discussão dos resultados obtidos. Em seguida, são apresentados os resultados do modelo *RIF-Regression* e, também, a discussão dos resultados obtidos para tal modelo.

4.1 Modelo Oaxaca-Blinder

A primeira análise empírica constitui-se na decomposição de rendimentos das atividades não agrícolas (Grupo 1) e agrícolas (Grupo 2), utilizando-se o modelo de *Oaxaca-Blinder*. Os resultados da Tabela 3 remetem-se as diferenças salariais em duas partes, o componente explicado pelas características e o componente não explicado para seus quantis.

Observa-se na Tabela 3 que o aumento do rendimento associado ao aumento de cada percentual de quantil realizado, o Grupo 1 (Ativ. não agrícola) possui rendimentos maiores em relação ao Grupo 2 (Ativ. agrícola). Ou seja, observa-se de acordo com essa primeira análise econométrica, que as atividades não agrícolas geram rendimentos maiores comparando-se com as atividades agrícolas. Pode-se citar como exemplo, o quantil (0,1) no qual a média do logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* é de 5,42 para atividades não agrícolas e de 3,21 para atividades agrícolas, apresentando um diferencial de rendimento de 221% entre os grupos.

Com relação às diferenças de rendimento entre os dois grupos de atividades (não agrícolas e agrícolas), há uma diferença em favor de atividades não agrícolas em todos os quantis, sendo que a maior diferença (2,67) ocorre no quantil (90%) da distribuição amostral, enquanto a menor (2,21) verifica-se no quantil (10%) da mesma distribuição. Observa também que quanto maior é o quantil, maior é essa diferença, com exceção do quantil (50%). Para os quantis analisados, tanto a média do logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* para as atividades não agrícolas como as agrícolas possuem uma taxa de crescimento positiva.

A parte correspondente às características equivale a 21% da diferença dos rendimentos encontrada entre os grupos, ou seja, é devida a fatores explicados como escolaridade, pessoa referência da família e cor; enquanto a parte correspondente aos coeficientes representa 79%, sendo esta a parte que advém de fatores não explicados pelas características.

O efeito característica reflete o aumento médio no logaritmo do rendimento mensal familiar *per capita* das atividades não agrícolas caso elas apresentassem as mesmas características das atividades agrícolas.

O quantil (0,25) apresenta resultados similares ao quantil (0,10) entre a parte relativa às características e os coeficientes. Todavia, verifica-se diferença de desigualdade de rendimento entre os grupos, pois o quantil (0,25) apresenta um diferencial de rendimento de 2,56, sendo em torno de 35%.

Para o quantil (0,50) observa-se uma mudança notória relativamente sobre os dois anteriores se comparados aos componentes explicados e não explicados para seu quantil, sendo de 8% e 92%, respectivamente. É esperado que esta diferença seja em função do aumento de pessoas com um maior valor de rendimento *per capita*, pois conforme aumenta-se o quantil dá-se significância ao resultado.

Tabela 3: Quantis referentes à decomposição do modelo Blinder-Oaxaca para os grupos de atividades não agrícolas e agrícolas no Brasil, 2015

	Quantil					
	0,1	%	0,25	%	0,5	%
Ativ. não agrícola	5,4208*** (-0,0357)		6,2646*** (-0,0271)		6,4574*** (-0,0141)	
Ativ. agrícola	3,2128*** (-0,0265)		3,7060*** (-0,0267)		4,1484*** (-0,0285)	
Diferença	2,2080*** (-0,0445)	100%	2,5586*** (-0,0381)	100%	2,3090*** (-0,0319)	100%
Carac.	0,4574*** (-0,0326)	21%	0,5413*** (-0,0257)	21%	0,1753*** (-0,0129)	8%
Coef.	1,7506*** (-0,0495)	79%	2,0174*** (-0,0393)	79%	2,1336*** (-0,0312)	92%
	Quantil					
	0,75	%	0,9	%		
Ativ. não agrícola	6,9352*** (-0,0177)		7,4103*** (-0,0199)			
Ativ. agrícola	4,44301*** (-0,0305)		4,74407*** (-0,0332)			
Diferença	2,4922*** (-0,03532)	100%	2,6662*** (-0,0387)	100%		
Carac.	0,2538*** (-0,0167)	10%	0,2471*** (-0,0186)	9%		
Coef.	2,2384*** (-0,0345)	90%	2,4191*** (-0,0382)	91%		

Fonte: PNAD (2015). Elaboração própria.

O erro padrão está entre parênteses.

Níveis de significância:*** p<0,01, **p<0,05,*p<0,1.

Por sua vez, para o quantil (0,75), observa-se a discrepância entre as características e os coeficientes com valores de 10% e 90%, respectivamente, sendo quase idêntico ao quantil (0,90) que apresenta valores de 9% e 91%, respectivamente. Percebe-se que após o quantil (0,50) eles mostram certa lógica com a redução da proporcionalidade da variável explicada em função da não explicada pelas características.

Quanto à contribuição individual das variáveis, a educação foi a variável que mais contribuiu para o aumento da diferença de rendimento entre os grupos de quantis, sendo todas estatisticamente significantes em nível de confiança de 95% (Tabela 4). Para o quantil (0,10), a escolaridade é responsável por justificar 50% do diferencial do logaritmo do rendimento mensal familiar per capita, entretanto, a escolaridade explicada representa 20% do diferencial entre os grupos. Portanto, é a diferença educacional que mais contribui para a desigualdade dos salários dos trabalhadores em atividades não agrícolas e agrícolas.

Observa-se que a desigualdade de rendimento entre os trabalhadores rurais aumentou, pois conforme estudo recente com a aplicação de dados anuais uma parcela significativa da desigualdade é explicada pela escolaridade (Russo et al. 2016).

A carteira assinada se mostrou também importante para explicar o diferencial de rendimento mensal familiar. Nos grupos, essa variável apresentou sinal positivo, enquanto trabalhar por conta própria resultou em sinal contrário a partir do quantil (0,50).

De modo geral, as regiões, gênero, cor e pessoa referência da família não apresentaram forte poder explicativo para os diferenciais de rendimentos entre os grupos. Tais variáveis, principalmente gênero e cor, são comumente analisadas na literatura de desigualdade de rendimento. Contudo, considerando os grupos atividades não agrícolas e agrícolas, as referidas variáveis não são relevantes para o diferencial de rendimento.

Sendo assim, os resultados encontrados confirmam a perda de rendimento dos trabalhadores em atividades agrícolas em relação aos trabalhadores em atividades não agrícolas comparando-se os trabalhadores em suas devidas regiões. Fatores não explicados contribuem, em geral, com bem mais da metade do diferencial de rendimento entre atividades não agrícolas e agrícolas. Contudo, a educação média destaca-se como sendo a característica principal para a contribuição de desigualdade de rendimentos entre os grupos.

4.2 Modelo RIF-Regression

Em sequência no desenvolvimento do artigo foram estimadas regressões RIF para o salário médio e quantis da distribuição de rendimentos para as atividades não agrícolas e atividades agrícolas, na área rural. Os coeficientes estimados para estas regressões estão de acordo com a expressão (22) e são apresentados na Tabela 5. Via de regra, os coeficientes estimados revelaram efeitos já esperados, seja na média dos salários, ou no decorrer dos quantis incondicionais vistos no modelo de estimação. Todavia, Silva & França (2016) afirmam que para algumas dessas variáveis, os efeitos não são constantes ao longo da distribuição, o que justifica a análise por regressões quantílicas, além de diferirem entre os grupos estudados.

O coeficiente estimado, para o nível de escolaridade, expressa que o retorno educacional apresenta padrão de crescimento positivo para as ativida-

des agrícolas conforme o acréscimo dos quantis na regressão. Porém, as atividades não agrícolas mostraram um maior rendimento do salário médio entre as duas atividades na progressão dos quantis.

No que tange o coeficiente gênero, observa-se que o sexo masculino, nas duas atividades, ganha uma proporção maior se comparado ao feminino na sequência quantílica e, ao mesmo tempo, uma relação inversa com o quantil, ou seja, se tem uma tendência a redução do rendimento do salário médio com o avanço do quantil na análise.

Tabela 4: Contribuição dos Grupos das Variáveis na Decomposição de Blinder-Oaxaca

Variáveis	Quantil																			
	0,1		0,25				0,5				0,75				0,9					
	Carac.	Coef.	Carac.	Coef.																
Escolaridade	0,4325	20%	0,6658	30%	0,4148	16%	0,6342	25%	0,1680	7%	0,2581	11%	0,2798	11%	0,4257	17%	0,3109	12%	0,4396	16%
Gênero	-0,1600	-7%	-0,5868	-27%	-0,1078	-4%	-0,8459	-33%	-0,0223	-1%	-13,007	-56%	-0,0404	-2%	-1,260,503	-51%	-0,0337	-1%	-13,863	-52%
Pes_Ref.	-0,0532	-2%	0,0771	3%	-0,0558	-2%	0,0668	3%	-0,0307	-1%	-0,0879	-4%	-0,0432	-2%	-0,0393	-2%	-0,0477	-2%	-0,0325	-1%
Nordeste	0,0087	0%	0,0124	1%	0,0035	0%	0,0877	3%	-0,0032	0%	0,1636	7%	-0,0024	0%	0,1207	5%	-0,0032	0%	0,0962	4%
Centro-Oeste	-0,0018	0%	0,0054	0%	-0,0030	0%	0,0178	1%	-0,0021	0%	-0,0105	0%	-0,0030	0%	-0,0158	-1%	-0,0031	0%	-0,0130	0%
Sudeste	0,0036	0%	0,0024	0%	0,0060	0%	0,0215	1%	0,0051	0%	-0,0034	0%	0,0056	0%	0,0146	1%	0,0055	0%	0,0169	1%
Sul	0,0132	1%	0,0332	2%	0,0182	1%	0,0547	2%	0,0160	1%	0,0225	1%	0,0216	1%	0,0356	1%	0,0203	1%	0,0144	1%
Branco	0,0043	0%	0,0264	1%	0,0052	0%	0,0394	2%	-0,0005	0%	0,0107	0%	0,0014	0%	0,0221	1%	0,0020	0%	0,0258	1%
Carta	0,1150	5%	-0,2087	-9%	0,1996	8%	-0,2249	-9%	0,0876	4%	-0,3735	-16%	0,0832	3%	-0,3780	-15%	0,0578	2%	-0,3648	-14%
Conta própria	0,0701	3%	-10,114	-46%	0,0465	2%	-11,810	-46%	-0,0477	-2%	-10,929	-47%	-0,0600	-2%	-11,977	-48%	-0,0766	-3%	-12,962	-49%
Empregador	0,0024	0%	-0,0288	-1%	0,0052	0%	-0,0339	-1%	0,0040	0%	-0,0453	-2%	0,0092	0%	-0,0459	-2%	0,0141	1%	-0,0521	-2%
Sem filhos	-0,0069	0%	0,0463	2%	-0,0060	0%	0,0466	2%	-0,0016	0%	0,0226	1%	-0,0022	0%	0,0285	1%	-0,0018	0%	0,0380	1%
fil_men14	0,0015	0%	-0,0389	-2%	0,0021	0%	-0,0377	-1%	0,0011	0%	-0,0456	-2%	0,0012	0%	-0,0480	-2%	-0,0014	0%	-0,0605	-2%
rural_exturb	0,0282	1%	0,0027	0%	0,0128	0%	0,0014	0%	0,0016	0%	0,0008	0%	0,0030	0%	0,0013	0%	0,0040	0%	0,0021	0%
Constante			27,534	125%			33,708	132%			46,154	200%			45,745	184%			49,918	187%
TOTAL		21%		79%		21%		79%		8%		92%		10%		90%		9%		91%

Fonte: PNAD (2015). Elaboração própria.

Nota: Carac. = Características; Coef. = Coeficientes.

No que se refere à região Nordeste, conforme Miro e Franca (2016) todos os coeficientes apresentaram valores negativos (tanto para atividades não agrícolas como agrícolas) e tendem a ser positivos com o acréscimo dos quantis. Isso é consequência dessa região possuir maior concentração de rendimento no País entre todas as regiões brasileiras, com índice de Gini de 0,537, enquanto a média nacional é de 0,527 (IPEADATA 2013). O Nordeste detém também a maior quantidade de famílias rurais e com menor média de logaritmo do rendimento mensal familiar per capita entre os trabalhadores rurais, registrando o valor de 5.265 (Russo et al. 2016).

Souza et al. (2011), utilizando as PNADs de 2003 a 2009, evidenciaram que a pobreza nordestina cresce com maior intensidade nas famílias agrícolas e decresce nas famílias pluriativas. Araújo et al. (2008) em seus estudos realizaram a decomposição salarial em níveis para a Região e verificam que a escolaridade é a variável mais importante para explicar o diferencial de renda na zona rural do Nordeste.

No que se refere a região Centro Oeste, observa-se um crescimento positivo para as atividades agrícolas e não agrícolas ao longo dos quantis. Ela é a região com maior rendimento médio mensal familiar per capita entre os ocupados agrícolas, seguido da região Sul (Maia & Sakamoto 2014). Esta região possui quase a totalidade e magnitude do comportamento da região Centro Oeste.

Na agropecuária brasileira ocorrem também as desigualdades entre as regiões. As duas regiões com maiores contrastes são a Centro Oeste e Nordeste. A primeira com atividades agropecuárias modernas, de alta produtividade e relações mais formais de contratação da mão de obra. A segunda tem se caracterizado pelo trabalho informal, não remunerado e associado à pequena produção para o autoconsumo (Maia & Sakamoto 2014).

Na região Sudeste prevalece uma distribuição mais equivalente entre seus quantis chegando, em aparência, uma curva de distribuição normal, pois basta se observar os extremos para perceber a concepção em ambas as atividades. Pode-se dizer que a relação entre seus salários médios são mais bem distribuídos nos quantis.

No que se refere à cor, pode-se considerar que a atividade agrícola permanece constante no decorrer dos quantis, ou seja, a cor branca não apresenta mudanças significativas entre os quantis, entretanto, para a atividade não agrícola ocorre crescimento nos quantis 0,10 e 0,25, seguindo-se de uma queda brusca para posterior crescimento nos dois últimos quantis da série estudada. Isso pode ser em razão de algumas variáveis que explicam melhor o diferencial na parte das caudas da distribuição e menos na parte central da distribuição.

Para a variável carteira de trabalho, em ambos os grupos de atividades, os quantis apesar de serem estritamente positivos (exceto o quantil 0,90 para atividades não agrícolas), não apresentaram um padrão muito bem definido para a sua análise. No que se refere a variável trabalho por conta própria elas mostraram-se que, para ambos os grupos de atividades, os quantis foram positivos até o quantil 0,50, pois os dois últimos quantis estudados revelaram um crescimento tendencioso e positivo na progressão dos quantis.

Quanto em referência ao empregador observa-se que o grupo Atividade Agrícola possui sinal negativo na atividade agrícola do quantil 0,10. Para este fato não foi encontrado na literatura uma razão para tal motivo. Talvez seja explicado como o momento em que há prejuízo na contratação de algum colaborador ou o empregador não possui recursos para estes fins.

Tabela 5: Contribuição dos Grupos das Variáveis na Equação de Rendimentos RIF

	Quantil									
	0,1		0,25		0,5		0,75		0,9	
	Ativ. Agric.	Ativ. não agric.								
Escolaridade	0,0214*** (0,0062)	0,1205*** (0,0087)	0,0237*** (0,0039)	0,1110*** (0,0054)	0,02350** (0,0025)	0,0254*** (0,0010)	0,0266*** (0,0029)	0,0614*** (0,0024)	0,4092*** (0,0045)	0,0694*** (0,0033)
Gênero	1,4220*** (0,1012)	1,3761*** (0,0803)	0,7923*** (0,0513)	0,9101*** (0,0503)	0,2881*** (0,0258)	0,1462*** (0,0088)	0,2683*** (0,02880)	0,3043*** (0,02064)	0,2728*** (0,0382)	0,2421*** (0,0256)
Pes_Ref.	0,1101* (0,0566)	0,3879*** (0,0726)	0,1287*** (0,0349)	0,3868*** (0,0479)	0,1057*** (0,0207)	0,0712*** (0,0087)	0,1483*** (0,0224)	0,2033*** (0,0214)	0,1689*** (0,0313)	0,2340*** (0,0276)
Nordeste	-1,1688*** (0,0661)	-0,9383*** (0,0942)	-0,9048*** (0,0422)	-0,5818*** (0,0634)	-0,4606*** (0,0256)	-0,1156*** (0,0113)	-0,3819*** (0,0255)	-0,1845** (0,0258)	-0,1994*** (0,0306)	-0,1553*** (0,0316)
Centro-Oeste	0,0771* (0,0456)	0,1341 (0,1159)	0,2131*** (0,0346)	0,3790*** (0,0846)	0,4106*** (0,0339)	0,1320*** (0,0173)	0,7387*** (0,0471)	0,3180*** (0,0451)	0,7010*** (0,0778)	0,3159*** (0,0601)
Sudeste	0,0782* (0,0469)	0,0146 (0,0968)	0,2019*** (0,0368)	0,2145** (0,0708)	0,2875*** (0,0327)	0,0905*** (0,0142)	0,1642*** (0,0389)	0,1286*** (0,0350)	0,0876* (0,0499)	0,0871*** (0,0437)
Sul	0,2156*** (0,0617)	0,1567* (0,0926)	0,2019*** (0,0448)	0,3029*** (0,0693)	0,4122*** (0,0350)	0,1901*** (0,0142)	0,5624*** (0,0436)	0,3808*** (0,0392)	0,7137*** (0,0711)	0,3003** (0,0517)
Branco	0,1947*** (0,0510)	0,1352* (0,0736)	0,2045*** (0,0323)	0,1658*** (0,0488)	0,1809*** (0,0218)	0,0377*** (0,0093)	0,2092*** (0,0257)	0,0837*** (0,0230)	0,2326*** (0,0379)	0,1020*** (0,0287)
Carta	0,0279 (0,0447)	0,3953*** (0,0559)	0,2936*** (0,0334)	0,8497*** (0,0425)	0,8579*** (0,0259)	0,1722*** (0,0104)	0,6780*** (0,0372)	0,1293*** (0,0260)	0,1751*** (0,0462)	-0,0438 (0,0310)
Conta própria	-0,6530*** (0,0563)	-1,0455*** (0,1046)	-0,3791*** (0,0371)	-0,8693*** (0,0638)	-0,0525** (0,0235)	-0,0037 (0,0103)	0,1540*** (0,0228)	0,0937*** (0,0234)	0,3327*** (0,0259)	0,2185*** (0,0303)
Empregador	-0,2872** (0,1127)	0,0629 (0,1209)	0,0895 (0,0656)	0,3904*** (0,1058)	0,5483*** (0,0553)	0,2209*** (0,0247)	1,0501*** (0,0743)	0,8527*** (0,0739)	1,9025*** (0,1769)	1,4447*** (0,1320)
Sem filhos	0,0416 (0,0588)	0,1873** (0,0897)	0,0338 (0,0366)	0,1614** (0,0592)	0,0433* (0,0236)	0,0320*** (0,0111)	0,0355 (0,0276)	0,0493* (0,0273)	-0,0563 (0,0405)	0,0357 (0,0349)
fil_men14	-0,0620 (0,0559)	0,0036 (0,0767)	-0,0651* (0,0349)	0,0195 (0,0501)	-0,0567*** (0,0216)	0,0062 (0,0092)	-0,0602** (0,0242)	0,0078 (0,0227)	-0,0869** (0,0356)	-0,04436 (0,0287)
rural_exturb	0,2096 (0,1542)	0,4565*** (0,0973)	0,3625** (0,1176)	0,1966** (0,0782)	0,2918* (0,1523)	0,0103 (0,0163)	0,0379 (0,2290)	0,0337 (0,0415)	-0,3673* (0,1946)	0,0509 (0,0531)
Constante	4,3596*** (0,1135)	4,0824*** (0,1393)	5,3329*** (0,0662)	4,9113*** (0,0884)	5,9858*** (0,0390)	6,2973*** (0,0143)	6,2595*** (0,0417)	6,2844*** (0,0319)	6,5557*** (0,0562)	6,7575*** (0,0409)
Observações	8.304	8.399	8.304	8.399	8.304	8.399	8.304	8.399	8.304	8.399
R ² Ajustado	0,1598	0,1426	0,2357	0,2471	0,3651	0,2762	0,3006	0,1921	0,1551	0,1391

Fonte: Fonte: PNAID (2015). Elaboração própria.

5 Conclusão

Conforme os resultados desta pesquisa, as conclusões se referem à análise do diferencial de rendimentos entre as atividades agrícolas e não agrícolas praticadas no meio rural brasileiro. Para esse fim, foram utilizadas as decomposições de Blinder-Oaxaca e de RIF-Regression para uma amostra de microdados da PNAD de 2015.

Os resultados da estimação dos diferenciais confirmaram a hipótese de que trabalhadores ocupados em atividades não agrícolas auferem maiores rendimentos. Um resultado interessante da estimação quantílica consiste no fato de que tais diferenciais são ainda maiores e mais significantes na parte superior da distribuição de rendimentos. A decomposição do diferencial de rendimentos aplicando o método de Oaxaca-Blinder aponta a escolaridade como principal variável explicativa do diferencial.

Outro fato relevante que foi constatado com a aplicação do modelo Blinder-Oaxaca, é que a denominada parte “não explicada” do diferencial se mostrou bastante relevante para explicar as diferenças de rendimentos entre atividades agrícolas e não agrícolas. Este percentual chega a 90% no entorno da mediana da distribuição. Tal resultado mostra que trabalhadores, quando controla-se para as mesmas características observáveis, são mais produtivos ao se dedicarem às atividades não agrícolas, auferindo maior retorno para suas características.

Com a estimação de equações de rendimentos com aplicação do método RIF, constata-se que o coeficiente escolaridade proporciona maior rendimento médio para as atividades não agrícolas relativamente aos ofícios agrícolas, ou seja, a escolaridade é a variável que melhor explica o diferencial de rendimentos entre as duas atividades. Variáveis como gênero, presença de carteira assinada, *dummies* regionais (Sul e Sudeste) também se mostraram significantes para explicar a diferença de rendimentos entre atividades não agrícolas e agrícolas.

Com tais resultados, pode-se inferir que as atividades não agrícolas cumprem um importante papel na geração de renda em áreas rurais, atraindo trabalhadores mais qualificados e proporcionando um maior dinamismo econômico para as áreas rurais. Em certa medida, pode-se identificar um grande benefício em termos de fixação de pessoas no campo e de desenvolvimento rural.

Ademais, as diferenças de rendimentos, e mesmo de produtividade conforme apontado, naturalmente irão apresentar incentivos para que muitos trabalhadores migrem para as atividades não agrícolas. Esse fenômeno deve ser visto com cautela, de forma a não atingir qualquer desequilíbrio e esvaziamento de pessoas que se dedicam às atividades agrícolas, que constituem um setor fundamental na produção de alimentos e insumos.

Referências Bibliográficas

Anjos, F. S., Criado, E. A. & Bezerra, A. J. A. (2010). Indicações geográficas na Europa e Brasil e sua contribuição ao desenvolvimento rural. *Encontro Nacional da ANPOCS 34*, Caxambu, v. 1, p. 1043-1171.

Araújo, J. A., Feitosa, D. G. & Barreto, F. A. D. F. (2008). Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais do Nordeste. *Revista de Política Agrícola*, v. 17, p. 65-82.

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

Brandão Néto, J. M. (2004). Como se faz pesquisa de opinião pública. *Revista Eletrônica PRPE*, p. 436-455.

Cardoso, J. (2013). *Agricultura familiar, pluriatividade e políticas públicas na região Nordeste e Sul do Brasil nos anos 1990 e 2000: trajetórias e desafios*. Uberlândia: Programa de Pós-graduação em Economia, Universidade Federal de Uberlândia.

Clemente, E. C. & Hespanhol, A. N. (2013). Questões do desenvolvimento rural: perspectivas de dinamização do campo a partir de atividades não agrícolas na região de Jales (SP). *Boletim Goiano de Geografia*, v.33, p. 457-476.

Conterato, M. A. (2008). *Dinâmicas regionais de desenvolvimento rural e estilos de agricultura: uma análise a partir do Rio Grande do Sul*. Porto Alegre: Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Cotton, J. (1988). On the decomposition of wage differentials. *Review of Economics and Statistics*, v. 70, p. 236-243.

Feltre, C. & Bacha, J. C. (2010). A evolução da pluriatividade nos estados de São Paulo e Pernambuco no período de 2001 a 2007. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 41, p. 236-243.

Ferreira, H. (2010). *Modernização da agricultura brasileira e seus reflexos no espaço agrário no Brasil*. In: NetSaber – Artigos. Disponível em: <http://artigos.netsaber.com.br>. Acesso: 10 set. 2017.

Firpo, S., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2007). *Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions*. Vancouver: University of British Columbia.

Firpo, S., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, New Haven, v. 77, p. 953-973.

Fortin, N., Lemieux, T. & Firpo, S. (2010). *Decomposition methods in Economics*. Cambridge, MA: NBER (NBER Working Paper n.16045).

Fournier, J.-M. & Koske, I. (2012). *Less income inequality and more growth - Are they compatible? Part 7. The drivers of labour earnings inequality-An analysis based on conditional and unconditional quantile regressions*. Paris: OECD. (OECD Economics Department Working Papers n.930).

Frio, G. & Fontes, L. (2017). Diferenças salariais de raça entre 2002 e 2014 no Brasil: evidências de uma decomposição quantílica. *Encontro Regional da ANPEC/Sul*. Porto Alegre: ANPEC.

Funk, F., Borges, M. & Salamoni, G. (2006). G. Pluriatividade: Uma estratégia de sustentabilidade na agricultura familiar nas localidades de Capão Seco e Barra Falsa, 3º Distrito: Rio Grande-RS. *Geografia*, Londrina, v. 15, p. 51-61.

Gasques, J. G., Bastos, E. T., Valdes, C. & Bacchi, M. R. (2012). Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. *Revista de Política Agrícola*, v. 21, p. 83-92.

Godoy, C. M. T. & Wizniewsky, J. G. (2013). O papel da pluriatividade no fortalecimento da agricultura familiar do município de Santa Rosa/RS. *Desafio Online*, Santa Maria, v. 1, p. 66-83.

IPEADATA (2013). INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dados macroeconômicos e regionais**. URL: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso: 6 nov. 2017.

Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *Stata Journal*, Los Angeles, v. 8, p. 453-479.

Maia, A. & Sakamoto, C. (2014). A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. In: Buainain, A. M.; Alves, E.; Silveira, J. M.; Navarro, Z. (orgs.) *O mundo rural no Brasil do século: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, p. 591-620.

Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: NBER.

Neumark, D. (2008). Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 23, p. 279-295.

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, New York, v. 14, p. 693-709.

Perondi, M. A. (2007). *Diversificação dos meios de vida e mercantilização da agricultura familiar*. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Rural, Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

Pinto, J. F. (2013). *A evolução da agricultura*. Passo Fundo: Fundação Pró-Sementes. Disponível em: <http://www.cultivares.com.br/noticias/index.php?c=2110> . Acesso: 18 out. 2017.

Pires, J. A. S. & Spricigo, G. (2009). *O conceito da pluriatividade na agricultura familiar*. São Leopoldo, Universidade do Vale dos Sinos. Disponível em: <http://www.sober.org.br/palestra/13/794.pdf>. Acesso: 07 nov. 2017.

Ramos, P. (2008). O trabalho na lavoura canavieira paulista: evolução recente, situação atual e perspectivas. In: Buainain A. M.; Dedecca, C. S. (orgs.). *Emprego e trabalho na agricultura brasileira*. Brasília: IICA, p. 306-327.

Reimers, C. W. (1983). Labor market discrimination against Hispanic and black men. *Review of Economics and Statistics*, v. 65, p. 507-579.

Russo, L. X., Perre, J. L. & Alves, A. (2016). Diferencial de rendimento entre trabalhadores rurais e urbanos: uma análise para o Brasil e suas regiões. *Encontro Nacional de Economia ANPEC 44*, Foz do Iguaçu: ANPEC.

Santos, A. R., Felizardo, A. O., Nascimento, W. L. N. & Reis, A. A. (2015). Pluriatividade como estratégia de renda: o caso de um agricultor familiar na comunidade ribeirinha São João Batista, Pará. *Revista Tecnologia e Sociedade*, Curitiba, v.11, p.89-105.

Schneider, S. (2007). A importância da pluriatividade para as políticas públicas no Brasil. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 16, p. 14-33.

Schneider, S. (2009). *A pluriatividade no meio rural brasileiro: características e perspectivas para investigação*. In: Rammont, H. C.; Martinez Valle, L. (orgs.). *La pluriactividad en el campo latinoamericano*. Quito: Flacso, p. 132-161.

Silva, V. H. & França, J. M. (2016). Decompondo o diferencial regional de salários entre Sudeste e Nordeste: uma aplicação da abordagem quantílica incondicional. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 47, p. 109-129.

Souza, S. F., Lima, J. R. F. & Silva, A. G. (2011). A evolução da pobreza nas famílias rurais da região Nordeste: 2003-2009. *Revista Teoria e Evidência Econômica*, Passo Fundo, v. 17, p. 80-97.

Wbatuba, B. B. R., Deponti, C. M. & Bermann, D. H. (2015). *Análise da pluriatividade na agricultura familiar: o caso de uma proposição de roteiro turismo rural*. Seminário Internacional sobre Desenvolvimento Regional VII. Santa Cruz do Sul: Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional - Universidade de Santa Cruz do Sul.

PARTICIPAÇÃO FEMININA E DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO NO MERCADO DE TRABALHO DO AGRONEGÓCIO

NICOLE RENNÓ CASTRO *
MARCELLO LUIZ DE SOUZA JUNIOR †
ANA CAROLINA DE PAULA MORAIS ‡
LEANDRO GILIO §
GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS ¶
ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA ||

Resumo

Frente às mudanças que têm afetado o agronegócio brasileiro e às transições no papel da mulher na sociedade, esse estudo mede e avalia a participação feminina nesse setor e analisa o perfil e os diferenciais de rendimentos dessa mão de obra, utilizando dados das PNADs de 2004 a 2015. A participação feminina no agronegócio cresceu, impulsionada por mulheres mais qualificadas e resultando em crescimento dos rendimentos.

Palavras-chave: agronegócio, diferenciais de gênero, equações de rendimento, mercado de trabalho.

Códigos JEL: J16, J21, Q10.

Abstract

In view of the changes that have affected Brazilian agribusiness and the transitions in the role of women in society, this study measures and evaluates female participation in this sector and analyzes the profile and income differentials of this workforce, using PNAD data from 2004 to 2015. Female participation in the sector grew, driven by more skilled women and resulting in significant earnings growth.

Keywords: agribusiness, gender differentials, earnings equation, labor market.

JEL codes: J16, J21, Q10.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea157975>

* Universidade Federal de São João Del Rei (UFSJ) e Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA/ESALQ/USP). E-mail: nicole.renno@cepea.org.br

† CEPEA/ESALQ/USP. E-mail: marcello.souza.jr@gmail.com

‡ CEPEA/ESALQ/USP. E-mail: carolmoraes.ac@gmail.com

§ Insper Agro Global, Insper. E-mail: leandro3@insper.edu.br

¶ CEPEA/ESALQ/USP. E-mail: gsbarro@usp.br

|| Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ), Universidade de São Paulo (USP). E-mail: alex.almeida@usp.br

1 Introdução

O papel da mulher na família, na sociedade e na economia tem passado por profundas transformações que afetam sua participação no mercado de trabalho (Scorzafave & Menezes Filho 2001). Entre as tendências que têm alterado a perspectiva das mulheres quanto às desvantagens de participar no mercado de trabalho, pode-se mencionar a redução da fecundidade, a distribuição mais uniforme das tarefas domésticas, o aumento das taxas de divórcio e da participação do setor de serviços na economia, e o próprio avanço no nível de qualificação das mulheres (Scorzafave & Menezes Filho 2001, Cunha & Vasconcelos 2016, Hausmann & Golgher 2016). Além disso, Hausmann & Golgher (2016) também destacam um efeito positivo de causalidade circular, já que essas tendências criariam ciclos virtuosos entre a participação feminina no mercado de trabalho e as normas sociais.

Resultado dessas tendências, Holanda Barbosa (2014) estimou que a taxa de participação das mulheres entre 15 e 59 anos no mercado de trabalho aumentou de 52,5% para 61% entre 1992 e 2012. Esse aumento, paralelo à estabilização da taxa de participação para os homens, tem implicado em redução da diferença de participação entre os sexos – fenômeno que não ocorre apenas no Brasil, mas tem marcado diversos países (Scorzafave & Menezes Filho 2001, Holanda Barbosa 2014).

Apesar dos avanços no que tange à inserção feminina no mercado de trabalho, estudos voltados à questão no Brasil, em geral, têm trazido evidências da existência de discriminação salarial por gênero no País, com a mão de obra feminina apresentando atributos superiores aos da mão de obra masculina e auferindo rendimentos médios inferiores (Silva & Kassouf 2000, Giuberti & Menezes Filho 2005, Assis & Alves 2014, Souza et al. 2015, Hausmann & Golgher 2016).

Diante do cenário de transformações da economia e das relações sociais e demográficas que estão acontecendo no País e no mundo, entender a dinâmica do papel da mulher no mercado de trabalho torna-se essencial no sentido de se avaliar políticas de equidade e de novas oportunidades de trabalho, promovendo e incentivando o bem-estar social da população.

Embora seja consensual na literatura que a participação feminina tem aumentado no mercado de trabalho brasileiro como um todo e que prevalece um diferencial de rendimento por gênero, inclusive decorrente de discriminação, não há um estudo que tenha avaliado a questão para o setor agronegócio. A análise setorial do mercado de trabalho justifica-se pelo possível impacto de especificidades setoriais nas questões de gênero no mercado de trabalho, seja quanto à participação ou quanto aos diferenciais de rendimento. Para o Brasil, com foco na região Sul entre 2002 e 2009, Margonato et al. (2014) concluíram que características intrínsecas setoriais, como as estruturas produtivas, organizações trabalhistas ou mesmo a questão cultural, exercem papel relevante na determinação do diferencial salarial por gênero. A escolha para análise do setor agronegócio, por sua vez, baseia-se no seguinte tripé: i) alta representatividade do setor como gerador de empregos na economia – cerca de 20% da população ocupada (PO) do País em 2019 (Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA 2019); ii) existência de relevantes especificidades setoriais de partida, com a usualmente baixa remuneração relativa – com alta participação de trabalhadores pouco qualificados – e o trabalho tradicionalmente mais masculino (Castro et al. 2017, 2020, Trauger 2004, Prugl 2004,

Caron 2020); iii) e, ainda, no fato de que o mercado de trabalho do agronegócio tem se transformado, com possíveis impactos sobre a questão de gênero no mercado de trabalho (Sachs & Alston 2010, Caron 2020).

Em relação ao terceiro ponto, tem-se que o agronegócio, sobretudo a agropecuária, tem alcançado ganhos intensos de produtividade, explicados pelas mudanças tecnológicas que, conseqüentemente, tornaram parte do setor menos intensivo em trabalho e acabaram levando à inviabilidade de muitos pequenos estabelecimentos (Gasques et al. 2012, Squeff 2012, Buainain et al. 2013, Garcia 2014, Maia & Sakamoto 2014, Gasques et al. 2015, Castro et al. 2020). Esta dinâmica tem, também, exercido influência relevante sobre o mercado de trabalho agrícola, refletindo-se em uma expressiva e persistente redução da população ocupada no setor, sobretudo a partir da segunda metade da primeira década dos anos 2000 (Buainain et al. 2013, Maia & Sakamoto 2014, Castro 2018).

Ao mesmo tempo, ao longo dos anos, a expansão da produção no campo também gerou efeitos positivos sobre os demais segmentos do agronegócio. De acordo com dados do Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2018), entre 2000 e 2018, os PIBs dos segmentos de insumos, agroindustrial e de agrosserviços do agronegócio apresentaram crescimento real de 84%, 20% e 38%, respectivamente. Esta evolução também se refletiu de forma significativa no mercado de trabalho da cadeia do agronegócio brasileiro, que tem se tornado relativamente menos rural (Castro 2018). Conforme Christiaensen et al. (2020), à medida que os países se desenvolvem e ocorre a saturação alimentar, é normal que o papel do setor agrícola como empregador diminua, ao passo que com a expansão da cadeia do agronegócio, o papel de geração de empregos relacionados à agricultura se desloca para além do campo. Segundo Sachs & Alston (2010), as diversas mudanças na agricultura, como a globalização dos mercados, o declínio dos subsídios ao comércio, a concentração da produção agrícola, entre outras, afetam a questão de gênero no que tange ao mercado de trabalho.

Posto isto, esse estudo mensura e analisa a participação feminina e os diferenciais de rendimento no mercado de trabalho do agronegócio brasileiro. Especificamente, busca-se responder: i) qual o contingente de população feminina ocupada no agronegócio, quanto esse representa do total de ocupados no setor (taxa de participação feminina no agronegócio), e como esses números evoluíram; ii) qual o perfil da população feminina ocupada no agronegócio no que tange aos aspectos socioeconômicos e de características setoriais e do trabalho, e como esse perfil evoluiu; iii) como os aspectos levantados em (i) e (ii), que possivelmente têm se refletido na produtividade do trabalho, se refletiram nos rendimentos da mulher do agronegócio. Em relação ao aspecto (iii), são comparados os rendimentos e seus determinantes para mulheres atuando no agronegócio ao longo do tempo, em relação aos homens atuando no agronegócio, assim como em relação àquelas atuando nos demais setores, tanto para as médias quanto ao longo da distribuição de rendimentos. Quanto ao período foco do estudo, se trata dos anos de 2004 a 2015, com algumas análises realizadas para o período completo e, outras, para subperíodos desse intervalo.

As estimativas do mercado de trabalho são feitas a partir dos procedimentos apresentados em Castro et al. (2017) e Castro et al. (2020) e a principal base de dados é Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para alcançar os objetivos propostos, fez-se uso de diferentes procedimen-

tos metodológicos. Primeiramente, a decomposição por células, adaptada de Scorzafave & Menezes Filho (2005), foi utilizada para mensurar a contribuição de cada perfil de trabalhadoras para a variação observada no número de mulheres trabalhando no agronegócio. Nas análises dos rendimentos, foram estimadas equações mincerianas baseadas na Teoria do Capital Humano de Schultz (1961) e Becker (1962), sendo o viés de seleção amostral corrigido por meio do modelo de seleção de Heckman (1979). Para decomposição dos diferenciais médios foi utilizado o procedimento de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e, para explorar os diferenciais ao longo da distribuição dos rendimentos, foi utilizado o procedimento de Firpo et al. (2018).

O trabalho contribui com a literatura e com a discussão acerca do tema ao analisar a questão de gênero no mercado de trabalho com foco setorial, em específico no agronegócio – que tem peso relevante na PO do País, conhecidas especificidades nas relações de trabalho e tem passado por intensas transformações –, utilizando o procedimento recentemente desenvolvido apresentado em Castro et al. (2017) e Castro et al. (2020) para gerar informações inéditas e relevantes para a compreensão da realidade das mulheres ocupadas no Brasil.

Além dessa introdução, esse artigo está organizado como se segue. A próxima seção apresenta os materiais e métodos, a seção 3 apresenta e discute os resultados, sendo avaliada a evolução da participação feminina no setor, a decomposição dessa evolução, e então os diferenciais de rendimentos, e a última e quarta seção é dedicada às conclusões.

2 Materiais e Métodos

2.1 Definições e bases de dados

A principal base de dados utilizada refere-se aos microdados da PNAD (IBGE) para os anos de 2004 a 2015. Algumas análises são realizadas para o período completo e, outras, comparam apenas subperíodos desse intervalo. Em 2004, a PNAD passou por mudanças metodológicas importantes, entre elas, a inclusão na amostra das informações das áreas rurais do Norte. Muitas pesquisas que utilizam a PNAD e precisam de séries históricas mais longas excluem essa região da análise. Mas, como em 2015 a região representou 12,7% da força de trabalho agrícola, optou-se por não excluir a região e delimitar o período de estudo.

Segundo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2015), são consideradas como pessoas ocupadas na semana de referência na PNAD as pessoas que tiveram trabalho remunerado (em dinheiro, produtos, mercadorias ou benefícios); que tiveram trabalho não remunerado desenvolvido por pelo menos uma hora por semana em ajuda a membro da unidade domiciliar que era conta própria ou empregador, ou em ajuda a membro da unidade domiciliar que era empregado para a produção de bens primários; e que trabalharam na produção para o próprio consumo ou na construção para o próprio uso. Nessa presente pesquisa, considera-se como pessoa ocupada aquelas que são empregadas com ou sem carteira assinada, atuam por conta própria ou são empregadoras.

Quanto ao conceito de agronegócio, Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2017) o define como uma cadeia formada por setores com ligações a montante e a jusante com a atividade agropecuária, envolvendo, portanto, quatro segmentos: insumos, primário, agroindústria e agros-

serviços. O segmento de insumos refere-se à produção de insumos para a agropecuária; o segmento primário, à produção agropecuária em si; o agroindustrial, ao processamento de produtos de base natural, seja vegetal ou animal; e o segmento de agrosserviços refere-se aos serviços utilizados no processo de distribuição dos produtos do agronegócio até o consumidor final (Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA 2017). Essa mesma categorização do agronegócio é utilizada no presente estudo.

Para classificar os indivíduos da amostra da PNAD como pertencentes, ou não, ao agronegócio, foi considerada a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Especificamente, considera-se a definição de agronegócio do Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2017), retratada na Tabela 1 e feita com base na CNAE 2.0.

Tabela 1: Definição de agronegócio segundo a CNAE 2.0

CNAE 2.0	Segmentos Atividades	
2012; 2013	Insumos	Fertilizantes e corretivos de solo
20517	Insumos	Defensivos agrícolas
10660	Insumos	Rações
21220	Insumos	Medicamentos veterinários
283	Insumos	Máquinas para agropecuária
011;012;013;014 e 02	Primário	Agricultura e floresta
015; 017; 03	Primário	Pecuária, pesca e aquicultura
101; 102	Agroindústria	Abate e preparação de carnes e pescado
105	Agroindústria	Laticínios
107; 193	Agroindústria	Açúcar e etanol
108	Agroindústria	Indústria do café
103	Agroindústria	Fabricação de conservas de frutas, legumes e outros vegetais
104	Agroindústria	Fabricação de óleos e gorduras vegetais e animais
106 exceto 10660	Agroindústria	Moagem, fabricação de produtos amiláceos excl. alimentos para animais
109	Agroindústria	Outros produtos alimentares
11	Agroindústria	Bebidas
12	Agroindústria	Fabricação de produtos do fumo
1311; 1312; 1321; 1322	Agroindústria	Têxtil de base natural
14	Agroindústria	Vestuários e acessórios de base natural
1510; 1529; 1531	Agroindústria	Artigos de couro e calçados
16	Agroindústria	Fabricação de produtos de madeira
17	Agroindústria	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
3101	Agroindústria	Móveis de madeira
46, 47, 49 a 53, 55, 56, 58 a 66, 68 a 75, 77 a 82 e 84	Agrosserviços	Transporte, comercialização e outros serviços relacionados ao agronegócio

Fonte: Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2017).

Mas, o nível de desagregação da CNAE utilizado na PNAD é menor do que o requerido para que essa classificação seja feita efetivamente, não permitindo a identificação direta das trabalhadoras envolvidas no agronegócio. Para lidar com essa questão, foi aplicado o procedimento de filtragem dos indivíduos ocupados no agronegócio apresentado em Castro et al. (2017) e Castro et al. (2020) Esse procedimento, que pode ser encontrado com detalhes nas literaturas citadas, consiste em utilizar outras fontes de dados para construir coeficientes de desagregação de CNAEs. As atividades da Tabela 1 para as quais foi necessária a criação de coeficientes são: todas as indústrias do segmento de insumos, todo o setor de agrosserviços, moagem e fabricação de produtos amiláceos (exceto alimentos para animais) e rações, têxteis de base natural, vestuário e acessórios de base natural e móveis de madeira.

No caso da atividade de vestuário e acessórios de base natural, que faz parte do setor mais amplo Confecção de artigos do vestuário e acessórios iden-

tificável na PNAD, utilizou-se unicamente o coeficiente de desagregação de 35,7%, de forma idêntica a Castro et al. (2020). Essa parcela representa o uso de fibras naturais pelo setor de vestuário, obtida na Matriz de Insumo Produto (MIP) do Brasil para o ano de 2009 – sendo a única proxy disponível para identificação da parte do setor de vestuário que pode ser considerada como agronegócio.

Para mensuração dos agrosserviços, é preciso definir a parcela do setor de serviços equivalente às divisões da CNAE apresentadas na Tabela 1 que pode ser considerada parte do agronegócio. Para definição dessas parcelas, adotou-se a mesma metodologia de Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2017), também aplicada por Castro et al. (2020), que utiliza informações das MIPs do Brasil. Especificamente, as parcelas do setores de comércio e de transporte que podem ser alocadas no agronegócio são definidas conforme as proporções das margens de comércio e transporte alocadas na distribuição final dos produtos agropecuários e agroindustriais sobre os totais de margens de comércio e transporte da economia (Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA 2017). Para as demais atividades de serviços, as participações no agronegócio correspondem às parcelas da demanda final dos produtos do agronegócio na demanda final doméstica (Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA 2017). No caso do presente estudo, essas parcelas foram calculadas para cada ano entre 2004 e 2015, utilizando as MIPs anuais disponibilizadas por Guilhoto & Sesso Filho (2005) e Guilhoto & Sesso Filho (2010). Na média do período de 2004 a 2015, as parcelas foram de 23,9% para comércio, 18,6% para transporte e 13,9% para os demais serviços.

Nota-se que as proxies supramencionadas, utilizadas para identificação do número de mulheres ocupadas em cada atividade do agronegócio, foram calculadas tomando por base informações da estrutura da produção da economia. Para todas as demais atividades que necessitavam de desagregação, seguindo Castro et al. (2017) e Castro et al. (2020), foram utilizados dados da RAIS¹, do MTE, para construir coeficientes de desagregação de CNAEs para cada ano do período analisado. Os dados da RAIS são utilizados pois essa pesquisa adota a classificação mais desagregada da CNAE 2.0, chegando ao nível de subclasse. Mas, como RAIS refere-se apenas ao mercado de trabalho formal, assume-se a hipótese de que a distribuição dos trabalhadores entre as classes dentro de um grupo da CNAE segue a mesma proporção nos mercados formal e informal (Castro et al. 2017).

Os diversos coeficientes de desagregação construídos foram então aplicados sobre os microdados da PNAD, sendo possível encontrar o número de trabalhadoras, entre todas as ocupadas na amostra, que pode ser considerado como pertencente ao agronegócio.

Como a estimação das equações de rendimentos se dá no nível individual (e não agregado), a aplicação dos coeficientes não permite a separação de cada indivíduo entre os grupos (agronegócio e não agronegócio). Então, apenas nessa etapa do estudo, as CNAEs presentes na PNAD foram alocadas entre os grupos agronegócio e não agronegócio de acordo com sua predominância – definida de acordo com os coeficientes de desagregação. Caso o coeficiente indique que mais de 50% das trabalhadoras atuando em uma determinada CNAE

¹Essa pesquisa utiliza uma estrutura CNAE desagregada em nível suficiente para se identificar as atividades do agronegócio.

estão ocupadas nas atividades do agronegócio, a CNAE foi inteiramente incluída no agronegócio; caso contrário, a CNAE foi inteiramente incluída no grupo não agronegócio.

2.2 Decomposições do crescimento

Para mensurar a contribuição de cada perfil de trabalhadoras para a variação observada no número de mulheres trabalhando no agronegócio, adotou-se a estratégia de decomposição por células, adaptada de Scorzafave & Menezes Filho (2005). Foram construídos vinte diferentes perfis de trabalhadoras a partir das características socioeconômicas: idade (30 anos ou menos, 31 anos ou mais), estado civil (solteira ou casada) e nível de instrução (não declarado, sem instrução, ensino fundamental, médio e superior).

Os perfis foram construídos a partir da coexistência de cada característica em um mesmo indivíduo no ano em questão. Desse modo, considerando que o somatório dos perfis definidos resulta no total de mulheres ocupadas no agronegócio em cada ano, aplicou-se a decomposição do crescimento do número de trabalhadoras entre 2004 e 2015 a partir de um procedimento adaptado de Barbosa Filho & Pessoa (2014), expresso em (1):

$$\frac{(M_{agro_{t_1}} - M_{agro_{t_0}})}{M_{agro_{t_0}}} = \sum_{i=1}^{n=20} \frac{(x_{it_1} - x_{it_0})}{(x_{it_0})} * \frac{x_{it_0}}{M_{agro_{t_0}}} \quad (1)$$

em que M_{agro} representa o total de mulheres ocupadas no setor, t_0 e t_1 são os anos inicial e final e x_i o i -ésimo perfil de trabalhadoras. A partir da expressão (1), foi possível identificar as contribuições de cada grupo para a evolução observada no total de mulheres atuando no setor entre 2004 e 2015.

2.3 Equações de rendimento e decomposição de OB

As equações de rendimento estimadas são baseadas na Teoria do Capital Humano de Schultz (1961) e Becker (1962) – em que o salário individual é expresso como função dos anos de escolaridade, treinamento e experiência – e nas contribuições de Mincer (1974) para trazer a teoria ao contexto empírico. Além das variáveis apresentadas na Teoria do Capital Humano – sendo a idade a proxy comumente utilizada para representar experiência –, foram incluídos controles para outros atributos individuais e locais e aspectos sobre o emprego, sendo o modelo empírico expresso em (2):

$$\ln \text{rendin}_i = \alpha + \delta_h H_i + \eta_s I_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que a variável dependente para cada trabalhador i é o logaritmo neperiano dos rendimentos médios mensais recebidos no trabalho principal; H_i é o vetor de variáveis explicativas da Teoria do Capital Humano (idade, idade ao quadrado e escolaridade), sendo δ_h os coeficientes associados; I_i é o vetor das demais variáveis explicativas, sendo η_s os coeficientes associados; α é o intercepto e ε_i representa os erros aleatórios com propriedades usuais. A Tabela 2 resume todas as $(s + h)$ variáveis utilizadas nas equações de rendimentos.

Para controlar o mecanismo de seleção amostral, foi utilizado o modelo de seleção de Heckman (1979), que faz uso do método de variáveis instrumentais para corrigir a inconsistência. No primeiro estágio do procedimento,

Tabela 2: Variáveis explicativas utilizadas nas equações de rendimentos

Variável	Descrição
Níveis de instrução (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
de0 (categoria-base)	sem instrução
de1	1 a 5 anos de instrução
de2	6 a 9 anos
de3	10 a 12 anos
de4	13 anos ou mais
Posições na ocupação (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
pos_empcart (categoria-base)	empregado com carteira
pos_empsemcart	empregado sem carteira
pos_contaprop	conta própria
pos_empregador	empregador(a)
drural	1 se domicílio rural, 0 caso contrário
filhos_dom	nº de filhos no domicílio
filhos_outros	nº de filhos fora do domicílio
idade	idade
Raças ocupação (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
draca0 (categoria-base)	branco(a)
draca1	preto(a) ou pardo(a)
draca2	demais
tempemp	tempo no emprego
Região geográfica (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
norte	Norte
nordeste	Nordeste
sudeste	Sudeste
sul (categoria-base)	Sul
centro-oeste	Centro-Oeste
Ocupações (CBO) (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
dcbo_diri	dirigentes
dcbo_cien	ciências e artes
dcbo_tecmed	técnicos nível médio
dcbo_adm	serviços admirativos
dcbo_servcom	serviços e comércio
dcbo_agri	trabalhadores agrícolas
dcbo_proind	produções industriais
dcbo_outros	outros
Setores de atividade (CNAE) (1 se está na categoria, 0 caso contrário)	
dcnae_agric	agrícola
dcnae_alifumo	alimentos, bebidas e fumo
dcnae_textvestcal	têxtil, vestuário e calçados
dcnae_indmadeira	madeira, móveis, papel e celulose
dcnae_indept	extrativa e outros
dcnae_indtransf	outras ind. Transformação
dcnae_constr	construção civil
dcnae_comalitransp	comércio, alimentação e transporte
dcnae_admedusaude	administração pública, educação, saúde,
dcnae_dom	serviços domésticos
dcnae_outrosserv	outras atividades de serviços

Fonte: Elaborado pelos autores.

foram estimados Probits para a probabilidade de mulheres economicamente ativas estarem ocupadas e também para a probabilidade de mulheres ocupadas estarem engajadas em atividades do agronegócio (pois, deve haver uma diferença sistemática entre mulheres ocupadas no agronegócio e em demais setores econômicos). Dos resultados dos Probits, foram estimadas razões inversas de Mills, que foram incluídas como variáveis explicativas nas equações de rendimentos. Matematicamente, o procedimento pode ser definido como segue, tomando por base o exposto em Hoffmann & Kassouf (2005). Supõe-se que L_i^* seja a diferença entre o salário de mercado oferecido para o indivíduo i e o seu salário de reserva. A equação (3) representa o viés de seleção, sendo \mathbf{z}_i o vetor de variáveis que afetam L_i^* .

$$L_i^* = \gamma' \mathbf{z}_i + u_i \quad (3)$$

Embora L_i^* não seja observável, sabe-se se um indivíduo está, ou não, ocupado, de modo que $L_i = 1$ se $L_i^* > 0$ e $L_i = 0$ se $L_i^* \leq 0$. Supõe-se ainda uma equação salarial genérica, como em (4), em que W_i é o logaritmo natural dos salários individuais e \mathbf{k}_i é o vetor de determinantes dos salários, com $\boldsymbol{\pi}$ representando os coeficientes associados:

$$W_i = \boldsymbol{\pi}' \mathbf{k}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em (3) e (4), assume-se que u_i e ε_i têm distribuição normal bivariada com média zero, desvios padrão σ_u e σ_ε e correlação ρ , e que L_i e \mathbf{z}_i são observáveis a partir de uma amostra aleatória de indivíduos, mas, W_i é observado apenas quando $L_i = 1$. Logo, tem-se (5):

$$\begin{aligned} E(W_i | L_i = 1) &= E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | u_i > -\gamma' \mathbf{z}_i) \\ &= \boldsymbol{\pi}' \mathbf{k}_i + E(\varepsilon_i | u_i > -\gamma' \mathbf{z}_i) \\ &= \boldsymbol{\pi}' \mathbf{k}_i + \rho \sigma_\varepsilon \lambda_i(\alpha_u) \end{aligned} \quad (5)$$

em que

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi(\alpha_u)}{1 - \Phi(\alpha_u)} = \frac{\phi(-\alpha_u)}{\Phi(-\alpha_u)} = \frac{\phi(\gamma' \mathbf{z}_i / \sigma_u)}{\Phi(\gamma' \mathbf{z}_i / \sigma_u)}$$

e $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são, respectivamente, as funções densidade e de distribuição acumulada da normal padrão e $\lambda_i(\alpha_u)$ é a chamada razão inversa de Mills. Segundo Hoffmann & Kassouf (2005), a inconsistência gerada pelo viés de seleção poderia ser removida se o valor esperado do erro fosse conhecido e incluído na equação de salário como variável explicativa. Os autores apontam que a primeira etapa do procedimento de Heckman consiste em estimar o valor esperado do erro por meio do modelo probit, em que se obtém a estimativa de γ , possibilitando encontrar $\hat{\lambda}$ para cada observação da amostra – gerando a variável explicativa a ser utilizada na equação de salário.

A partir das equações de rendimento, o procedimento de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) (OB) permite verificar quanto do diferencial de rendimentos entre dois grupos comparados deve-se aos efeitos explicado e não explicado.

O efeito explicado reflete a parcela do diferencial que é explicada pelas diferenças nas características médias de cada grupo incluídas na estimação, e o efeito não explicado reflete a parcela do diferencial que não pode ser explicada por essas diferenças, sendo interpretado como a precificação das características no mercado de trabalho, mas englobando também influências exercidas por atributos não observáveis (Jann 2008). Nessa pesquisa, aplicou-se o procedimento de decomposição twofold, sendo o vetor de coeficientes não discriminatórios (β^*) estimado a partir de um modelo de dados empilhados com as amostras de ambos os grupos, conforme sugerido por Jann (2008).

Matematicamente, o procedimento pode ser representado como segue, conforme exposto em Jann (2008). Supõe-se a existência de dois grupos, A e B e uma variável dependente Y explicada por um grupo de variáveis regressoras (X). Busca-se estimar quanto da diferença média $R = E(Y_A) - E(Y_B)$ pode ser atribuída a diferenças nas médias dos regressores entre os grupos. Supondo ainda que Y pode ser modelada por uma regressão linear, $Y = X'\beta + \epsilon$ para cada grupo, com $E(\epsilon) = 0$, a diferença média R pode ser expressa conforme a eq. (5), ou, como a diferença nas predições lineares para os valores médios dos regressores de cada grupo:

$$R = E[Y_A] - E[Y_B] = E[X_A']\beta_A - E[X_B']\beta_B \quad (6)$$

lembrando que $E(Y) = E(X'\beta + \epsilon) = E(X'\beta) + E(\epsilon) = E(X)'\beta + E(\epsilon)$ e que $E(\epsilon) = 0$, por pressuposto. Assumindo o vetor de coeficientes não discriminatórios (β^*), para a identificação da contribuição das diferenças entre as características observáveis para a diferença geral entre as variáveis dependentes, a equação (6) pode ser reescrita como (7), que é a decomposição twofold:

$$R = \{E(X_A) - E(X_B)\}'\beta^* + \{E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta^* - \beta_B)\} \quad (7)$$

Na equação (7), o primeiro componente à direita é a parte do diferencial que é explicada pelas diferenças nos valores médios dos regressores entre os grupos, ou o efeito explicado. O segundo componente à direita refere-se ao efeito não explicado.

Ressalta-se que o objetivo do estudo não era se aprofundar na decomposição dos efeitos de seleção entre os componentes explicado e não explicado. Posto isso, na decomposição, adotou-se o procedimento de Neuman & Oaxaca (2004) em que essa é agnóstica quanto à alocação desses efeitos; nesse, a contribuição da seleção para o diferencial dos salários observados (doravante denominado efeito mills) aparece de forma separada dos efeitos explicado e não explicado. Trata-se de uma adaptação do procedimento de Reimers (1983), em que se decompunha o diferencial de salários ajustado pela seleção.

Como apontado por Gorau, Tyrowicz & Velde (2017), o procedimento de OB conforme acima exposto apresenta algumas limitações, como o fato de considerar apenas a diferença média entre os grupos. Para explorar os diferenciais de rendimentos ao longo da distribuição além das médias, foi utilizado o procedimento proposto por Firpo et al. (2018), que se trata de uma extensão da decomposição de OB que pode ser aplicada a diversas medidas da distribuição.

Nessa pesquisa, o método é utilizado para investigar mudanças na distribuição de rendimentos por meio da decomposição das mudanças em diferentes quantis dessa distribuição. A abordagem de decomposição de Firpo et al.

(2018) baseia-se no uso de re-centered influence functions (RIF) proposto por Firpo et al. (2009), que por sua vez se trata de um novo método de regressão que permite avaliar o impacto de mudanças na distribuição de variáveis explicativas nos quantis da distribuição marginal da variável de interesse. Essa abordagem difere da tradicionalmente utilizada regressão quantílica de Koenker & Bassett Jr. (1978) e Koenker (2005), em que se avalia o impacto na distribuição condicional da variável de interesse.

A versão geral do método, que no caso desse estudo é utilizada para os quantis, é sumarizada a seguir, com base em Firpo et al. (2018) e supondo dois grupos comparados $t = 0, 1$. F_1 e F_0 são as distribuições das variáveis de interesse para os grupos ($Y_1|T = 1$ e $Y_0|T = 0$) e F_C é a distribuição contrafactual, ou, aquela que prevaleceria considerando a estrutura salarial do grupo 0 e a distribuição das características observáveis e não observáveis do grupo 1 (Firpo et al. 2018).

Considera-se uma função qualquer $v = v(F)$, que pode, ou não, ser a média (μ), e sua RIF equivalente $RIF(y; v, F) = v(F) + IF(y; v, F)$, cuja expectativa iguala-se à de v . Assumindo $v_t = v(F_t)$ e $v_C = v(F_C)$, as estatísticas v_1 , v_0 e v_C podem ser reescritas como $v_t = E[RIF(Y_t; v, F_t)|T = t]$, com $t = 0, 1$ e $v_C = E[RIF(Y_0; v, F_C)|T = 1]$. As estatísticas da distribuição também podem ser expressas em relação às expectativas das RIFs condicionais às variáveis explicativas X , ou, $v(F) = \int E[RIF(Y; v, F)|X = x].dF_X(x)$, com as regressões RIF sendo escritas como $m_t^v(x) \equiv E[RIF(Y_t; v_t, F_t)|X, T = t]$ para $t = 0, 1$ e $m_C^v(x) \equiv E[RIF(Y_0; v_C, F_C)|X, T = 1]$. Logo, tem-se a eq. (8):

$$v_t = E\{m_t^v(X)|t = t\}, t = 0, 1 \text{ e } v_C = E[m_C^v(X)|T = 1] \quad (8)$$

A partir de (9), o efeito estrutura (Δ_S^v) e o efeito composição (Δ_X^v), respectivamente similares aos efeitos não explicado e explicado supramencionados, podem ser escritos como $\Delta_S^v = E[m_1^v(X)|T = 1] - E[m_C^v(X)|T = 1]$ e $\Delta_X^v = E[m_C^v(X)|T = 1] - E[m_0^v(X)|T = 0]$. Por conveniência, é útil considerar uma especificação linear para m^v . Firpo et al. (2018) consideram as projeções lineares indexadas por L , $m_{t,L}^v(x)$, da seguinte forma: $m_{t,L}^v(x) = x'\theta_t^v$ e $m_{C,L}^v(x) = x'\theta_C^v$, em que θ representa os coeficientes da regressão RIF. Como o erro de aproximação esperado da projeção linear é zero, Δ_S^v e Δ_X^v podem ser reescritos conforme eq. (9) e eq. (10), generalizando a decomposição de OB para qualquer estatística da distribuição:

$$\Delta_S^v = E[X|T = 1]'(\theta_1^v - \theta_C^v) \quad (9)$$

$$\Delta_X^v = E[X|T = 1]'\theta_C^v - E[X|T = 0]'\theta_0^v \quad (10)$$

Ressalta-se que, devido às características da base de dados utilizada e à indisponibilidade de dados em painel, os resultados do estudo devem ser interpretados como correlações condicionais, não tendo sido possível identificar relações causais.

Utilizando as estratégias mencionadas, são feitas três comparações distintas e complementares: i) diferenciais de rendimentos entre mulheres ocupadas no agronegócio nos anos de 2004-2005 e de 2014-2015; ii) diferenciais

de rendimentos entre homens e mulheres trabalhando no agronegócio, nos biênios 2004-2005 e 2014-2015; e iii) diferenciais de rendimentos entre ocupadas no agronegócio e nos demais setores da economia, nos biênios 2004-2005 e 2014-2015. Tendo em vista a característica de volatilidade de diversos mercados do agronegócio, com possíveis reflexos sobre o mercado de trabalho do setor (Campos 2007), foram considerados biênios, e não anos individuais, para amenizar o impacto sobre os resultados de possíveis eventos atípicos que tenham afetado o agronegócio ou seus subsetores.

3 Resultados e Discussões

3.1 Participação feminina no agronegócio e seu perfil

Utilizando os microdados da PNAD e o procedimento de filtragem de pessoas ocupadas no agronegócio descrito na seção 2.1, os resultados da pesquisa permitiram estimar que a população feminina ocupada no agronegócio em 2015 foi de 5 milhões de pessoas, 15% do total de mulheres ocupadas no País e 28% da PO do setor. Entre 2004 e 2015, o total de mulheres atuando no agronegócio aumentou 8,3%, um crescimento absoluto de 385 mil pessoas. No mesmo período, a PO do agronegócio reduziu 6,6% – como também verificado em Castro (2018). O aumento do número de mulheres atuando no setor, em conjunto com a redução na PO total, ou no número de homens atuando no setor, culminou em aumento da participação da mulher no mercado de trabalho do agronegócio no período, de 24,11% para 27,97%.

A distribuição da PO feminina entre os segmentos do agronegócio (insumos, primário, agroindústria e agrosserviços) consta na Tabela 3, para 2004 e 2015. Para ambos os anos, há uma maior concentração das mulheres nas agroindústrias e nos agrosserviços – característica que se acentua ao longo do período. Esse perfil da distribuição das mulheres entre os segmentos é bastante divergente do observado para a população masculina ocupada no agronegócio. Como visto em Castro et al. (2015), do total (homens e mulheres) de ocupados no agronegócio em 2017, 46,16% estavam no segmento primário do setor.

Tabela 3: Distribuição da PO feminina do agronegócio entre os segmentos, em 2004 e 2015

Segmentos / Ano	2004 (%)	2015 (%)
Agropecuária	24,45	19,66
Agroindústria	36,36	34,11
Insumos	0,73	0,91
Agrosserviços	38,46	45,32

Fonte: Elaborado pelos autores, com base em dados PNAD, RAIS, Contas Nacionais, Guilhoto & Sesso Filho (2005) e Guilhoto & Sesso Filho (2010).

Ribeiro & Ficarelli (2010), em um estudo relacionado à atividade canavieira, relatam que a baixa participação feminina na atividade agrícola pode ter origem no modelo de remuneração por produtividade, característico em várias atividades deste tipo no Brasil. Segundo esses autores, os homens chegam a ganhar até o dobro das mulheres em posições semelhantes devido ao diferen-

cial de força física, tornando as mulheres naturalmente menos interessadas a atuarem em algumas atividades agrícolas (Ribeiro & Ficarelli 2010).

Dentro do segmento da agroindústria, mais de 45% das mulheres atuaram na produção de alimentos e bebidas, e cerca de 31%, na indústria têxtil-vestuarista. Para o segmento agropecuário, a concentração de mulheres é mais frequente na hortifruticultura (18,79%), seguida de atividades relacionadas à avicultura (12,19%), a grãos (10,64%) e à bovinocultura (9,72%), em especial aquela destinada à produção de leite.

De acordo com um estudo elaborado pelo Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2008), para as atividades de hortifruticultura existe uma maior demanda de mulheres, já que as funções fim executadas na área exigem um manuseio mais cuidadoso da fruta. O estudo também destaca que questões culturais afetam a contratação de mulheres nessas atividades, e que, muitas vezes, a própria oferta de mão de obra feminina é baixa, principalmente nos casos de lavouras próximas aos centros urbanos.

A Tabela 4 apresenta informações sobre a evolução da distribuição da população ocupada feminina por diferentes classes de diferentes classificações socioeconômicas (níveis de instrução, idade e tipos de família) e de posições na ocupação e categorias de emprego. Em relação às posições na ocupação e categorias de emprego, nota-se que o aumento na população ocupada feminina no setor concentrou-se na categoria de empregadas com carteira de trabalho assinada (até 2013). Essa dinâmica do nível de formalização no agronegócio pode ser explicada tanto por fatores macroeconômicos gerais, como o crescimento da economia entre 2004 e 2013 (excetuando-se 2009) e o crescente enforcement entre empresas para a regularização da situação trabalhista dos funcionários, quanto por fatores setoriais. No caso setorial, a relativamente alta e crescente participação da mulher na agroindústria e nos agrosserviços, tradicionalmente mais formalizados que a agropecuária, pode ter influenciado no resultado.

Os dados da Tabela 4 também mostram a evolução positiva do nível médio de instrução da população feminina ocupada no agronegócio. Segundo Balsadi & Graziano (2008), diante dos ganhos de produtividade e modernização no agronegócio, existe uma maior demanda por trabalhadores qualificados, que dependem de um considerável conhecimento tecnológico sobre a cadeia produtiva.

Quanto aos grupos de idade, a participação de mulheres com mais de 30 anos atuando no agronegócio aumentou consistentemente no período, resultado que pode refletir o envelhecimento da população brasileira² e o consequente efeito do aumento do tamanho do segmento de pessoas mais velhas na população sobre a participação desses segmentos no mercado de trabalho. Segundo Balsadi & Grossi (2016), o trabalho e emprego na agricultura brasileira no período de 2004 a 2014 apresentaram não só uma tendência de redução de trabalhadores no setor, mas também uma tendência de envelhecimento da população economicamente ativa (PEA) ocupada, juntamente com a melhora no nível de escolaridade.

Em relação aos tipos de família, predominou no mercado de trabalho feminino do agronegócio a participação de mulheres casadas e com filhos³, embora

²Ver Carvalho & Rodríguez Wong (2008).

³A desagregação da população feminina ocupada no agronegócio por tipo de família foi realizada com base na classificação de famílias definida pelo IBGE.

Tabela 4: Evolução da distribuição da população feminina ocupada no agronegócio para diferentes classificações

Classificações / Ano	2004	2006	2008	2011	2013	2015
Posição na ocupação e categoria de emprego						
Empregada - c/ carteira	38,34%	40,84%	44,49%	49,50%	52,05%	49,23%
Empregada - s/ carteira	22,13%	20,82%	19,91%	15,04%	14,85%	12,39%
Conta Própria	35,23%	33,69%	31,04%	32,13%	29,72%	35,21%
Empregadora	4,30%	4,65%	4,56%	3,33%	3,39%	3,16%
Níveis de instrução						
Sem Instrução (SI)	11,25%	9,25%	8,18%	8,77%	6,07%	5,56%
Ensino Fundamental (EF)	50,29%	47,29%	44,27%	39,14%	38,85%	37,30%
Ensino Médio (EM)	30,87%	34,33%	37,05%	39,83%	41,03%	42,14%
Ensino Superior (ES)	7,59%	9,13%	10,50%	12,27%	14,05%	15,01%
Idade						
30 anos ou menos	39,01%	38,97%	38,26%	37,13%	35,78%	31,63%
Maiores que 30 anos	60,99%	61,03%	61,74%	62,87%	64,22%	68,37%
Tipos de família						
Casada e Sem Filhos	11,16%	12,41%	14,26%	15,41%	16,79%	17,42%
Casada e Com Filhos	56,17%	55,48%	54,45%	54,48%	52,95%	51,55%
Solteira e Com Filhos	24,61%	23,73%	22,13%	20,90%	20,71%	21,30%
Outros	8,05%	8,38%	9,15%	9,20%	9,55%	9,73%

Fonte: Elaborado pelos autores, com base em dados PNAD, RAIS, Contas Nacionais, Guilhoto & Sesso Filho (2005) e Guilhoto & Sesso Filho (2010).

a participação do grupo tenha reduzido ao longo do período. Hoffmann & Leone (2004), que analisaram a economia brasileira como um todo, destacaram que houve aumento da participação da mulher no mercado de trabalho e que o perfil dessas mulheres foi marcado, em sua maioria, por casadas e com filhos. Os autores também mencionaram que esse aumento, que começou com as mulheres de famílias de melhor nível socioeconômico, vem se difundindo para níveis mais baixos.

3.2 Resultado das decomposições do crescimento

Como apresentado na subseção anterior, entre 2004 e 2015, o número de mulheres empregadas no agronegócio aumentou 8,32%. Nessa etapa do estudo busca-se responder quais os perfis de mulheres que mais contribuíram, positiva ou negativamente, para esse resultado. A contribuição de cada perfil para o crescimento observado de 8,32% depende tanto de sua representatividade inicial – número de mulheres ocupadas no perfil em questão frente ao contingente total de mulheres ocupadas no agronegócio – quanto de sua dinâmica temporal no período – variação do número de mulheres ocupadas no perfil. Além disso, diferentes características ocorrem simultaneamente em um único indivíduo. Por esses motivos, adotou-se a estratégia de decomposição por células. A Tabela 5 apresenta os resultados dessa análise. A contribuição (coluna 3) resulta da participação do perfil e da variação do tamanho do perfil; a participação da contribuição (coluna 4) expressa o peso da contribuição de cada perfil frente aos demais perfis.

Os resultados da Tabela 5 evidenciam a importância do aumento da presença de mulheres acima de 30 anos e com maior nível de educação formal sobre o crescimento da população de ocupadas no agronegócio. Essa tendên-

Tabela 5: Contribuição dos diferentes perfis para o crescimento (8,32%) do número de mulheres ocupadas no agronegócio entre 2004 e 2015

Grupos	Participação	Variação	Contribuição	Participação
	no total de ocupadas (%)	2015/2004 (%)		da Contribuição
	(1)	(2)	(3)	(4)
Casada, >30, EM	8,51%	104,93%	8,93%	107,37%
Casada, >30, SUP	2,96%	129,95%	3,84%	46,17%
Solteira, >30, EM	4,65%	75,18%	3,49%	41,98%
Casada, <30, SUP	2,27%	82,93%	1,88%	22,66%
Solteira, >30, SUP	1,52%	114,70%	1,74%	20,95%
Casada, <30, EM	12,42%	13,30%	1,65%	19,86%
Solteira, <30, SUP	1,03%	70,37%	0,72%	8,70%
Solteira, <30, EM	5,39%	8,76%	0,47%	5,67%
Solteira, >30, ND	0,07%	-29,49%	-0,02%	-0,24%
Casada, >30, EF	22,77%	-0,14%	-0,03%	-0,39%
Casada, <30, ND	0,22%	-19,03%	-0,04%	-0,51%
Casada, >30, ND	0,24%	-40,18%	-0,10%	-1,16%
Solteira, <30, ND	0,13%	-74,79%	-0,10%	-1,20%
Solteira, <30, SI	0,33%	-41,72%	-0,14%	-1,65%
Solteira, >30, EF	10,24%	-1,62%	-0,17%	-2,00%
Casada, <30, SI	0,81%	-65,10%	-0,53%	-6,34%
Casada, >30, SI	5,31%	-35,11%	-1,86%	-22,39%
Solteira, >30, SI	4,56%	-53,34%	-2,43%	-29,22%
Solteira, <30, EF	4,78%	-56,64%	-2,71%	-32,55%
Casada, <30, EF	11,80%	-53,36%	-6,30%	-75,70%
Total	100,00%	-	8,32%	100,00%

Fonte: Elaborado pelos autores, com base em dados PNAD, RAIS, Contas Nacionais, Guilhoto & Sesso Filho (2005) e Guilhoto & Sesso Filho (2010).

cia consistente de mudança do perfil das empregadas para um maior nível médio de instrução deve refletir, além do aumento do nível médio de instrução para mulheres no Brasil, as mudanças no agronegócio, com o surgimento de postos de trabalho de maior qualidade para as mulheres nesse setor nos segmentos industriais e de serviços, e na própria agropecuária.

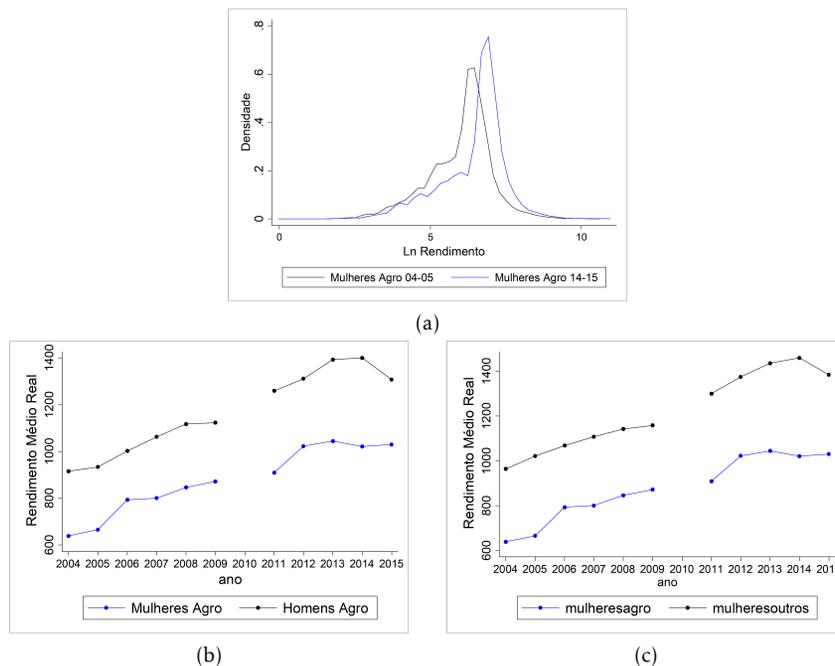
No outro extremo, predominaram entre os grupos com altas contribuições negativas para o crescimento da PO feminina no agronegócio aqueles com mulheres de baixa instrução, sejam casadas ou solteiras e para os diferentes grupos de idade. Esse resultado é relevante sobretudo em virtude da relativa maior fragilidade econômica que tais perfis podem apresentar.

3.3 Diferenciais de rendimentos para as mulheres do agronegócio

Diante do cenário exposto, uma elevação do rendimento médio das mulheres ocupadas no setor era esperada. De fato, como se observa na Figura 1a, o rendimento médio aumentou no período. Mas, apesar desse crescimento, quando comparados aos rendimentos médios dos homens atuando no setor e das mulheres atuando nos demais setores, os das mulheres do agronegócio se mantiveram mais baixos ao longo do período (Figura 1b e Figura 1c).

Nas estimativas subsequentes, como a amostra de microdados é bastante ampla, praticamente todos os coeficientes estimados foram significativos, de modo que, nas Tabelas, indicam-se com asterisco (*) as estimativas que não

Figura 1: (a): distribuição dos rendimentos das mulheres ocupadas no agronegócio nos biênios 04/05 e 14/15; (b): evolução dos rendimentos médios das mulheres e homens ocupados no agronegócio; (c): e evolução dos rendimentos médios das mulheres ocupadas no agronegócio e nos demais setores (c); todos a preços de 2015.



Fonte: Elaborado pelos autores, com base em dados PNAD, RAIS, Contas Nacionais, Guilhoto & Sesso Filho (2005) e Guilhoto & Sesso Filho (2010).

foram significativas a 10%. A Tabela 6 mostra os rendimentos preditos para os biênios 2015/2014 e 2004/2005 e o diferencial estimado, para as mulheres ocupadas no agronegócio – mensurados em logaritmos neperianos médios. Conforme esperado com base nas análises anteriores, houve significativa melhora nos rendimentos médios entre os biênios, com ganho real de 57%, ou R\$ 225,00 (diferença de 0,449 nos logaritmos médios).

Do diferencial positivo entre os rendimentos nos biênios inicial e final da análise, 24% (0,1063) atrelou-se ao efeito explicado, ou ao fato de que as características observáveis da mão de obra feminina em 2014-2015 foram favoráveis frente ao biênio anterior. Entre esses efeitos explicados, destacou-se aquele relacionado ao aumento do nível de escolaridade, que representou cerca de 22% (0,0983) do ganho observado nos rendimentos médios previstos, sendo o principal fator observável de influência nesse resultado. Ressalta-se, novamente, que devido à indisponibilidade de um painel de dados, e a possível correlação da escolaridade com fatores não observáveis, esse resultado não pode ser considerado causal.

Além da escolaridade, também contribuíram positivamente para o aumento dos rendimentos médios os efeitos idade e região. Quanto à idade, o aumento da idade média das ocupadas, como mostrado em seção anterior, pode ter influenciado nesse resultado. Em relação às regiões geográficas, entre 2004-2005 e 2014-2015, houve redução relativa no número de ocupadas no agrone-

Tabela 6: Diferenciais entre as mulheres do Agronegócio – evolução (2014-2015 frente a 2004-2005)

	Coef.	Erro padrão
Biênio 2014-2015 (Ln rendimento médio previsto)	6,4289	(0,0093)
Biênio 2004-2005 (Ln rendimento médio previsto)	5,9790	(0,0082)
Diferença	0,4498	(0,0124)
Efeito explicado	0,1063	
Efeito não explicado	0,0549*	
Efeito mills	0,2890	
Efeito explicado:		
educ	0,0983	(0,0037)
posição na ocupação	0,0031*	(0,0021)
outros	-0,0648	(0,0122)
filhos	0,0069	(0,0017)
idade	0,0295	(0,0017)
região	0,0280	(0,0009)
ocupação (CBO)	0,0076	(0,0018)
setor (CNAE)	-0,0023	(0,0011)

* $p > 0.10$. Outros: drural, raças, tempemp e binárias anuais.

Fonte: Elaborado pelos autores.

gócio residentes no Nordeste (de 33,19% para 28,4% do total de ocupadas) – onde tipicamente se encontram rendimentos mais baixos – com ganho relativo de participação principalmente para as regiões Sul e Centro-Oeste.

A Tabela 7 mostra os rendimentos preditos para homens e mulheres do agronegócio e para os biênios 2015/2014 e 2004/2005, assim como o diferencial estimado entre homens e mulheres em cada período (todos em logaritmos neperianos médios). Em relação ao diferencial, não houve mudança relevante entre os períodos, com os rendimentos das mulheres se mantendo por volta de 27% menores que os dos homens (diferenças de 0,32 e 0,31 nos logaritmos médios para os biênios 2004/2005 e 2014/2015, respectivamente). Da Tabela 7, destaca-se o fato de que o efeito explicado contribuiu negativamente para o diferencial positivo de rendimentos médios entre homens e mulheres, indicando que as características da mão de obra feminina deveriam implicar em um rendimento médio superior ao dos homens.

Entre os efeitos explicados se destaca, novamente, a escolaridade – as ocupadas no agronegócio apresentaram escolaridade média superior à dos ocupados em ambos os períodos: em 2014-2015, 3,4% das mulheres tinham 13 anos ou mais de estudo, e 1,7% dos homens tinham esse nível de escolaridade; e 20,2% das mulheres e apenas 10,4% dos homens tinham entre 10 e 12 anos de estudo; no outro extremo, os indivíduos sem instrução representavam 25,1% da mão de obra masculina, e 16,8% da feminina no agronegócio.

Além da escolaridade, as mulheres também apresentavam características mais favoráveis que os homens nos fatores região e ocupação (CBO). Em ambos os períodos, a concentração de homens ocupados no agronegócio residindo nas regiões Norte e Nordeste era maior que a de mulheres, enquanto a concentração de mulheres ocupadas residindo nas regiões Sudeste e Sul era maior que a de homens. Também para ambos os períodos, mais de 70% dos homens ocupados no agronegócio estavam na categoria “atividades agrícolas”, e para as mulheres esse percentual foi de por volta de 45%, com grande parte

Tabela 7: Diferenciais entre mulheres e homens do agronegócio em 2004-2005 e 2014-2015

	2004-2005	d.p.	2014-2015	d.p.
Homens Agro (Ln rendimento médio previsto)	6,2991	(0,0037)	6,7414	(0,0044)
Mulheres Agro (Ln rendimento médio previsto)	5,9790	(0,0082)	6,4289	(0,0093)
Diferença	0,3201	(0,0090)	0,3125	(0,0103)
Efeito explicado	-0,1678		-0,0641	
Efeito não explicado	0,1915		0,0081*	
Efeito mills	0,2964		0,3685	
Efeito explicado:				
educ	-0,0781	(0,0016)	-0,080	(0,0020)
posição na ocupação	-0,0171	(0,0007)	-0,0098	(0,0012)
outros	0,0108	(0,0021)	-0,0091	(0,0023)
filhos	-0,0450	(0,0111)	0,0667	(0,0137)
idade	0,0064	(0,0005)	0,0071	(0,0011)
regiao	-0,0256	(0,0011)	-0,0321	(0,0013)
ocupação (CBO)	-0,0410	(0,0051)	-0,0343	(0,0058)
setor (CNAE)	0,0219	(0,0055)	0,0272	(0,0058)

* p > 0.10. Outros: drural, raças, tempemp e binárias anuais.

Fonte: Elaborado pelos autores.

das mulheres ocupadas em produções industriais (32,3% das mulheres no biênio final) e em serviços (11,9% das mulheres no biênio final). Também há relativamente maior concentração de mulheres em ocupações científicas (profissionais das ciências e artes), técnicas (técnicos de nível médio) e administrativas (trabalhadores de serviços administrativos). Esses aspectos estão de acordo com o constatado na seção anterior, de que o agronegócio da mulher tem um perfil mais agroindustrial e de agrosserviços quando comparado com o mercado de trabalho para os homens.

Então, apesar de apresentarem, em média, características que deveriam resultar em rendimento médio superior ao dos homens atuando no setor, aspectos não explicados por essas características fazem com que o rendimento médio das mulheres seja inferior.

Esse resultado está em linha com o encontrado em outros estudos sobre o mercado de trabalho da mulher no Brasil. Silva & Kassouf (2000), que analisam dados da PNAD de 1995, encontraram discriminação por gênero tanto no mercado de trabalho formal quanto informal, sendo maior no mercado formal. Segundo essas autoras, na ausência de discriminação no mercado formal, o rendimento das mulheres aumentaria 47%, passando a ser 15% superior ao dos homens; no mercado informal, apenas 3% do diferencial era explicado por diferenças nas características observáveis. Giuberti & Menezes Filho (2005), analisando informações do Brasil de 1981, 1988 e 1996, afirmam que as características das mulheres eram superiores às dos homens em termos de salários, e que o hiato salarial decorria do menor rendimento associado à idade das mulheres. Utilizando dados da PNAD de 2009, Assis & Alves (2014) encontraram que, tanto para migrantes quanto para não-migrantes, mesmo se as mulheres tivessem as mesmas características médias dos homens, teriam menores salários. Souza et al. (2015), que analisam a discriminação por gênero no mercado de trabalho brasileiro em 2013, encontraram que a diferença salarial total entre homens e mulheres foi de 8,98%, sendo o efeito explicado de -12,82% – ou seja, se as mulheres tivessem as mesmas características observáveis dos homens, haveria redução nos salários. Esses autores encontraram que a discriminação salarial por gênero foi de 25% sobre o salário feminino.

Hausmann & Golgher (2016), por sua vez, aplicaram modelos hierárqui-

cos com abordagem Idade-Período-Coorte para os anos de 1992, 1997, 2002, 2007 e 2012, analisando o mercado de trabalho brasileiro como um todo. Os autores encontraram que o hiato salarial entre homens e mulheres reduziu no período e que, embora o rendimento masculino seja favorecido por componentes não explicados, o avanço nas características da mão de obra feminina e a redução da segregação no mercado de trabalho têm compensado essa diferença. Ressalta-se, no entanto, que o decréscimo no hiato encontrado pelos autores ocorreu sobretudo entre 1992 e 2002, reduzindo a taxas bastante inferiores a partir desse ano.

A Tabela 8 apresenta os diferenciais de rendimento existentes entre mulheres ocupadas no agronegócio e aquelas atuando em outros setores da economia, para o mesmo período.

Tabela 8: Diferenciais entre mulheres no agronegócio e mulheres nos demais setores em 2004-2005 e 2014-2015

	2004-2005	d.p.	2014-2015	d.p.
Mulheres outros setores (Ln rendimento médio previsto)	6,4243	(0,0023)	6,8920	(0,0020)
Mulheres agro (Ln rendimento médio previsto)	5,9790	(0,0082)	6,4289	(0,0093)
Diferença	0,4453	(0,0085)	0,4632	(0,0095)
Efeito explicado	0,3950		0,5898	
Efeito não explicado	0,0602*		0,2335*	
Efeito mills	-0,0100		-0,3600	
Efeito explicado:				
educ	0,1108	(0,0055)	0,1313	(0,0041)
posição na ocupação	0,0559	(0,0013)	0,0464	(0,0017)
outros	-0,0703	(0,0084)	0,0799	(0,0086)
filhos	0,0110	(0,0018)	0,0255	(0,0017)
idade	-0,0346	(0,0008)	-0,0140	(0,0006)
região	0,0285	(0,0016)	0,0238	(0,0013)
ocupação (CBO)	0,1779	(0,0231)	0,1311	(0,0186)
setor (CNAE)	0,1158	(0,0289)	0,1658	(0,0259)

* $p > 0.10$. Outros: drural, raças, tempemp e binárias anuais.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise da Tabela 8 aponta que, em 2004/05, a diferença nos rendimentos médios entre trabalhadoras nos demais setores e no agronegócio foi de R\$ 221,60 em favor do primeiro grupo – de 35,94% ou 0,44 nos logaritmos médios. Essa divergência aumentou de forma modesta ao longo do período, chegando a R\$ 364,88 ou, em termos percentuais, a 37,07% no biênio 2014/15 (com diferença de 0,46 nos logaritmos médios).

Ao contrário do que se observou na comparação entre homens e mulheres ocupados no agronegócio, as diferenças salariais entre as trabalhadoras do agronegócio e dos demais setores ocorreram essencialmente devido ao efeito explicado. As mulheres do agronegócio, em comparação às dos demais setores, apresentam menor grau de instrução, residem em regiões com médias salariais relativamente mais baixas, e ocupam posições no emprego, classificações na ocupação e atividades que pagam salários relativamente mais baixos.

Quanto às diferenças no grau de instrução entre os dois grupos, a escolaridade média das mulheres do agronegócio ainda é menor do que a das trabalhadoras de outros setores, embora o número de ocupadas no agronegócio com maiores níveis de qualificação tenha aumentado. No setor não-agronegócio, o percentual de mulheres ocupadas que têm 10 ou mais anos de estudos é de 49,03%, enquanto no agronegócio, é de 23,58%. No outro extremo, trabalhadoras sem instrução representam 5,28% do total de mulheres de outros setores, percentual que é de 16,81% para o agronegócio.

Para os setores de atividades (CNAEs), seguindo a própria definição de agronegócio, as mulheres que atuam no setor se concentram na agropecuária – que tradicionalmente apresenta menores salários médios – e nas agroindústrias alimentícias, têxteis e de produtos da madeira. Nessas indústrias também se observam remunerações médias que, em geral, são inferiores às de outras indústrias de transformação consideradas de maior nível tecnológico (Borges & Ribeiro 2009, Castro et al. 2015). Quanto às ocupações (CBOs), o número de trabalhadoras atuando como dirigentes, técnicas ou em posições científicas (que tradicionalmente apresentam maiores remunerações médias) é superior no setor não-agronegócio, quando comparado ao agronegócio.

Estudos recentes sobre diferenciais de rendimentos têm buscado avaliar o seu comportamento para outras medidas da distribuição além das médias, tendo em vista que os hiatos e seus determinantes podem ser heterogêneos ao longo da distribuição de rendimentos.

Nesse contexto, em relação ao diferencial por gênero, análises para o Brasil foram implementadas por Carrillo et al. (2014) – que analisaram os países da América Latina – e por Salardi (2016). Carrillo et al. (2014) encontraram evidências de um hiato salarial por gênero em formato U, ou, com diferenciais maiores nos extremos inferior e superior da distribuição. No caso do Brasil, o maior diferencial foi encontrado no percentil 0.9, em que também foi verificado o maior efeito não explicado (Carrillo et al. 2014).

A Figura 2 mostra os diferenciais entre mulheres e homens do agronegócio para diferentes quantis da distribuição. Assim como reportado em Carrillo et al. (2014), para o agronegócio, a curva de diferencial também apresentou formato U, mas com os hiatos mais elevados sendo encontrados na parte inferior da distribuição. Também pela Figura 2a, nota-se que houve uma queda no diferencial no biênio 14-15, mas apenas nos quantis 0.3-0.4. Verifica-se que, para ambos os biênios analisados, o diferencial salarial entre homens e mulheres no agronegócio resultou principalmente do efeito não explicado; mas, essa conclusão é mais pronunciada nos quantis mais altos da distribuição – indicando que as características médias das mulheres são superiores em termos de salários que às dos homens sobretudo nos quantis à direita da mediana.

A Figura 3 mostra os diferenciais entre mulheres do agronegócio e dos demais setores, para diferentes quantis da distribuição. A curva de diferenciais também apresenta formato U, e com valores mais acentuados na parte inferior da distribuição. Entre os biênios analisados, houve aumento no hiato de salários para as parcelas com a menor renda na distribuição, ou os percentis 0.1 e 0.2., mas redução no hiato para o percentil 0.4. Ademais, no biênio 14-15, para os quantis inferiores da distribuição, o efeito explicado teve papel relevante na determinação do diferencial, indicando que, sobretudo para essas parcelas de menor renda, as características observáveis produtivas das mulheres do agronegócio são bastante inferiores às das mulheres de outros setores.

4 Conclusões

Este estudo contribui com uma abordagem mais específica para a análise do mercado de trabalho do agronegócio, avaliando-se o mercado de trabalho feminino, traçando suas características gerais, identificando as especificida-

Figura 2: Diferenciais entre mulheres e homens do agronegócio em 2004-2005 e 2014-2015, análise por quantis de distribuição.

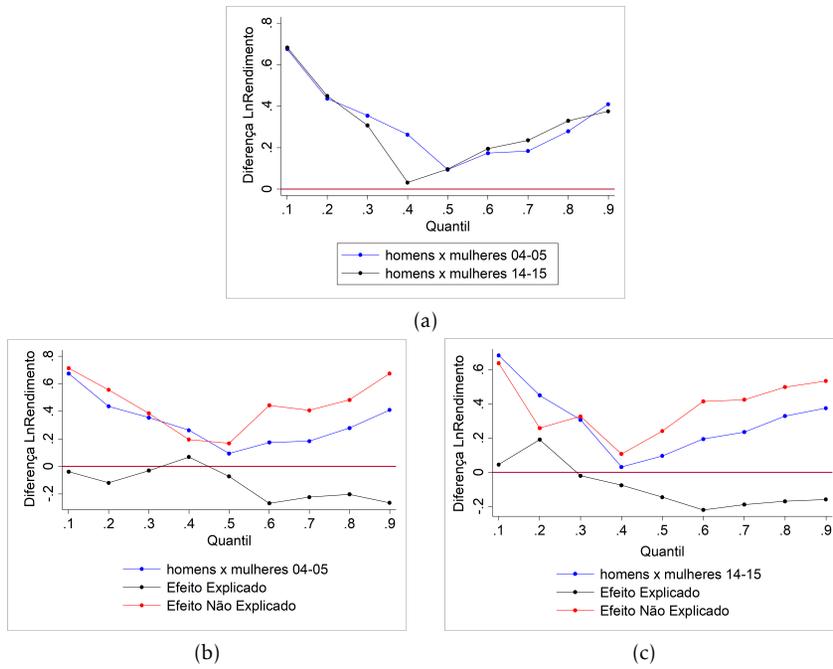
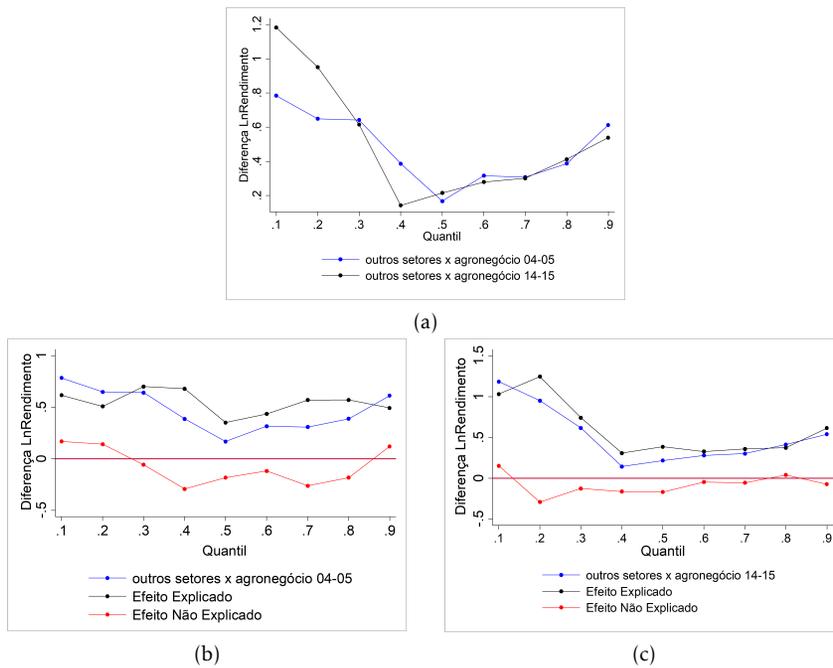


Figura 3: Diferenciais entre mulheres do agronegócio e dos demais setores em 2004-2005 e 2014-2015, análise por quantis de distribuição.



des da evolução feminina no setor e contribuindo com o debate relacionado à questão de gênero no mercado de trabalho brasileiro.

Estimou-se que, entre 2004 e 2015, o número de mulheres atuando no mercado de trabalho do agronegócio cresceu 8,3%, enquanto o número de homens caiu 11,6% – de modo que a participação da mulher no mercado de trabalho do agronegócio ampliou-se de 24,11% para quase 28%. Verificou-se que as mulheres estão concentradas na agroindústria e nos agrosserviços, perfil divergente daquele da mão de obra masculina no agronegócio e que afeta a estrutura de salários.

No período avaliado, o aumento da ocupação feminina no agronegócio refletiu o crescimento, principalmente, dos empregos de maior qualificação e para mulheres acima de 30 anos, o que indica o surgimento de postos de trabalho de maior qualidade para mulheres dentro do agronegócio. Com isso, estimou-se um crescimento real de 57% nos rendimentos médios mensais das mulheres atuando no setor entre 2004/2005 e 2014/2015, sendo o aumento da escolaridade média o principal fator observável de influência no resultado.

Apesar desse resultado, verificou-se que as mulheres empregadas no agronegócio receberam menos que os homens ocupados no setor, apesar de apresentarem atributos que justificariam um rendimento médio relativamente superior. Esse resultado demonstra que o agronegócio segue o perfil dos demais setores econômicos do país no que tange ao diferencial salarial entre homens e mulheres, sendo esse, essencialmente, um resultado de discriminação salarial.

Embora o número de ocupadas no agronegócio com maiores níveis de qualificação tenha aumentado no período, a escolaridade média das mulheres do setor ainda é menor que a de mulheres de outros setores. Essa menor escolaridade média, associada a características médias também desfavoráveis em termos de ocupações e setores de atividade, explica grande parte do diferencial de rendimentos entre as mulheres dos diferentes grupos (em favor do setor não-agronegócio).

A análise por quantis demonstrou que, tanto na comparação entre homens e mulheres, quanto na comparação entre mulheres do agronegócio e dos demais setores, os diferenciais de rendimentos são mais pronunciados nas partes inferior e superior da distribuição – principalmente na inferior. Quanto ao diferencial por gênero, evidenciou-se que a discriminação salarial está presente em toda a distribuição de rendimentos, mas é mais acentuada nos quantis superiores. Já em relação ao diferencial setorial, o hiato é explicado sobretudo pelas diferenças de atributos entre os grupos, principalmente para as parcelas de menor renda.

Os dados e discussões apresentados indicam que há espaço e necessidade de iniciativas públicas e privadas que busquem promover maior igualdade salarial e de oportunidades no que se refere a gênero dentro do agronegócio. Por outro lado, a diferença setorial entre os rendimentos parece ser intrínseca às características dos setores, podendo se atenuar à medida que as mudanças que têm ocorrido no agronegócio se acentuem (com ampliação da demanda por trabalho qualificado no campo e expansão de atividades agroindustriais e de agrosserviços). Evidenciou-se também um cenário mais desfavorável no mercado de trabalho do agronegócio, tanto em termos de inserção quanto salários, para os perfis de mulheres com relativa maior fragilidade econômica. Esse resultado demanda pesquisas futuras voltadas a entender a realocação dessas mulheres que deixaram de participar no mercado de trabalho, e a delinear

possibilidades de inclusão desse contingente em atividades mais produtivas e de maior qualidade e rendimentos.

Referências Bibliográficas

- Assis, R. S. & Alves, J. S. (2014). Hiato salarial entre homens e mulheres no Brasil segundo condição migratória: o mercado de trabalho é segregado ou discrimina? *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 45, p. 120–135.
- Balsadi, O. V. & Graziano, S. J. A. (2008). A polarização da qualidade do emprego na agricultura brasileira no período 1992-2004. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 17, p. 493–524.
- Balsadi, O. V. & Grossi, M. E. (2016). Trabalho e emprego na agricultura brasileira: um olhar para o período 2004-2014. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 25, p. 82–96.
- Barbosa Filho, F. H. & Pessôa, S. A. (2014). Pessoal ocupado e jornada de trabalho: uma releitura da evolução da produtividade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 68, p. 149–169.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, Madison, v. 8, p. 436–455.
- Borges, C. M. & Ribeiro, E. P. (2009). Mudanças nos diferenciais intersetoriais de salários no Brasil (1995-2005). *Economia e Tecnologia*, Curitiba, v. 19, p. 43–57.
- Buainain, A. M., Alves, E., Silveira, J. & Navarro, Z. (2013). Sete teses sobre o mundo rural brasileiro. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 22, p. 105–121.
- Campos, K. C. (2007). Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 5, p. 1-24.
- Caron, C. M. (2020). Gendering work and labor in the agriculture sector: a focus on South Asia. In: Huang, S.; Kanchana N. R. (orgs.) *Handbook on Gender in Asia*. Hartford: Edward Elgar Publishing.
- Carrillo, P., Gandelman, N. & Robano, V. (2014). Sticky floors and glass ceilings in Latin America. *Journal of Economic Inequality*, London, v. 12, p. 339–361.
- Carvalho, J. A. M. & Rodríguez Wong, L. L. (2008). A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 24, p. 597–605.
- Castro, N. R. (2018). *Two essays assessing the agribusiness labor market*. 2018. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Castro, N. R., Barros, G. S. C., Almeida, A. N., Gilio, L. & Morais, A. C. D. P. (2020). The Brazilian agribusiness labor market: measurement, characterization, and analysis of income differentials. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 58, p. 1–20.

Castro, N. R., Barros, G. S. C., Almeida, A. N., Gilio, L. & Moraes, A. C. P. (2017). Mercado de trabalho e rendimentos no agronegócio de Minas Gerais. *Revista de Economia e Agronegócio - REA*, Viçosa, v. 15, p. 386–405.

Castro, N. R., Silva, A. F., Gilio, L. & Moreira, G. C. (2015). O padrão de crescimento da agricultura brasileira: uma análise regional de 2000 a 2015. *Revista de Economia Agrícola*, São Paulo, v. 62, p. 55–71.

Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2008). *Desmistificando a mão-de-obra feminina*. Piracicaba: CEPEA. Disponível em: <https://www.hfbrasil.org.br/br/revista/acessar/capa/desmistificando-a-mao-de-obra-feminina.aspx>. Acesso em: 22 mar. 2019.

Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2017). *Metodologia - PIB do Agronegócio Brasileiro: Base e Evolução*. Piracicaba: CEPEA. Disponível em: https://www.cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/Metodologia%20PIB_divulga%C3%A7%C3%A3o.pdf. Acesso em: 19 mar. 2019.

Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2018). Boletim Cepea do Mercado de Trabalho. *Esalq/USP*, Piracicaba, v. 1, p. 1–7.

Centro De Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2019). Boletim Cepea Do Mercado De Trabalho. *Esalq/USP*, Piracicaba, v. 1, p. 1–6.

Christiaensen, L., Rutledge, Z. & Taylor, J. E. (2020). *The Future of Work in Agriculture - Some Reflections*. Washington DC: World Bank. (Policy Research Working Paper n. 9193).

Cunha, M. S. & Vasconcelos, M. R. (2016). Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 26, p. 179–206.

Firpo, S. P., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, New Haven, v. 77, p. 953–973.

Firpo, S. P., Fortin, N. M. & Lemieux, T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, Basel, v. 6, p. 1–40.

Garcia, J. R. (2014). Trabalho Rural: tendências em face das transformações em curso. In: Buainain, A.M.; Alves, E.; Silveira, J.M.; Navarro, Z. *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa. p. 559–590.

Gasques, J. G., Bacchi, M. R., Figueiredo, L., Bastos, E. T. & Valdes, C. (2015). Produtividade da agricultura Brasileira: a hipótese da desaceleração. In: *Seminário Agricultura e Crescimento do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. Brasília: Ipea.

Gasques, J. G., Bastos, E. T., Valdes, C. & Bacchi, M. R. P. (2012). Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, v. 21, p. 83–92.

Giuberti, A. C. & Menezes Filho, N. (2005). Discriminação de rendimentos por gênero: uma comparação entre o Brasil e os Estados Unidos. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 9, p. 369–383.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso Filho, E. U. (2005). Estimação da matriz insumo-produto a partir de dados preliminares das contas nacionais. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 9, p. 277–299.

Guilhoto, J. J. M. & Sesso Filho, U. A. (2010). Estimação da matriz insumo-produto utilizando dados preliminares das contas nacionais: aplicação e análise de indicadores econômicos para o Brasil em 2005. *Economia & Tecnologia*, Curitiba, v. 23, p. 53–62.

Haussmann, S. & Golgher, A. B. (2016). Shrinking gender wage gaps in the Brazilian labor market: an application of the APC approach. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 26, p. 429–464.

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, New Haven, v. 47, p. 153–161.

Hoffmann, R. & Kassouf, A. L. (2005). Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, Abingdon, v. 37, p. 1303–1311.

Hoffmann, R. & Leone, E. (2004). Participação da mulher no mercado de trabalho e desigualdade da renda domiciliar per capita no Brasil: 1981-2002. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 14, p. 35–58.

Holanda Barbosa, A. L. N. (2014). Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro. *Nota técnica mercado de trabalho IPEA*, Brasília, v. 57, p. 31–41.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (2015). Nota Técnica - Principais diferenças metodológicas entre as pesquisas PME, PNAD e PNAD Contínua, Rio de Janeiro. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Nota_Tecnica/Nota_Tecnica_Diferencas_Metodologicas_das_pesquisas_PNAD_PME_e_PNAD_Continua.pdf. Acesso em: 22 mar. 2019.

Jann, B. (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, California, v. 8, p. 453–479.

Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.

Koenker, R. & Bassett Jr., G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, New Haven, v. 46, p. 33–50.

Maia, A. G. & Sakamoto, C. S. (2014). A nova configuração do mercado de trabalho agrícola brasileiro. In: Buainain, A.M.; Alves, E.; Silveira, J.M.; Navarro, Z. (orgs.) *O Mundo Rural no Brasil do Século 21: a Formação de um Novo Padrão Agrário e Agrícola*. Brasília: Embrapa. p. 559–590.

Margonato, R. C. G., Souza, S. C. I. & Nascimento, S. P. (2014). Diferenciais de rendimentos do trabalho feminino no Sul do Brasil: uma abordagem dual. *Economia & Região*, Londrina, v. 2, p. 104–121.

- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Neuman, S. & Oaxaca, R. L. (2004). Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: a methodological note. *Journal of Economic Inequality*, London, v. 2, p. 3–10.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, Hoboken, v. 14, p. 693–709.
- Prugl, E. (2004). Gender orders in German agriculture: from the patriarchal welfare state to liberal environmentalism. *Sociologia Ruralis*, Hoboken, v. 44, p. 349–372.
- Reimers, C. (1983). Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 65, p. 570–79.
- Ribeiro, H. & Ficarelli, T. R. A. (2010). Sugarcane Burning and Perspectives for Harvesters in Macatuba. *Saúde e Sociedade*, São Paulo, v. 19, p. 48–63.
- Sachs, C. & Alston, M. (2010). Global shifts, sedimentations, and imaginaries: an introduction to the special issue on women and agriculture. *Journal of Women in Culture and Society*, Boston, v. 35, p. 277–287.
- Salardi, P. (2016). The evolution of gender and racial occupational segregation across formal and non-formal labor markets in Brazil, 1987 to 2006. *Review of Income and Wealth*, Hoboken, v. 62, p. 68–89.
- Scorzafave, L. G. & Menezes Filho, N. (2005). Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 10, p. 41–55.
- Scorzafave, L. G. & Menezes Filho, N. A. (2001). Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 31, p. 441–478.
- Silva, N. D. V. & Kassouf, A. L. (2000). Mercados de trabalho formal e informal: uma análise da discriminação e da segmentação. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 10, p. 41–77.
- Souza, S. C. I., Maia, K., Fiuza Moura, F. K., Gomes, M. R. & Silva, R. J. (2015). Diferenças salariais por gênero e cor e o impacto da discriminação econômica. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, São Paulo, v. 9, p. 32–49.
- Squeff, G. C. (2012). *Desindustrialização: luzes e sombras no debate brasileiro*. Brasília: Ipea. (Texto para Discussão n. 1.747).
- Trauger, A. (2004). "Because they can do the work": women farmers in sustainable agriculture in Pennsylvania, USA. *Gender, Place & Culture*, Abingdon, v. 11, p. 289–307.
- Tyrowicz, J. & Velde, L. V. D. (2017). Which Gender Wage Gap Estimates to Trust? A Comparative Analysis. *Review of Income and Wealth*, Hoboken, v. 63, p. 118–146.

A RELAÇÃO ENTRE A QUALIDADE DA GESTÃO MUNICIPAL E O DESEMPENHO EDUCACIONAL NO BRASIL

VITOR ESTRADA DE OLIVEIRA *
NAERCIO AQUINO MENEZES FILHO †
BRUNO KAWAOKA KOMATSU ‡

Resumo

O objetivo desse artigo é examinar se a qualidade da gestão municipal é um dos fatores que influenciam o desempenho da educação básica no Brasil. Os resultados revelam que existe uma correlação positiva entre os indicadores de qualidade da administração local e o desempenho médio dos municípios na Prova Brasil, mesmo controlando por efeitos fixos municipais e gastos em educação. Nas redes municipais que oferecem os anos iniciais do ensino fundamental, o aumento em 1 ponto no índice de gestão empregado se reflete em uma melhora de 0,06 pontos na nota padronizada da Prova Brasil, em média.

Palavras-chave: educação básica, desempenho escolar, gestão pública.
Códigos JEL: I21, I28, H11.

Abstract

The purpose of this paper is to examine whether the quality of municipal management is one of the factors that influence the performance of basic education in Brazil. The results show that there is a positive correlation between the indicators of local administration quality and the average performance of the municipalities in Prova Brasil, even controlling for the municipal fixed effects and education expenditures. In municipal school systems that offer the elementary education, the increase of 1 point in IQIM is reflected in an improvement of 0.06, on average.

Keywords: basic education, school performance, public management.
JEL codes: I21, I28, H11.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea148736>

* Fundação Getúlio Vargas - Escola de Administração de Empresas de São Paulo. E-mail: vitor.estrada.oliveira@gmail.com

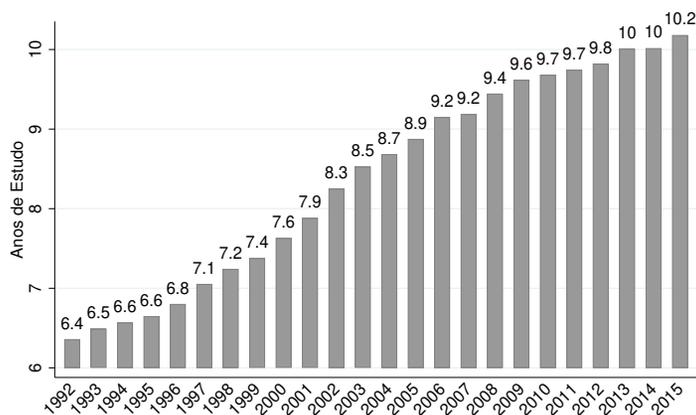
† Cátedra Ruth Cardoso - Insper e FEA - USP. E-mail: naercioamf@insper.edu.br

‡ Cátedra Ruth Cardoso - Insper. E-mail: brunokk@insper.edu.br

1 Introdução

Tem-se observado no Brasil nas últimas duas décadas uma evolução significativa da atenção dada pelo Estado à educação básica (Veloso 2011). O acesso a esse nível de ensino expandiu de maneira expressiva, atingindo praticamente a universalização do ensino fundamental e grandes avanços nos ensinos infantil e médio. Em 2015, 98,5% das crianças de 6 a 14 anos frequentavam a escola. Entre as crianças de 4 e 5 anos, essa porcentagem passou de 72,5% em 2005 para 90,5% em 2015. Já em relação aos jovens de 15 a 17 anos, apenas 62,5% iam à escola em 1995, enquanto em 2015 esse percentual passou para 84,3%.¹ Em decorrência desse processo de ampliação do acesso à educação, verifica-se um aumento relevante do nível de escolaridade da população jovem, conforme explicita a Figura 1. A média de escolaridade dos jovens de 22 anos salta de 6,4 anos em 1992 para 10,2 anos em 2015, um aumento de aproximadamente 60%.

Figura 1: Média de Anos de Estudo da População de 22 anos de idade



Fonte: PNAD/IBGE. Elaboração própria.

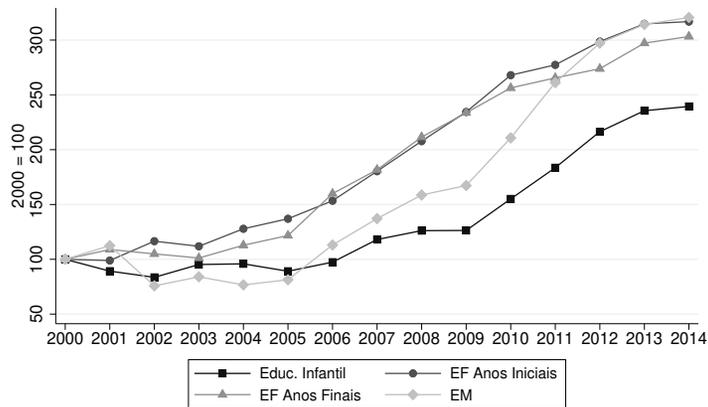
Acompanhando o considerável aumento na taxa de frequência dos jovens à escola, o investimento público por aluno no ensino básico também cresceu nesse período. A Figura 2 mostra que o investimento real² por estudante nos ensinos fundamental e médio triplicou entre 2000 e 2014, e no ensino infantil mais que duplicou.

No entanto, apesar dos jovens passarem mais anos na escola, em média, e o Estado investir crescentemente na educação básica pública, a qualidade do ensino oferecido é um dos gargalos que está longe de ser superado. A constante baixa qualidade do ensino é vista pelos resultados do país no PISA (*Programme for International Student Assessment*), uma avaliação internacional realizada pela OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico) para avaliar a qualidade dos sistemas de ensino ao redor do mundo. No exame, os jovens com 15 anos de diversos países são testados nas áreas de Matemática, Leitura e Ciências, e o desempenho do Brasil em todas as três é considerado

¹Dados disponíveis em: .

²Valores atualizados para 2014 pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

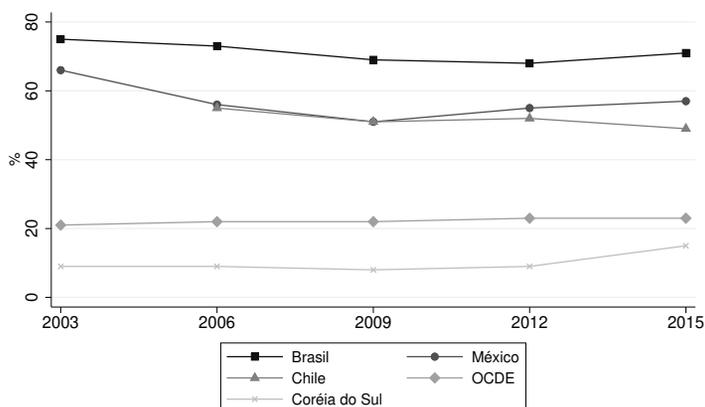
Figura 2: Evolução do Investimento Público Direto por Estudante



Fonte: INEP/MEC. Elaboração própria.

decepcionante. A Figura 3 mostra a porcentagem de alunos no país que se encontram abaixo do nível 2 de proficiência em Matemática, considerado pela OCDE como básico para “a aprendizagem e a participação plena na vida social, econômica e cívica das sociedades modernas em um mundo globalizado” (OECD 2016). No PISA de 2015, a porcentagem de brasileiros abaixo do nível 2 é de 70,3%, enquanto países como México e Chile apresentam 57% e 49% e a média dos países da OCDE é de 23%. Nas outras disciplinas o quadro é um pouco melhor, mas ainda preocupante. Em Leitura, 51% dos brasileiros se encontram abaixo do nível 2, enquanto em Ciências essa porcentagem é de 56,6%.

Figura 3: Porcentagem dos alunos abaixo do nível 2 em Matemática no PISA



Fonte: OCDE. Elaboração própria.

Tendo em vista o aumento do investimento na educação básica nas últimas décadas e a persistência da baixa qualidade do ensino oferecido, a questão que permanece é sobre quais fatores influenciam o desempenho educacional das

redes de ensino. Na literatura acadêmica, tem sido discutido que a gestão educacional pode ser um desses fatores. Argumenta-se que características institucionais das redes, como a implementação de políticas de *accountability* e de incentivos financeiros aos professores, podem ter mais impacto sobre o aprendizado dos alunos do que o simples aumento de gastos por estudante (Hanushek & Woessmann 2011, Veloso 2011).

Considerando a importância dos instrumentos de gestão educacional na oferta de uma educação de qualidade, este trabalho parte da hipótese de que, em alguma medida, a adoção desses mecanismos pode estar associada a uma gestão pública local bem estruturada. Isto é, de que uma boa gestão municipal afeta várias áreas da administração, a partir de um efeito “transbordamento”. O objetivo aqui é investigar se a educação é uma das áreas que pode ser afetada por tal efeito. Para isso, é realizada uma análise econométrica da relação entre o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) e o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) dos municípios brasileiros através do método de efeitos fixos. Por se tratar do primeiro estudo que aborda essa questão, os resultados servem como orientação para uma investigação futura mais aprofundada dessa relação. Encontra-se que, tanto nos municípios em que a rede municipal oferece os primeiros anos do ensino fundamental quanto nos que oferecem os últimos anos, existe uma relação positiva entre a qualidade da gestão municipal e a qualidade da educação oferecida. As evidências indicam que, em média, os municípios que melhoraram seus indicadores de gestão obtiveram maiores notas no IDEB por conta da melhora do desempenho de seus alunos na Prova Brasil (um dos componentes do IDEB). Resultados mais robustos são obtidos para as redes dos anos iniciais, cujos coeficientes apresentam alta significância estatística em todas as especificações testadas. A seguir serão apresentados os dados e a metodologia utilizados na análise econométrica, além dos resultados encontrados. Mas antes disso, será feita uma pequena revisão da literatura a respeito dos fatores que impactam a qualidade da educação pública. Por fim, serão apresentadas as considerações finais do trabalho.

2 Revisão Bibliográfica

A literatura que versa sobre os desafios do Estado em melhorar a qualidade da educação pública é extensa e traz alguns conhecimentos consolidados.

A noção de que aumentar o investimento em educação é a solução para a baixa qualidade de uma rede de ensino não apresenta aderência nos estudos empíricos. Hanushek (2003) expõe que a simples destinação de mais recursos para a educação implica em uma melhora modesta na qualidade do ensino dos países. Os trabalhos de Menezes Filho & Amaral (2009) e Diaz (2012) abordam a mesma problemática para os municípios brasileiros e encontram resultados semelhantes. Comparando os municípios brasileiros produtores de petróleo e os seus vizinhos costeiros não produtores, Monteiro (2015) verifica que o aumento das despesas com educação, resultante do aumento de receitas de royalties, impacta positivamente o nível de escolaridade da população jovem, mas não a qualidade da educação. Ou seja, apesar de melhorar o sistema educacional em sua margem extensiva, estendendo o acesso à educação, o aumento nos gastos não refletiu em uma melhora considerável na margem intensiva, que diz a respeito ao aprendizado dos alunos.

A partir de então, é possível questionar se não são fatores institucionais, relacionados à gestão educacional, que estão ligados à qualidade do ensino nas diferentes redes. Hanushek & Woessmann (2011) destacam quatro principais mecanismos institucionais discutidos na literatura que podem influenciar o desempenho educacional: *accountability*, autonomia, competição entre escolas e *tracking*.

Dentre as políticas que se baseiam em *accountability* (responsabilização dos agentes envolvidos), se destacam os programas de acompanhamento de resultados de alunos e de professores e os desenhos curriculares em que os alunos só obtêm a graduação do ensino básico após serem aprovados em uma avaliação externa final (*external exit-exam systems*). Veloso (2011) aponta também as políticas de remuneração de professores conforme o desempenho de seus alunos como um dos instrumentos que podem trazer ganhos de aprendizado. Aliado a esses instrumentos, argumenta-se que garantir maior autonomia às escolas também pode ser uma alternativa relevante (Hanushek & Woessmann 2011). Utilizando dados de diversos países, Bloom et al. (2015) encontram que as escolas charter – escolas públicas cuja gestão é compartilhada entre os setores público e privado – apresentam melhores indicadores de gestão escolar do que escolas públicas e privadas usuais, o que impacta positivamente o desempenho de seus alunos. Já em um cenário com apenas escolas públicas e privadas comuns, a simples possibilidade de os pais escolherem em qual rede matricular seus filhos, cria uma competição entre as redes que pode trazer um resultado positivo para a qualidade do ensino como um todo (Hanushek & Woessmann 2011). Veloso (2011) destaca que uma maneira usual de instigar essa competição é a criação de um sistema de *vouchers*, que servem como vales educacionais que possibilitam aos pais a escolha de matricular seus filhos em escolas privadas. O autor argumenta, no entanto, que os trabalhos que avaliaram o impacto da implementação dos *vouchers* em países da América Latina são inconclusivos a respeito de seus efeitos na qualidade dos sistemas educacionais.

Por fim, Hanushek & Woessmann (2011) expõem a prática de *tracking* como outra das medidas de gestão educacional mais debatidas. O *tracking* consiste basicamente na separação dos alunos entre classes ou até mesmo escolas a partir de seu desempenho. Teoricamente, por conta do efeito das interações sociais (ou *peer effects*), turmas homogêneas podem levar a técnicas didáticas e avaliações mais adequadas à classe, de modo a otimizar o aprendizado. Por outro lado, através do mesmo efeito, separar alunos com menor desempenho pode deixá-los em desvantagem desde cedo. Assim sendo, a preocupação passa a ser não apenas o efeito do *tracking* no desempenho dos alunos, mas também em relação à equidade de oportunidades. Os autores indicam que nos países em que o *tracking* é implementado nos primeiros anos do ensino fundamental, a desigualdade educacional cresce sistematicamente entre os alunos separados por desempenho. E além disso, existe pouca evidência de que a separação impacte positivamente no desempenho de qualquer um dos grupos. Um exemplo claro do efeito de diversos desses instrumentos de gestão educacional abordados na literatura sobre o aprendizado dos alunos pode ser encontrado no município de Sobral, no interior do Ceará.

Descontente com o desempenho dos alunos da rede de ensino municipal em avaliações externas aplicadas no início dos anos 2000, a Prefeitura de Sobral decide inovar na condução da política educacional e implementar um conjunto de novas medidas de gestão a fim de melhorar o nível de alfabeti-

zação no município. Dentre as medidas encontram-se a escolha dos diretores escolares a partir de critérios técnicos, a concentração dos alunos da rede em um número reduzido de escolas, a criação de uma escola de formação continuada para os professores, o desenvolvimento de um material didático unificado, a pioneira ampliação do Ensino Fundamental de 8 para 9 anos, o pagamento de bônus aos professores conforme o cumprimento de metas preestabelecidas, entre outras Rocha et al. (2018).

O efeito da adoção dessas medidas parece ter surtido rapidamente. Tendo sido iniciadas em 2001, as políticas educacionais apresentaram resultados significativos no nível de alfabetização dos alunos já em 2003. O nível de alfabetização que se encontrava em 33,7% em 2001 para os alunos do 1º ano do ensino fundamental, salta para 87,7% em 2003 (Maia 2006). Além de não demandarem um aumento significativo nos gastos municipais, esse conjunto de medidas afetaram não apenas o processo de alfabetização das crianças, que era o foco da intervenção, mas também a qualidade do sistema como um todo. Rocha, Menezes-Filho e Komatsu (2018, no prelo) expõem que a turma do 1º ano de 2003 é justamente aquela que vem a realizar a Prova Brasil de 2007, ano em que os resultados de Sobral passam a se destacar de todo o país. Tendo em vista o papel da implementação de instrumentos de gestão educacional na oferta de uma educação de qualidade, este trabalho parte da hipótese de que, em alguma medida, a adoção desses mecanismos pode estar associada a uma administração municipal bem estruturada. Isto é, de que uma boa gestão pública local afeta várias áreas da administração, a partir de um efeito “transbordamento”. Aqui, procura-se investigar se a educação é uma dessas áreas que pode ser afetada. Portanto, para explorar economicamente essa relação entre a qualidade da gestão municipal e a qualidade do sistema de ensino local utilizando todos os municípios brasileiros na análise, seria vantajoso conseguir aferir essa característica institucional municipal de maneira objetiva.

Nesse sentido, encontra-se o esforço do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão de realizar justamente tal quantificação. A partir de dados encontrados na pesquisa MUNIC do IBGE e do banco de dados do FINBRA o Consórcio Monitor/Boucintas e Campos desenvolveu, a pedido do Ministério, o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) em 2003 (Duarte et al. 2018). Construído com base em critérios técnicos claros e levando em conta diversos aspectos da administração local, como a saúde financeira municipal, a participação popular na gestão pública e a disponibilidade de instrumentos de planejamento e gestão disponíveis ao gestor público, o IQIM passou a ser utilizado por diversos autores como proxy da qualidade da gestão municipal. Haddad (2004) lança mão do IQIM para discutir as características de desenvolvimento nas diversas regiões de Minas Gerais. Os trabalhos de Piacenti (2009) e Duarte et al. (2018) se concentram em reconstruir o IQIM para anos posteriores ao de 2003 para Paraná e Bahia, respectivamente, no intuito de diagnosticar os padrões atuais de desenvolvimento nos estados. Já Barros & Nakabashi (2011) e Nakabashi et al. (2013) empregam o IQIM para testar se a tese proposta por Acemoglu et al. (2001), de que uma variável importante para explicar a riqueza de um país é a qualidade de suas instituições, também se faz válida para os municípios brasileiros.

Entretanto, a literatura ainda carece de uma proposta de atualização do IQIM de todos os municípios brasileiros para anos mais recentes, e da exploração da relação entre o índice e outras características socioeconômicas municipais. Desta forma, o presente trabalho procura preencher ambas lacunas,

reconstruindo o índice para os anos de 2009 e 2012 para os 5565 municípios existentes e oferecendo uma análise da relação entre o IQIM e a qualidade da rede de ensino municipal no Brasil.

3 Descrição dos Dados e Metodologia

A presente seção se reserva à apresentação da base de dados e da metodologia utilizadas no trabalho.

3.1 Base de Dados

A fim de analisar a relação entre a qualidade da gestão municipal e a qualidade da rede pública de ensino, é necessário primeiramente definir as variáveis que representarão essas características. Como *proxy* da qualidade da gestão local é utilizado o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM), indicador criado pelo Consórcio Monitor/Boucinhas e Campos a pedido do Ministério do Planejamento brasileiro em 2003 (Duarte et al. 2018). Neste indicador, são compreendidas três esferas da administração municipal: 1) o grau de participação da população na administração pública; 2) a saúde financeira do município; e 3) sua capacidade gerencial, no que diz respeito aos instrumentos de planejamento e gestão disponíveis ao gestor público. Com peso igual na composição do índice, cada esfera é representada por um sub-índice, que por sua vez, é composto por microíndices, como fica elucidado na Tabela 1.

Tabela 1: Composição do Índice de Qualidade Institucional Municipal

Índice	Sub-índices	Microíndices		Fonte
	Grau de Participação (33,3%)	Existência de Conselhos	4,00%	IBGE
		Conselhos Instalados	4,00%	IBGE
		Conselhos Paritários	7,16%	IBGE
		Conselhos Deliberativos	7,17%	IBGE
		Outros Tipos de Caráter	11,00%	IBGE
IQIM (100%)	Capacidade Financeira (33,3%)	Existência de Consórcios	11,11%	IBGE
		Receita Corrente vs. Dívida	11,00%	STN
		Poupança Real <i>per capita</i>	11,00%	STN
	Capacidade Gerencial (33,3%)	IPTU Ano da Lei	8,33%	IBGE
		IPTU Cadastro Imobiliário	8,33%	IBGE
		Instrumentos de Gestão	8,33%	IBGE
		Instrumentos de Planejamento	8,33%	IBGE

Fonte: Adaptado de Duarte et al. (2018).

A escala de pontuação do IQIM varia de 1 a 6, de modo que quanto mais próximo de 1, pior é a qualidade institucional de um município e quanto mais próximo de 6, melhor ela é. Esta pontuação é dada pela seguinte equação:

$$MI_i = [((X_i - MenorX)/(MaiorX - MenorX)) \times 5] + 1 \quad (1)$$

em que MI_i é o valor de cada microíndice para o município i e X_i é o dado observado para aquele microíndice no município i . Na construção do microíndice leva-se em consideração o menor e o maior valor de X_i encontrados na amostra, realizando uma espécie de ponderação. Dada a grande quantidade de variáveis envolvidas no cálculo do IQIM e as mudanças na pesquisa que serve de base para a sua elaboração, após 2003 o índice foi reconstruído somente para algumas regiões específicas do país, não para todos os seus municípios (Duarte et al. 2018). Portanto, apoiando-se nas propostas de adequação metodológica apresentadas por Piacenti (2009) e Duarte et al. (2018), o presente trabalho reconstrói tal índice para os anos de 2009 e 2012 para os 5565 municípios brasileiros existentes (ver Apêndice).

Como medida do desempenho do sistema de ensino é utilizado o Índice de Desenvolvimento da Educação Básica (IDEB) municipal elaborado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), uma autarquia federal vinculada ao Ministério da Educação (MEC). A construção do IDEB se dá pela multiplicação simples de dois indicadores: o fluxo escolar retirado do Censo Escolar e as médias de desempenho na Prova Brasil. Por ser composto por dois indicadores de caráter censitário, o IDEB se tornou a principal medida da qualidade da Educação Básica, servindo como ferramenta de acompanhamento das metas de qualidade do Plano de Desenvolvimento da Educação (PDE) e de comparação entre diferentes sistemas de ensino dentro do país. Visto que a análise proposta se dá no âmbito municipal, são utilizados apenas os resultados educacionais das redes sobre incumbência do município. Como os municípios ficam encarregados de oferecer a educação infantil e parte do ensino fundamental, a amostra de escolas se limita às escolas da rede municipal do ensino fundamental, as quais apresentam informações sobre o IDEB para os anos iniciais (5º ano) ou anos finais (9º ano). Assim, a base de dados consiste em 4083 municípios com o IDEB disponível para os anos iniciais tanto em 2009 quanto em 2013, e em 2397 municípios que possuem IDEB para os anos finais no mesmo período.

Para além das principais variáveis de interesse serão utilizados como controle o Produto Interno Bruto (PIB) municipal *per capita*, o gasto em Educação por aluno e o gasto em Saúde *per capita*. Adota-se o PIB municipal *per capita* como controle pois, intuitivamente, entende-se que os municípios mais ricos teriam mais capacidade de investir em educação pública, dada a quantidade de recursos disponíveis. A segunda variável de controle justifica-se por conta da possível relação entre a quantidade dos gastos municipais em Educação e a qualidade do ensino oferecido. Por fim, a variável do gasto em Saúde *per capita* visa captar os efeitos do sistema de saúde municipal na educação dos alunos. A ideia é de que o maior investimento em saúde resultaria em melhores condições de saúde e, em consequência, de aprendizado no município.

Para a construção do PIB municipal *per capita* são utilizados os dados do produto por município disponíveis no portal do IBGE³ e as estimativas populacionais de cada município elaboradas também pelo IBGE. Os gastos públicos tanto em Educação quanto em Saúde no nível dos municípios foram obtidos pela série “Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios” (FINBRA), publicados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN). Dado que a análise se

³Disponíveis em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9088-produto-interno-bruto-dos-municipios.html?=&t=downloads>

restringe aos resultados educacionais do ensino fundamental, na construção da variável do gasto em Educação por aluno são utilizados os gastos com a educação fundamental reportados pelo FINBRA e o número de alunos matriculados na mesma etapa pelo Censo Escolar. Por fim, combinando os dados dos gastos em Saúde do FINBRA e as estimativas populacionais do IBGE é possível construir a última variável de controle.

3.2 Metodologia

A metodologia empregada neste trabalho para analisar a relação entre a qualidade da gestão municipal e a qualidade do sistema público de ensino consiste em uma análise econométrica pelo método de efeitos fixos. Dada a disponibilidade de um conjunto de dados em painel, a estimação por efeitos fixos traz a vantagem de se eliminar da regressão efeitos fixos no tempo que podem influenciar a variável explicada e não são incorporados pelo modelo.⁴ A seguinte equação resume a metodologia utilizada:

$$IDEB_{it} = \beta_1 QG_{it} + \beta_2 PIBm_{it} + \beta_3 educ_{it} + \beta_4 saude_{it} + c_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

A variável dependente $IDEB_{it}$ corresponde ao IDEB do município i no período t e a explicativa QG_{it} retrata a qualidade da gestão municipal. $PIBm_{it}$ é o PIB municipal *per capita* no período, $educ_{it}$ representa os gastos em Educação por aluno, $saude_{it}$ corresponde aos gastos em Saúde *per capita*, enquanto c_i denota os efeitos fixos municipais. O coeficiente β_1 é o nosso objeto de interesse. É ele que representará o efeito da mudança da qualidade da gestão de um município em seus resultados educacionais. São utilizados erros padrão com *clusters* no nível do município.

Para a variável que retrata a qualidade da gestão municipal, são testadas duas medidas. Primeiro, a especificação principal utiliza o IQIM construído (ver Apêndice) como a medida de qualidade da administração local. Em segundo lugar, são utilizados os sub-índices do IQIM no lugar da variável, no intuito de tentar identificar quais são as principais esferas da gestão que estão impactando a qualidade educacional.

3.3 Estatísticas Descritivas

A fim de ilustrar a base de dados utilizada no trabalho, a Tabela 2 traz as estatísticas descritivas das variáveis apresentadas anteriormente para os anos de 2009 e 2012. A divisão se dá também entre os municípios que oferecem os anos iniciais do ensino fundamental e aqueles que oferecem os anos finais. Dentre os 5565 municípios brasileiros, são considerados 4083 que apresentam informações a respeito de todas as variáveis utilizadas e disponibilizam os dados do IDEB da rede municipal para os anos iniciais. Já em relação aos que oferecem os anos finais na rede municipal, a amostra utilizada abrange 2397 municípios.

Atentando-se para as estatísticas do IDEB de 2009, vê-se que as médias tanto dos anos iniciais quanto dos anos finais da amostra não diferem significativamente das médias considerando todos os municípios brasileiros. Enquanto a média municipal brasileira se encontra em 4,4 para os primeiros

⁴A partir dos resultados do teste de Hausman optou-se pelo método de efeitos fixos em vez do método de efeitos aleatórios.

Tabela 2: Estatísticas Descritivas por Município

Variável	Média - Anos Iniciais		Média - Anos Finais	
	2009	2012	2009	2012
IDEB	4,51	5,04*	3,62	3,83*
Nota	5,11	5,40*	4,55	4,63*
Fluxo	87,70%	92,73%*	79,20%	82,31%*
IQIM	3,46	3,59	3,43	3,56
Grau de Participação	1,95	2,15	1,99	2,20
Capacidade Gerencial	4,57	4,53	4,55	4,52
Capacidade Financeira	3,86	4,09	3,74	3,97
PIB municipal <i>per capita</i> (em R\$)	11409,50	16572,57	11076,95	15971,30
Log do PIB municipal <i>per capita</i>	9,06	9,42	8,97	9,32
Gasto em Educação por aluno (em R\$)	3.448,86	5.542,38	2.967,25	4.815,52
Log do Gasto em Educação por aluno	8,07	8,55	7,93	8,42
Gasto em Saúde <i>per capita</i> (em R\$)	334,50	502,53	316,32	470,31
Log do Gasto em Saúde <i>per capita</i>	5,73	6,13	5,67	6,07

Fonte: INEP; FINBRA/STN; IBGE. Elaboração própria. Nota - (*) Dados de 2013.

anos, a média amostral é de 4,5. Já para os últimos anos, a média da amostra é a mesma que a brasileira, de 3,6. E para as duas fases da etapa, os IDEBs atingidos superaram as metas colocadas pelo MEC, de 3,8 para os anos iniciais e 3,3 para os anos finais.⁵

Considerando os dados do IDEB de 2013, encontra-se resultados semelhantes aos apresentados no parágrafo anterior. Para o IDEB dos anos iniciais a média amostral de 5,0 é levemente superior à média municipal brasileira de 4,9, e para o IDEB dos anos finais as médias brasileira e amostral são iguais, no valor de 3,8. Já em relação ao cumprimento das metas, em 2013 apenas os anos iniciais do ensino fundamental superaram a meta, de 4,5. O IDEB dos anos finais não alcançou a média de 3,9 esperada para o ano.⁶

Comparando agora ambos os anos, percebe-se que a média do IDEB dos anos iniciais é superior à dos anos finais tanto em 2009 quanto em 2013. E ainda, sua taxa de crescimento entre os dois anos é superior, de 11,63%, comparada à taxa de 5,94% dos anos finais. Ou seja, além de partir de um patamar superior em 2009, o IDEB médio dos primeiros anos cresce a taxas maiores que o dos últimos anos. Isso se dá pela evolução de ambas partes do IDEB - nota na Prova Brasil e fluxo escolar - ser maior para os anos iniciais do que para os anos finais nesse período.

Lançando os olhos para as medidas de qualidade de gestão municipal, percebe-se que, tanto em 2009 quanto em 2012, o IQIM médio não difere substancialmente entre os municípios que oferecem os primeiros e os últimos anos de ensino. Além disso, observa-se um leve aumento na média desse índice entre os dois anos. Esse aumento é explicado pelo crescimento da média dos componentes Grau de Participação e Capacidade Financeira.

Em relação ao IQIM construído para os anos de 2009 e 2012, é possível ver a partir da Figura 4 o padrão espacial da qualidade da gestão municipal no território brasileiro. Em primeiro lugar, é visível que em ambos os anos a maior parte dos municípios apresenta um IQIM moderado (55% em 2009 e

⁵Dados disponíveis em: <http://ideb.inep.gov.br/resultado/resultado/resultadoBrasil.seam?cid=1740524>.

⁶Idem.

51% em 2012). Em segundo, apesar de existir um leve acréscimo do número de municípios com IQIM muito ruim ou muito bom entre os dois anos, estes ainda são a minoria (a soma desses grupos representa 2% e 4% dos municípios em 2009 e 2012, respectivamente). Os municípios com a pior qualidade de gestão se concentram, predominantemente, nas regiões Norte e Nordeste e os com a melhor qualidade nas regiões Sul e Sudeste. Por fim, o padrão de distribuição das categorias restantes permanece praticamente inalterado entre os anos. Tanto em 2009 quanto em 2012 a região Sul é a que apresenta a maior porcentagem de municípios com o IQIM de nível bom, enquanto a região Nordeste é a que apresenta a menor. Em relação ao nível ruim de gestão, são as mesmas regiões que figuram, só que em papéis opostos. A maior porcentagem de municípios com o IQIM ruim é encontrada no Nordeste e a menor no Sul.

4 Resultados

esta seção são apresentadas as estimações econométricas que abordam a relação entre as variáveis de qualidade da gestão (IQIM e seus componentes) e o IDEB dos anos iniciais e finais. O método de estimação utilizado é o de efeitos fixos, que compreende os anos de 2009 e 2012, elucidado pela equação (2) da seção 3.2.

Na Tabela 3 se encontram os resultados das regressões entre o IQIM e o IDEB. Entre as colunas 1 e 4 são utilizadas diferentes especificações nas regressões, a fim de melhor avaliar a correlação entre o IQIM e a qualidade dos anos iniciais do ensino. A primeira coluna mostra o resultado da regressão sem controles. Pode-se notar que o coeficiente da variável independente é positivo, porém não estatisticamente significativo. Nas próximas três colunas, com a adição gradativa de variáveis de controle - a saber, o log do PIB municipal per capita, o log dos gastos em Educação por aluno e o log dos gastos em Saúde per capita - percebe-se que a estimativa praticamente não se altera, porém permanece sem significância estatística, exceto na coluna 2.

Já entre as colunas 5 e 8, o mesmo raciocínio é válido, só que agora a variável dependente é o IDEB dos anos finais. E os resultados são parecidos com os expostos anteriormente. Sendo assim, conclui-se que não parece haver correlação significativa entre a qualidade institucional e a qualidade do sistema de ensino municipal, tanto nos primeiros como nos últimos anos do ensino fundamental.

No entanto, quando destrinchamos o indicador de educação em suas duas partes - a nota padronizada da Prova Brasil e o fluxo escolar - entendemos melhor a relação entre o IQIM e a qualidade do sistema de ensino. A partir dos resultados dispostos na Tabela 4, percebe-se que tanto para os anos iniciais como para os anos finais, a relação positiva entre o IQIM e o IDEB se dá através das notas dos alunos, não por meio do fluxo escolar. Para os anos iniciais inclusive, observa-se que o coeficiente da regressão com o fluxo é negativo, e significativo a 10% (coluna 3). Ou seja, parece que o fator relevante a ser investigado é o papel da administração pública no desempenho dos alunos em si.

Além deste detalhamento no indicador da qualidade da educação municipal, as próximas regressões incluem a divisão do IQIM em suas três áreas, a fim de entender quais as esferas da gestão municipal que mais se relacionam com a qualidade do ensino.

Tabela 3: Relação entre o IQIM e a Qualidade Educacional dos Municípios

Var. Indep.	IDEB Anos Iniciais				IDEB Anos Finais			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
IQIM	0,039 (0,024)	0,039 (0,024)*	0,038 (0,024)	0,036 (0,024)	0,047 (0,029)	0,046 (0,029)	0,045 (0,029)	0,044 (0,029)
Ln PIB per Capita	-	-0,029 (0,038)	-0,029 (0,038)	-0,037 (0,039)	-	0,078 (0,056)	0,078 (0,056)	0,071 (0,056)
Ln Gasto por Aluno	-	-	0,014 (0,021)	0,009 (0,021)	-	-	0,028 (0,027)	0,025 (0,027)
Ln Gasto com Saúde per Capita	-	-	-	0,051 (0,033)	-	-	-	0,034 (0,042)
Obs. Núm. Mun.	8.166 4.083	8.166 4.083	8.166 4.083	8.166 4.083	4.794 2.397	4.794 2.397	4.794 2.397	4.794 2.397

Nota – Regressões controladas adicionalmente por uma variável indicadora para o ano de 2012. Erro padrão robusto entre parênteses. Significância de 1% (***), 5% (**), e 10% (*).

Tabela 4: Relação entre o IQIM e as partes do IDEB

Variáveis Independentes	Anos Iniciais			Anos Finais		
	IDEB (1)	Nota (2)	Fluxo (3)	IDEB (4)	Nota (5)	Fluxo (6)
IQIM	0,036 (0,024)	0,065 (0,023)***	-0,004 (0,002)*	0,044 (0,029)	0,055 (0,022)**	0,001 (0,004)
Observações Núm. Mun.	8.166 4.083	8.166 4.083	8.166 4.083	4.794 2.397	4.794 2.397	4.794 2.397

Nota - Erro padrão robusto entre parênteses. Significância de 1% (***), 5% (**) e 10% (*). Todas as regressões incluem como variáveis de controle o Log do PIB municipal per capita, o Log dos Gastos em Educação por aluno, o Log dos Gastos em Saúde per capita e uma variável indicadora para o ano de 2012.

A Tabela 5 traz os resultados das regressões entre os sub-índices que compõem o IQIM e as partes do IDEB. Os resultados comprovam que o fator correlacionado à qualidade da gestão pública é a nota dos alunos em vez do fluxo. Nos primeiros anos da rede de ensino fundamental, nota-se que a esfera da gestão municipal que apresenta efeito é somente a Capacidade Gerencial. Esse sub-índice apresenta sinais positivos e estatisticamente significantes tanto para o IDEB como para as notas. Isso indica que para esse nível de ensino, a qualidade da gestão do município são os principais elementos de gestão que influenciam a qualidade da rede pública municipal. Os coeficientes indicam que o aumento de 1 ponto na Capacidade Gerencial se reflete no aumento de 0,037 pontos no IDEB municipal e 0,044 pontos na nota padronizada, em média.

Lançando os olhos agora para as colunas 4, 5 e 6 são encontrados resultados bastante semelhantes. Para os últimos anos do ensino fundamental da

rede municipal novamente o indicador de Capacidade Gerencial apresenta coeficientes positivos e significativos estatisticamente (ao nível de 10% para o IDEB e 5% para as notas). As regressões indicam que o reflexo da melhora na Capacidade Gerencial é similar em ambas variáveis, sendo o coeficiente estimado para o IDEB de 0,028 e para a nota de 0,030.

Tabela 5: Relação entre os Componentes do IQIM e a Qualidade Educacional dos Municípios

Variáveis Independentes	Anos Iniciais			Anos Finais		
	IDEB (1)	Nota (2)	Fluxo (3)	IDEB (4)	Nota (5)	Fluxo (6)
Grau de Participação	-0,005 (0,015)	0,010 (0,014)	-0,003 (0,002)*	-0,007 (0,018)	0,013 (0,014)	-0,003 (0,003)
Capacidade Gerencial	0,037 (0,014)**	0,044 (0,013)**	-0,000 (0,002)	0,028 (0,016)*	0,030 (0,013)**	0,001 (0,002)
Capacidade Financeira	0,006 (0,013)	0,014 (0,013)	-0,002 (0,001)	0,019 (0,015)	0,013 (0,012)	0,002 (0,002)
Observações	8.166	8.166	8.166	4.794	4.794	4.794
Núm. Mun.	4.083	4.083	4.083	2.397	2.397	2.397

Nota – Erro padrão robusto entre parênteses. Significância de 1% (***) e 5% (**) e 10% (*). Todas as regressões incluem como variáveis de controle o Log do PIB municipal per capita, o Log dos Gastos em Educação por aluno, o Log dos Gastos em Saúde per capita e uma variável indicadora para o ano de 2012.

Depreende-se então, a partir das tabelas dispostas acima, que existe uma relação positiva entre a qualidade da gestão municipal e a qualidade da educação oferecida tanto nas redes municipais que oferecem os primeiros anos do ensino fundamental quanto nas que oferecem os últimos. Para as redes que se incumbem dos anos iniciais, os coeficientes encontrados apresentaram significância estatística nas especificações testadas, considerando-se a nota como variável dependente. Já em relação às que se incumbem dos anos finais, os resultados sobre as notas também foram positivos e significantes, porém com magnitude relativamente menor. Portanto, aliado à conclusão de que existem indícios de que uma boa gestão municipal pode afetar o desempenho educacional das redes de ensino municipal, deve-se ressaltar que os resultados de maior robustez se encontram para aquelas redes que se dedicam aos anos iniciais do ensino fundamental. Além disso, a dimensão que parece ser relevante para as notas é a Capacidade Gerencial, relacionada à existência de instrumentos de planejamento e gestão disponíveis ao gestor público.

5 Considerações Finais

Apesar dos avanços expressivos alcançados pelo Brasil nos últimos vinte anos no que concerne à educação básica, como o aumento significativo do investimento público e a ampliação do acesso ao ensino, a qualidade da educação oferecida ainda deixa muito a desejar. Os dados do PISA mostram que, desde a sua primeira avaliação, o país coleciona resultados decepcionantes. Com base nisso, tem-se discutido na literatura quais os fatores que podem influenciar o desempenho educacional das redes de ensino brasileiras.

Neste estudo, procurou-se investigar se a qualidade da gestão municipal pode ser um desses fatores que estão relacionados à qualidade do sistema de ensino. Parte-se da ideia de que a partir de um efeito “transbordamento” uma boa gestão pública local possa afetar diversas áreas da administração, inclusive a educação.

Os resultados encontrados evidenciam que os indicadores da qualidade da administração local estão relacionados positivamente com o IDEB dos municípios, especialmente pela existência de instrumentos de planejamento e gestão, mesmo depois de controlar por efeitos fixos municipais e gastos em educação. Os efeitos mais significativos ocorrem nas notas dos alunos na Prova Brasil, principalmente nos primeiros anos de ensino. Sendo assim, é possível concluir que uma boa gestão municipal pode afetar a qualidade da educação oferecida.

Por se tratar de uma primeira análise a respeito desta questão, futuros trabalhos podem se apoiar nos resultados obtidos e nos indicadores construídos para se aprofundarem no estudo sobre as relações entre o setor público e a oferta de educação no Brasil.

Referências Bibliográficas

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, Nashville, v. 91, p. 1369-1401.

Barros, G. S. & Nakabashi, L. (2011). Relações entre instituições, capital humano e acumulação de capital físico nos municípios brasileiros. *Revista Economia e Tecnologia*, Curitiba, v. 7, p. 1-10.

Bloom, N., Lemos, R., Sadun, R. & Van Reenen, J. (2015). Does management matter in schools? *Economic Journal*, London, v. 125, p. 647-674.

Diaz, M. D. (2012). Qualidade do gasto público municipal em ensino fundamental no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, São Paulo, v. 32, p. 128 - 141.

Duarte, L. B., Drumond, C. & Soares, N. S. (2018). Capacidade institucional dos municípios baianos. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, Taubaté, v. 14, p. 18 - 42.

Haddad, P. R. (2004). Força e fraqueza dos municípios de Minas Gerais. *Cadernos do BDMG*, Belo Horizonte, v. 8, p. 7-46.

Hanushek, E. A. (2003). The failure of input-based schooling policies. *Economic Journal*, London, v. 113, p. 64-98.

Hanushek, E. A. & Woessmann, L. (2011). The economics of international differences in educational achievement. In: Hanushek, E. A.; Machin, S.; Woessmann, L. (orgs.) *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: North Holland. p. 89-200.

Maia, M. H. (2006). *Aprendendo a marchar: os desafios da gestão municipal do ensino fundamental e da superação do analfabetismo escolar*. 2006. Tese (Doutorado em Educação) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Educação, Programa de Pós-graduação em Educação Brasileira, Fortaleza.

Menezes Filho, N. A. & Amaral, L. F. (2009). *A Relação entre Gastos Educacionais e Desempenho Escolar*. São Paulo: Instituto de Ensino e Pesquisa. (Insper Working Papers WPE – 164).

Monteiro, J. (2015). Gasto público em educação e desempenho escolar. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 69, p. 467 - 488.

Nakabashi, L., Pereira, A. E. G. & Sachsida, A. (2013). Institutions and growth: a developing country case study. *Journal of Economic Studies*, Bingley, v. 40, p. 614-634.

OECD (2016). *PISA 2015 Results (Volume I)*. Paris: OECD Publishing.

Piacenti, C. A. (2009). *O potencial de desenvolvimento endógeno dos municípios paranaenses*. 2009. Tese (Doutorado em Economia e Gerenciamento do Agropólio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

Rocha, R. H., Menezes Filho, N. A. & Komatsu, B. K. (2018). Avaliando o impacto das políticas educacionais em Sobral. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 22, p. 5-30.

Veloso, F. (2011). A evolução recente e propostas para a melhoria da educação no Brasil. In: Bacha, E. L.; Schwartzman, S. (orgs.) *Brasil: a nova agenda social*. Rio de Janeiro: LTC. p. 215 - 253.

Apêndice A

Construído em 2003 pelo Consórcio Monitor/Boucintas e Campos a pedido do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão brasileiro, o Índice de Qualidade Institucional Municipal (IQIM) não foi atualizado para todos os municípios do país a partir de então. Isso se deve por conta do grande número de variáveis envolvidas no cálculo do índice e das modificações sofridas pela pesquisa que serve de base para sua construção, a “Pesquisa de Informações Básicas Municipais” (MUNIC) elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). No entanto, alguns pesquisadores já realizaram o esforço de reconstruir o indicador para algumas regiões específicas do país, superando as dificuldades da alteração da base de dados. Sendo assim, o presente trabalho se apoia nas contribuições de Piacenti (2009) e Duarte et al. (2018) para reconstruir o índice para os 5565 municípios brasileiros existentes nos anos de 2009 e 2012.

São utilizados os dados disponíveis pela série “Finanças do Brasil – Dados Contábeis dos Municípios” (FINBRA) de 2009 e 2012, publicados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e pelas pesquisas MUNIC de 2009, 2011 e 2012.⁷

A seguir se encontra de maneira detalhada a metodologia de construção de cada sub-índice do IQIM e de seus respectivos microíndices.

⁷A pesquisa de 2011 serve apenas para o cálculo do indicador de existência de consórcios intermunicipais, visto que essa informação não está disponível para o ano de 2012. Acredita-se que a utilização dos dados de 2011 na construção do IQIM de 2012 não compromete a análise, já que não se espera grandes mudanças neste indicador no período de um ano.

A.1 Grau de Participação

O sub-índice Grau de Participação (GP) mede a participação da população na administração pública local e é composto a partir dos seguintes microíndices: o número de Conselhos Existentes (CE), Instalados (CI), Paritários (CP), Deliberativos (CD) e de Outros Tipos de Caráter (CO). Sua fórmula de cálculo é dada por:

$$GP = (CE \times 0,12) + (CI \times 0,12) + (CP \times 0,2148) + (CD \times 0,2152) + (CO \times 0,33) \quad (A.1)$$

Existência de Conselhos

Para o cálculo do número de conselhos existentes nos municípios, são considerados os seguintes oito conselhos: Conselho Municipal de Política Urbana, Desenvolvimento Urbano, da Cidade ou similar; Conselho Municipal de Cultura; Conselho Municipal de Transporte; Conselho Municipal de Segurança Pública; Conselho Municipal de Direitos da Criança e do Adolescente; Conselho Municipal de Direitos do Idoso; Conselho Municipal de Direitos da Pessoa com Deficiência e Conselho Municipal de Meio Ambiente. A seleção se deu com base nos conselhos abrangidos pela pesquisa MUNIC tanto em 2009 quanto em 2012. Para a obtenção da pontuação máxima neste microíndice, é necessário que o município apresente todos os oito conselhos. Se não possuir nenhum, receberá a pontuação 1. Para qualquer outra quantidade de conselhos, calcula-se a pontuação a partir da equação (1).

Conselhos Instalados

Este microíndice é calculado a partir da quantidade de conselhos que realizaram reunião nos últimos 12 meses anteriores à pesquisa. Ou seja, ele indica quais conselhos de fato estão funcionando. Para esta característica, a pesquisa MUNIC disponibiliza dados apenas para cinco conselhos nos anos em análise, sendo eles: Conselho Municipal de Política Urbana, Desenvolvimento Urbano, da Cidade ou similar; Conselho Municipal de Cultura; Conselho Municipal de Transporte; Conselho Municipal de Segurança Pública e Conselho Municipal de Meio Ambiente.

Conselhos Paritários

Para o cálculo deste microíndice, leva-se em conta o número de conselhos municipais que têm como característica serem paritários, ou seja, que têm em sua composição percentuais previamente definidos para a participação da sociedade civil e de membros da gestão municipal. Para se obter a maior pontuação neste índice, é necessário que o município apresente paridade na composição dos cinco conselhos apresentados no item anterior.

Conselhos Deliberativos

A partir dos mesmos cinco conselhos expostos anteriormente, esta variável considera quantos deles são deliberativos, isto é, em quantos dos conselhos a sociedade civil compartilha o poder de decisão com o setor governamental. A

limitação da análise a apenas cinco conselhos se dá novamente pela restrição de dados disponíveis na pesquisa MUNIC.

Outros Tipos de Caráter

Além de deliberativos, os conselhos municipais podem assumir outros tipos de caráter, podendo ser consultivos (os quais ficam restritos a apenas opinar e aconselhar as decisões do Executivo), normativos (podendo somente definir normas e diretrizes) ou fiscalizadores (cuja função é simplesmente fiscalizar as ações do poder público). Cada um desses três tipos de caráter corresponde a um terço da composição deste microíndice. Os conselhos considerados no cálculo são os mesmo cinco listados anteriormente.

A.2 Capacidade Financeira

O sub-índice Capacidade Financeira (CF) tem como objetivo aferir a saúde financeira do município, sendo composto por três microíndices de peso igual: Existência de Consórcios (EC), Participação da Dívida na Receita Corrente Líquida (PD) e Poupança Real per capita (PR). Sua fórmula de cálculo se dá, portanto, pela seguinte expressão:

$$CF = (EC \times 1/3) + (PD \times 1/3) + (PR \times 1/3) \quad (A.2)$$

Existência de Consórcios

Este indicador leva em consideração em seu cálculo o número de consórcios intermunicipais firmados pelo poder público a fim de atender as demandas da população. As áreas que foram contempladas por consórcios e que estão tanto na MUNIC de 2009 como na de 2011 são: Educação, Saúde, Emprego, Turismo, Cultura, Habitação, Transporte, Meio Ambiente e Desenvolvimento Urbano. Seguindo a metodologia original (utilizada na construção do IQIM em 2003), a pontuação máxima neste microíndice é atribuída aos municípios que tenham firmado consórcio intermunicipal em pelo menos três das nove áreas. Se não tiver firmado nenhum consórcio, o município receberá a pontuação mínima, de valor igual a 1. Tendo firmado qualquer outra quantidade de consórcios, a pontuação é obtida a partir da equação (1).

Receita Corrente × Dívida

O propósito deste microíndice é medir a relação entre a dívida consolidada e as despesas correntes, líquidas das despesas de pessoal, dos municípios, indicando a capacidade destes em quitar suas dívidas no tempo. Essa razão é expressa pela seguinte fórmula:

$$\text{Dívida Consolidada}/(\text{Receitas Correntes} - \text{Despesas de Pessoal}) \quad (A.3)$$

A pontuação deste microíndice é dada de maneira inversa a dos outros, quanto menor for o valor obtido pela fórmula A.3, maior será o microíndice. Assim como na metodologia original, considera-se o maior valor como 2 e o menor como 0.

Poupança Real per capita

A Poupança Real *per capita* municipal é dada pela seguinte fórmula:

$$PRpc = (RO - OC - AB - AD - JED)/POP \quad (A.4)$$

em que: $PRpc$ = Poupança Real *per capita*, RO = Receita Orçamentária, OC = Operações de Crédito, AB = Alienação de Bens, AD = Amortização da Dívida, JED = Juros e Encargos da Dívida e POP = População.

Seguindo a metodologia original, atribui-se a pontuação máxima para este microíndice para os municípios que atinjam um valor teto estabelecido em função da distribuição apresentada pelos dados. Aqui, considera-se que os municípios que apresentem Poupança Real per capita igual ou maior a R\$ 3.000,00 recebam a pontuação máxima de 6. Aos demais, a pontuação é determinada pela equação (1).

A.3 Capacidade Gerencial

O último sub-índice que compõe o IQIM, chamado de Capacidade Gerencial (CG), é composto pelos instrumentos legais disponíveis à administração municipal, os quais auxiliam no gerenciamento da cidade. Os microíndices abarcados por ele são: IPTU Ano da Lei (IAL), IPTU Cadastro Imobiliário (ICI), Instrumentos de Gestão (IG) e Instrumentos de Planejamento (IP). Sua construção se dá pela seguinte equação:

$$CG = (IAL \times 1/4) + (ICI \times 1/4) + (IG \times 1/4) + (IP \times 1/4) \quad (A.5)$$

IPTU Ano da Lei

O IPTU (Imposto Predial e Territorial Urbano) é um importante instrumento tributário municipal. Duas variáveis relacionadas ao imposto são levadas em conta neste microíndice: se o município cobra IPTU e o ano da lei que regulamenta a cobrança do imposto. Por volta de 60% da nota neste microíndice é dado pela existência ou não de cobrança do imposto no município. O restante, é atribuído em função do ano em que a lei foi regulamentada, de forma que quanto mais antiga é a lei, maior é a nota. A construção do microíndice é elucidada pelas Tabelas A.1 e A.2 e pela equação (A.6).

Tabela A.1: Escala de Notas - Cobrança de IPTU

Município cobra IPTU	
Resposta	Nota 1
Sim	6
Não	1

Fonte: Adaptado de Piacenti (2009).

$$IPTUAnodaLei = [(Nota1 \times 533/8,33) + (Nota2 \times 300/8,33)]/100 \quad (A.6)$$

Tabela A.2: Escala de Notas - IPTU Ano da Lei

Ano da Lei	
Ano	Nota 1
Antes de 1970	6
Entre 1970 e 1990	5
Após 1990	1

Fonte: Adaptado de Piacenti (2009).

IPTU Cadastro Imobiliário

Também relacionado ao IPTU, este microíndice leva em conta os fatores que servem de suporte à cobrança do imposto. Os quatro fatores são: a existência do cadastro imobiliário municipal, a informatização do cadastro imobiliário, a existência de Planta Genérica de Valores e a informatização da Planta Genérica de Valores. A pontuação deste índice é atribuída conforme o número de fatores observados em cada município, seguindo a equação (1).

Instrumentos de Gestão

Este microíndice visa aferir a quantidade de instrumentos de gestão à disposição da administração local, sendo eles: Lei de Zoneamento ou Uso e Ocupação do Solo, Lei de Parcelamento do Solo, Código de Obras, Código de Posturas e Lei de Contribuição de Melhoria. A partir do número de instrumentos existentes em cada município, a pontuação deste indicador é dada conforme a equação (1).

Instrumentos de Planejamento

Por conta de limitações na base de dados, o cômputo deste microíndice leva em consideração apenas um instrumento de planejamento, o Plano Diretor municipal. Os municípios que apresentam ou ao menos estão elaborando um Plano Diretor recebem a pontuação máxima, de 6. Caso contrário, recebem a pontuação mínima, de 1.

VIÉS DA LOG-LINEARIZAÇÃO: ESTIMANDO O RETORNO DA EDUCAÇÃO ATRAVÉS DE REGRESSÕES QUANTÍLICAS

WALLACE SOUZA *
ERIK FIGUEIREDO †
ANA CLÁUDIA ANNEGUES ‡
MARIANNE ZWILLING STAMPE § ¶

Resumo

O presente estudo propõe estimar o retorno da educação sobre o salário dos trabalhadores no Brasil, através de regressões quantílicas. A estimação via MQO da equação de Mincer (1974) log-linearizada, tradicionalmente presente na literatura, pode gerar um viés de especificação resultado da Desigualdade de Jensen, a qual postula que a esperança do logaritmo de uma variável difere do logaritmo da sua esperança. As estimativas para a mediana bem como para a média dos quantis (regressão quantílica) apresentaram coeficientes menores que as estimativas por MQO, indicando uma possível superestimação do retorno da educação na média. Por fim, foi observado que a educação gera maiores ganhos salariais para os quantis superiores de renda.

Palavras-chave: retornos à educação, log-linearização, regressões quantílicas.

Códigos JEL: F1, C1.

Abstract

The present study proposes to estimate returns to education on Brazilian workers' wages through quantile regression. OLS estimation of log-linearized Mincer (1974) equation, which is traditionally present in literature, can generate a specification bias resulting from Jensen's Inequality, which postulates that the expected value of a variable's logarithm differs from the logarithm of its expected value. Median estimates, as well as the mean of quantile coefficients, presented lower coefficients than OLS estimates, indicating a possible superestimation on education returns in the mean. Ultimately, we observed that education generates bigger wage gains for upper income quantiles.

Keywords: returns to education, log-linearization, quantile regression.

JEL codes: F1, C1.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea147299>

* Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: wpsfarias@gmail.com

† Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: eafigueiredo@gmail.com

‡ Economista, Universidade Federal da Paraíba. E-mail: annegues.ana@gmail.com

§ Departamento de Economia, Universidade do Estado de Santa Catarina. E-mail: maristampe@gmail.com

¶ A autora agradece o apoio da FAPESC

1 Introdução

Um dos principais pressupostos dos métodos de estimação pela média condicional da variável dependente, como o método de mínimos quadrados - Ordinary Least Squares (OLS) -, é a linearidade do modelo com relação aos parâmetros. Em razão disso, uma forma recorrente de se estimar modelos não lineares é tomar o logaritmo das variáveis e assim linearizar a equação de regressão. Alguns exemplos são a estimação de funções de produção log-linearizadas, tradicional na literatura de crescimento econômico [ver Mankiw et al. (1992) e Duffy e Papageorgiou (2004)], e da equação de salários minceriana na literatura de retorno da educação [ver Sachsida et al. (2004), Maciel et al. (2001), Maciel, Campêlo e Raposo (2010), Coelho et al. (2010), Ramos & Reis (2009) e Reis e Ramos (2011)].

Contudo, Silva & Tenreiro (2006) e Arshad et al. (2016) verificam que a estimação de modelos log-linearizados via OLS compromete a interpretação dos parâmetros na presença de heterocedasticidade em decorrência da Desigualdade de Jensen, a qual postula que o valor esperado do logaritmo de uma variável aleatória é diferente do logaritmo do seu valor esperado ($E(\ln y) \neq \ln E(y)$). Em outras palavras, a estimação pela média condicional de uma transformação logarítmica de modelos multiplicativos exponenciais carregaria um viés de especificação às estimativas. Embora a Desigualdade de Jensen seja amplamente conhecida, tal fato tem sido negligenciado sistematicamente nessas aplicações econométricas.

Diante deste problema, Silva & Tenreiro (2006) propõem o estimador Pseudo Poisson Maximum Likelihood (PPML) como a melhor estratégia para estimação de modelos não lineares. Figueiredo, Lima e Schaur (2016) mostram, porém, que a principal hipótese de identificação do PPML, sobre o componente aleatório, não leva à identificação do modelo após a transformação logarítmica. Estes autores, então, sugerem a estimação de modelos log-lineares pelo método de regressões quantílicas devido à propriedade de equivariância dos quantis, a qual estabelece que para uma função crescente, o logaritmo da esperança é igual a esperança do logaritmo dessa função. Assim, a identificação do modelo linearizado conduziria à identificação do modelo não linear¹.

O uso de regressões quantílicas em comparação com estimações por OLS tem sido crescente na literatura. Por exemplo, Maiti (2019) mostra que decisões baseadas em OLS para dados financeiros, que possuem caudas longas, geralmente leva a decisões erradas em razão de o OLS ser baseado no valor médio das covariadas e, portanto ineficaz nas distribuições finais, sendo indicada a regressão quantílica ao permitir avaliar os valores extremos da distribuição.

Na área da saúde, Hossain & Majumder (2019) utilizaram a regressão quantílica para estimar os determinantes da idade da mãe no primeiro nascimento, indicando que esse modelo produz estimativas menos viesadas do que o modelo de regressão linear quando os dados não seguem a distribuição normal. Essa mesma ideia é utilizada como argumento de uso da regressão quantílica

¹Não obstante, ainda um forte apelo das estimativas de mínimos quadrados, segundo Angrist et al. (2006), é a sua robustez à má especificação do modelo, ou seja, as estimativas OLS fornecem a melhor aproximação linear da esperança condicional. Essa aproximação não é garantida para o quantil condicional, embora a regressão quantílica seja uma boa alternativa para a estimação de modelos log-lineares na presença de heterocedasticidade, dada a sua invariância a transformações monótonas.

por Esteves et al. (2020) para estabelecer valores de referência apropriados para a condução do nervo da extremidade superior.

Ainda na área da saúde, Staffa et al. (2019) apresentam vantagens do uso da regressão quantílica em comparação com OLS, realizando aplicações ilustrativas para exemplos clínicos de anestesiologia. Um dos aspectos relevantes salientado pelos autores é que muitas vezes os pressupostos do modelo de OLS de que os resíduos são normais, homocedásticos e não correlacionados falham. Em alguns casos as variáveis podem ser transformadas, porém nem sempre isso é possível. Dessa forma, os autores sugerem o uso da regressão quantílica, tendo em vista que os quantis possuem propriedades de equivalência (Hao et al. 2007, Schultz 1961); Hao e Naiman, 2007; Hosseini, 2019) as transformações monotônicas (como linear ou logarítmicas), que mantêm os dados na mesma ordem ascendente ou descendente podendo ser implementadas sem alterar os quantis estimados.

Na literatura sobre o retorno de investimentos educacionais², a regressão quantílica é geralmente utilizada para avaliar a desigualdade de renda (Cheruiyot 2019, Neves & Lima 2019, Rodrigues et al. 2014, Sampaio 2009), sendo pouca atenção dada aos problemas da estimação por OLS. Uma importante referência a esta discussão é o estudo de Arshad et al. (2016), que estimam retornos da educação para o Paquistão através da regressão quantílica. Os autores mostram que com a variável dependente y na forma de logaritmo natural não é possível aplicar OLS para estimar os efeitos marginais sobre a variável dependente em nível, dado que $\log[E(y|x)] \neq E[\log(y)|x]$. Ao estimar os resultados por quantis é possível obter o efeito marginal sobre y pela propriedade de equivariância monotônica dos quantis apresentada por Hao et al. (2007).

No Brasil, problemas de identificação da equação minceriana já foram evidenciados por Moura (2008), embora muitas publicações subsequentes não considerem esse ponto em suas estimações. Tendo por base resultados encontrados para os EUA [Hungerford & Solon (1987), Heckman et al. (1996, 2006), Jaeger & Page (1996)], o estudo realizou testes de identificação (linearidade nos anos de estudo) rejeitando tal hipótese, e ainda constatou que as estimações mincerianas por OLS apresentam viés de superestimação.

Prieto-Rodriguez et al. (2008) também chama a atenção para o fato de que estimativas por OLS não são bons preditores de retorno da educação, uma vez que uma proporção importante das estimativas do quantil não está dentro dos intervalos de confiança das estimativas do OLS. Assim, a regressão quantílica tem vantagens importantes sobre o OLS para estimar os retornos da educação devido à grande disparidade na distribuição salarial. Okamoto (2016) mostra que estimações de modelos na qual a variável dependente está em logaritmo natural e as variáveis explicativas estão em nível (como é o caso da equação minceriana), a estimação por OLS pode ser inadequada mesmo corrigindo-se a heterocedasticidade. Como alternativa, o autor propõe um modelo duplo Pareto-Lognormal (dPLN), salientando a propriedade de equivalência e a heterogeneidade da população.

²A ideia de educação como sendo um investimento em capital humano surgiu nas décadas de 50 e 60, sendo Schulz (1961) e Becker (1962) os primeiros autores que associaram ganhos mais elevados com educação para os EUA e também indicaram a educação como sendo um limitador para o crescimento dos países pobres. Seguindo essa nova visão da educação, Castro (1970) e Langoni (1974) realizaram as primeiras estimativas de retorno da educação para o Brasil, indicando que o investimento em capital humano apresenta altas taxas de retorno da educação no país.

É sabido que os países em desenvolvimento apresentam elevados retornos da educação. No Brasil, o tema ganha importância pela alta desigualdade de renda e a heterogeneidade entre as regiões, o que pode causar variações entre os retornos dos investimentos em educação nas diferentes macrorregiões brasileiras. Lam & Levison (1992), por exemplo, estimam o retorno da educação entre homens do Brasil e Estados Unidos, chegando a um valor entre 15-16% para os homens no Brasil contra 10-11% nos Estados Unidos. Já para as regiões brasileiras, Dalcin (2015) estimam o retorno da educação com base nos dados da PNAD para 2003 e 2013 e encontram uma grande disparidade entre as regiões e quantis de rendimentos. Alguns trabalhos, como Sampaio (2009), Rodrigues et al. (2014) e Neves & Lima (2019), também fazem uso de regressões quantílicas para analisar o retorno da educação no resultado econômico individual.

Nesse sentido, o presente artigo procura mostrar o viés presente na estimação de modelos log-lineares por OLS utilizando como pano de fundo a estimação do retorno da educação através da equação de salários minceriana. Para isso, estimamos o modelo log-linear de retorno educacional por regressão quantílica, conforme o proposto por Figueiredo, Lima e Schaur (2016), e comparamos este resultado com o obtido pela metodologia tradicional de estimação pela média. Os dados utilizados para tal são provenientes da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2015.

Como forma de conferir maior robustez à análise, procedemos à realização de uma simulação de Monte Carlo, construindo intervalos de confiança para os parâmetros estimados. De posse dos verdadeiros parâmetros dos dados gerados, será possível identificar com maior precisão se o viés da log-linearização de fato superestima o retorno à educação, comparando-se com o valor das estimativas de ambos os métodos.

Os resultados encontrados pelas estimações mostram que a estimação por regressão quantílica diminui o coeficiente da variável anos de estudo na equação minceriana, para todas as especificações consideradas. A diferença entre o coeficiente estimado via OLS em um modelo empírico menos completo e a média dos coeficientes gerados pela regressão quantílica no modelo com as variáveis de controle foi da ordem de 62%. A diferença entre os dois métodos foi corroborada na Simulação de Monte Carlo. Além disso, os resultados da regressão quantílica permitem também mostrar que o retorno da educação é menor para indivíduos mais pobres, evidenciando a existência de desigualdade de rendimentos.

O artigo conta com mais quatro seções, além desta introdução. A próxima seção descreve com maiores detalhes o viés de log-linearização e como a regressão quantílica conseguiria lidar com esse viés. A terceira seção é dedicada aos dados utilizados. A quarta seção apresenta os resultados encontrados das estimações com dados da PNAD. A quinta seção mostra os resultados da simulação de Monte Carlo e a sexta, e última seção, contém as considerações finais.

2 Procedimentos Metodológicos

Mincer (1974) propôs uma equação que não levasse em conta apenas a influência da educação no salário dos indivíduos, mas também o impacto do aprendizado adquirido pela experiência no trabalho. O modelo empírico esti-

mado no presente artigo inclui, adicionalmente às variáveis explicativas escolaridade e experiência no mercado de trabalho, as variáveis de controle raça, sexo, idade, unidade da federação, área urbana e metropolitana, entre outras:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 Escol_i + \beta_2 Exper_i + \beta_3 Exper_i^2 + X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

onde $\ln W_i$ é o log do salário por hora individual, $Escol_i$ a escolaridade, $Exper_i$ a experiência, $Exper_i^2$ a experiência ao quadrado para capturar a não linearidade do retorno desta variável e X_i o vetor das variáveis de controle.

O modelo acima se origina da transformação logarítmica de um modelo multiplicativo exponencial³, com a seguinte especificação:

$$W_i = \exp(x_i \beta) \tau_i \quad (2)$$

A transformação objetiva tornar o modelo linear nos parâmetros, permitindo sua estimação via mínimos quadrados. Esta estratégia de identificação, no entanto, vem sendo questionada por algumas pesquisas recentes, com base nas implicações da Desigualdade de Jensen, um resultado estatístico segundo o qual o valor esperado do logaritmo de uma variável aleatória difere do logaritmo do seu valor esperado.

Segundo Figueiredo, Lima e Schaur (2016), sendo $\tau_i = \exp[(x_i \varphi) \epsilon_i]$, onde ϵ_i possui uma distribuição normal (μ, θ^2) i.i.d, τ_i possui distribuição log-normal com a variância sendo uma função de x_i . Reescrevendo a equação (2), tem-se:

$$\ln W_i = x_i \beta + (x_i \varphi) \epsilon_i. \quad (3)$$

Assim, $E(\ln \tau_i | x_i) = \frac{-1}{2} \theta_i^2$, e quando assumimos que a equação é identificada, temos que $E(\ln \tau_i | x_i) = 1$. Na equação (2), temos que $E(\ln \tau_i | x_i) = x_i (\beta - \frac{\theta_i^2}{2}) \neq x_i \beta$ de forma que a heterocedasticidade leva a inconsistência da regressão log-linear da equação (3) se $E(\tau_i | x_i) = 1$ e identifica o modelo multiplicativo.

Se supusermos que $E(\epsilon_i | x) = E(\epsilon_i) = 0$, temos que $E(\ln W_i) = x_i \beta + x_i \varphi E(\epsilon_i) = x_i \beta$. Pelas propriedades da distribuição log-normal, se $E(\epsilon_i) = 0$ teremos $E(\tau_i | x) \neq 1$. Portanto, se o modelo log-linear for identificado, o modelo multiplicativo não é identificado, pois $E(f_i | x) = \exp(x_i \beta)$. Em suma, a identificação do modelo exponencial não leva à identificação do modelo log-linear, e vice-versa, tendo em vista que a Desigualdade de Jensen nos mostra que $E(\ln \tau_i | x_i) \neq \ln[E(\tau_i | x_i)]$.

Uma das propriedades dos quantis é a equivariância, importante no âmbito de estudos aplicados pois permite que a escala da variável original possa ser alterada, sem perda de coerência nas conclusões baseadas nos resultados estimados da regressão (Figueiredo et al. (2014)), então propõem a estimação do modelo log-linearizado pelo método de regressões quantílicas. Os autores mostram que com isso é possível identificar simultaneamente os dois modelos.

Para qualquer variável aleatória Y , $Q_\theta(h(Y)) = h(Q_\theta(Y))$. Aplicando essa propriedade à (2), temos que:

³Os detalhes mostrados nesta seção se baseiam na descrição apresentada por Figueiredo, Lima e Schaur (2016)

$$Q_{\theta}(W_i|x_i) = \exp(x_i\beta) \cdot Q_{\theta}(\tau_i|x_i), \quad (4)$$

$$= \exp(x_i\beta) \cdot \exp[(x_i\theta)Q_{\theta}(\epsilon_i)], \quad (5)$$

$$= \exp[x_i(\beta + \theta Q_{\theta}(\epsilon_i))], \quad (6)$$

$$= \exp(x_i\beta(\theta)). \quad (7)$$

onde $\beta(\theta) = \beta + \theta Q_{\theta}(\epsilon_i)$

Log-linearizando o modelo, teremos $\ln \tau_i = (x_i\theta)\epsilon_i$. Inserindo adicionalmente a propriedade da equivariância temos o modelo:

$$\ln W_i = x_i\beta + \ln \tau_i \quad (8)$$

$$\ln W_i = x_i\beta + (x_i\theta)\epsilon_i \quad (9)$$

Para cada $\theta \in (0, 1)$, a propriedade da equivariância nos diz que

$$Q_{\theta}(\ln(W_i)|x_i) = \ln[Q_{\theta}(W_i)] = \ln[\exp(x_i\beta(\theta))],$$

onde $\beta(\theta) = \beta + \theta Q_{\theta}(\epsilon_i)$. Assim, o $\beta(\theta)$ obtido será o mesmo obtido pela equação exponencial. Assim, a abordagem quantílica identifica tanto o modelo multiplicativo quanto o log-linear, de forma que a presente estimação terá como base o modelo das equações (8) e (9).

Para comparar as estimativas do retorno da educação obtidas por OLS e por regressões quantílicas, calculamos o efeito médio de x_i a partir dos coeficientes dos quantis e comparamos com o coeficiente de mínimos quadrados. Koenker (2005, p. 32) mostra que integrando a função quantílica em todo o domínio $(0, 1)$ se chega a uma aproximação da função média:

$$E(y_i|x_i = x) \approx \int_0^1 Q_{\tau}(y_i|x_i = x) d\tau \quad (10)$$

Em outras palavras, a média dos coeficientes estimados para cada quantil consistiria em uma boa aproximação do efeito na média condicional.

Figueiredo et al. (2014) citam ainda outras vantagens da regressão quantílica, como a facilidade de interpretar os parâmetros obtidos, a capacidade de lidar com variáveis censuradas e as estimativas para diferentes quantis, aumentando o espectro da análise com o impacto das variáveis explanatórias em diferentes pontos da distribuição. Ao fornecer um retrato geral do retorno da educação em toda a distribuição de salários, pode-se inferir resultados sobre desigualdade educacional⁴ e de rendimentos⁵.

3 Dados

Os dados utilizados no estudo são fornecidos pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2015. A PNAD é uma pesquisa por

⁴Figueiredo & Dantas (2011) mostram que a desigualdade educacional associada a uma desigualdade de retorno à escolaridade, faz da educação um componente importante da desigualdade de renda.

⁵Outra vantagem da regressão quantílica é a robustez a outliers (ver Silva & Porto Júnior (2006)).

amostragem probabilística de domicílios, representativa em todo o território nacional. Para dar maior consistência às estimativas, foram realizados alguns filtros na amostra total, mantendo apenas chefes de domicílios com idade economicamente ativa entre 18 e 65 anos. A variável dependente é o logaritmo da renda do trabalho por hora e a escolaridade é medida a partir dos anos de estudo dos indivíduos.

A variável experiência no mercado de trabalho foi criada a partir da idade do indivíduo menos os anos de estudo menos 6, que é idade que o indivíduo entra na escola ($\text{Experiência} = \text{Idade} - \text{Anos de estudo} - 6$). Já a variável sexo consiste em uma dummy que assume valor 1 se o indivíduo for do sexo masculino e 0 se o indivíduo é do sexo feminino, assim como a dummy de raça, que assume valor 1 se o indivíduo for branco e 0 se o indivíduo for não branco. Além dessas variáveis, foram incluídas uma dummy que indica se o indivíduo vive na área urbana, uma dummy que indica se o trabalhador é do setor formal e uma dummy para cada região da federação.

Variáveis relacionadas ao *background* familiar também são importantes na estimação da equação de salários, visto a alta persistência entre as gerações [Ver Ferreira & Veloso (2006)]. No entanto, a não inclusão de variáveis relacionadas a educação dos pais não inviabiliza o objetivo desse trabalho, cujo foco é no viés de log-linearização. Por outro lado, variáveis relacionadas às características do cônjuge ajudam a mitigar o viés de variáveis omitidas, onde indivíduos mais escolarizados tendem a ter pares também com maior grau de escolaridade ("casamentos seletivos"). Lam & Schoeni (1993), por exemplo, mostram que a correlação entre a escolaridade dos indivíduos e seus cônjuges é de 0,77 para dados da PNAD de 1982.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis relacionadas às características individuais, num total de 19.076 observações sobre indivíduos da PNAD de 2015. É observado uma média de anos de estudo de 10 anos com uma média de idade de pouco mais de 41 anos e 25,3 anos de experiência. Dentre os atributos pessoais, 72% da amostra é composta por homens chefes de família, aproximadamente 44% são de cor branca, 65% estão inseridos no mercado de trabalho formal e 53% moram num município diferente do que nasceram (migrante). Por fim, a quase totalidade reside na área urbana (96%), 59% em regiões metropolitanas e a maior parte nas regiões Sudeste (33%) e Nordeste (21%).

A Tabela 2 mostra as características do cônjuge. De fato, é possível observar uma média de anos de estudo praticamente idêntica a do chefe da família, dando indícios de que a amostra apresenta um *matching* parecido em termos de escolaridade. O percentual de cônjuges brancos na amostra é um pouco superior ao do chefe ao passo que possuem uma média de idade menor e menos experiência no mercado de trabalho. Por outro lado, um percentual maior de cônjuges está inserido no mercado de trabalho formal. Por fim, 27% dos cônjuges são do sexo masculino, complementando a informação da Tabela 1 com a maioria dos chefes de família homens (72%).

4 Resultados

Esta seção apresenta os resultados do retorno da educação sobre os salários, estimados por MQO, por regressão quantílica e para a média dos quantis (segundo Koenker (2005, p. 32)). Em todas as abordagens, as variáveis referentes

Tabela 1: Estatísticas Descritivas – PNAD 2015

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Log da Renda/hora (Dependente)	7,753	2,476	3,218	27,631
Características Pessoais				
Anos de Estudo (Variável de interesse)	10,079	3,908	0	15
Sexo	0,720	0,448	0	1
Raça	0,442	0,496	0	1
Idade	41,453	10,044	18	65
Experiência	25,387	11,246	1	59
Formal	0,656	0,474	0	1
Migrante	0,533	0,498	0	1
Localização				
Urbana	0,964	0,184	0	1
Área Metropolitana	0,591	0,491	0	1
Norte	0,132	0,339	0	1
Nordeste	0,215	0,411	0	1
Sul	0,188	0,390	0	1
Sudeste	0,338	0,473	0	1
Centro-Oeste	0,125	0,331	0	1

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2015).

Tabela 2: Características Pessoais do Cônjuge – PNAD 2015

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Anos de Estudo	10,318	3,829	0	15
Sexo	0,278	0,448	0	1
Raça	0,475	0,499	0	1
Idade	39,684	9,972	18	65
Experiência	23,382	11,165	1	59
Formal	0,688	0,463	0	1

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2015).

às características individuais e de localização são inseridas como regressores nas equações, com o objetivo de observar as mudanças no coeficiente referentes ao retorno da educação. Posteriormente são inseridas as características do cônjuge como regressores adicionais, buscando captar características não observáveis dos indivíduos (escolhas, ambiente familiar compartilhado) que podem afetar sua produtividade e consequentemente os salários, gerando assim estimativas mais consistentes.

Contudo, apesar do tratamento da omissão de variáveis, não é garantido que os modelos estimados na forma log-linear, tanto por OLS quanto por RQ, estejam corretamente especificados. É possível que exista viés decorrente da má-especificação do modelo. Para garantir que as estimações não tenham resultados viesados devido à sua forma funcional, foi realizada uma simulação de Monte Carlo. Esse processo simula um modelo no qual os verdadeiros parâmetros são conhecidos e permite calcular o mesmo modelo via OLS e RQ, podendo indicar de forma robusta o método de estimação que melhor se aproxima dos verdadeiros parâmetros.

A Tabela 3 apresenta as estimações por MQO, para o quantil 0,50 (mediana) e para a média dos quantis, respectivamente. Para uma comparação mais

direta com os resultados do MQO a estimação feita com a média dos quantis é a indicada, onde o retorno da educação é obtido pela estimação para diferentes quantis e posteriormente é calculada a média desses coeficientes⁶. O primeiro modelo estimado (coluna 1) é controlado apenas por características pessoais do próprio chefe da família (idade, idade ao quadrado, sexo, raça, experiência, experiência ao quadrado, trabalho formal, migração), que será mantida em todas as regressões, tal como descrita na seção dos dados. O modelo da Coluna 2 é estimado adicionando as variáveis de localização (região metropolitana, área urbana, dummies para região), mantendo-se as demais variáveis de controle. Por fim, na Coluna 3 são adicionadas nas estimações as características do cônjuge, buscando reduzir o viés de variável omitida.

Tabela 3: Retorno da Educação no Brasil

	Variável Dependente: Log do Salário por Hora		
	(1)	(2)	(3)
	OLS		
Escolaridade	0,161*** (0,011)	0,155*** (0,0012)	0,099*** (0,014)
Observações	19.025	19.025	19.025
	Regressão Quantílica (Mediana)		
Escolaridade	0,125*** (0,004)	0,120*** (0,004)	0,087*** (0,005)
Observações	19.025	19.025	19.025
	Média dos Quantis		
Escolaridade	0,114*** (0,004)	0,093*** (0,004)	0,061*** (0,005)
Observações	19.025	19.025	19.025

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2015.

Notas: (1) Controles: características Pessoais. (2) Controles: características Pessoais + Localização. (3) Controles: características Pessoais + Localização + Características do Cônjuge.

Notas: *** p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

Comparando as colunas para um mesmo método de estimação, é observada uma redução no coeficiente da escolaridade à medida que as demais variáveis são adicionadas, passando de 0,16 quando apenas as características pessoais são utilizadas (coluna 1) para 0,09, quando todas as variáveis são utilizadas (coluna 3) no caso da média estimada por OLS. Na estimação quantílica para a mediana a redução no coeficiente da escolaridade foi de 0,12 (coluna 1) para 0,08 (coluna 3) e para a média dos quantis de 0,11 (coluna 1) para 0,06 (coluna 3). Tais resultados evidenciam a possível superestimação dos coeficientes com a omissão de variáveis relevantes, independente do método de estimação.

Um ponto importante a destacar é que as estimativas por regressão quantílica apresentam coeficientes menores para cada uma das especificações utilizadas, tanto para o retorno da educação quanto para outras variáveis de

⁶Foram estimados os quantis de 0,01 ao 0,99 e retirado à média aritmética dos seus coeficientes.

controle.⁷ Isso sugere uma possível superestimação quando se usa a equação minceriana tradicional estimada pela média, devido a fatores como a presença de *outliers* ou erros de especificação. Quando se observa o resultado pela média dos quantis, são verificados coeficientes ligeiramente menores que os estimados para a mediana (quantil 0,50), o que sugere uma maior robustez dos resultados quantílicos. A diferença entre as abordagens fica ainda mais evidente quando comparamos o retorno da educação via OLS na especificação menos completa (1) e o retorno obtido com a média dos quantis no modelo com as características de localização e do cônjuge como controles (3). Há uma redução de 0,1, o que representa uma diferença da ordem de 62%.

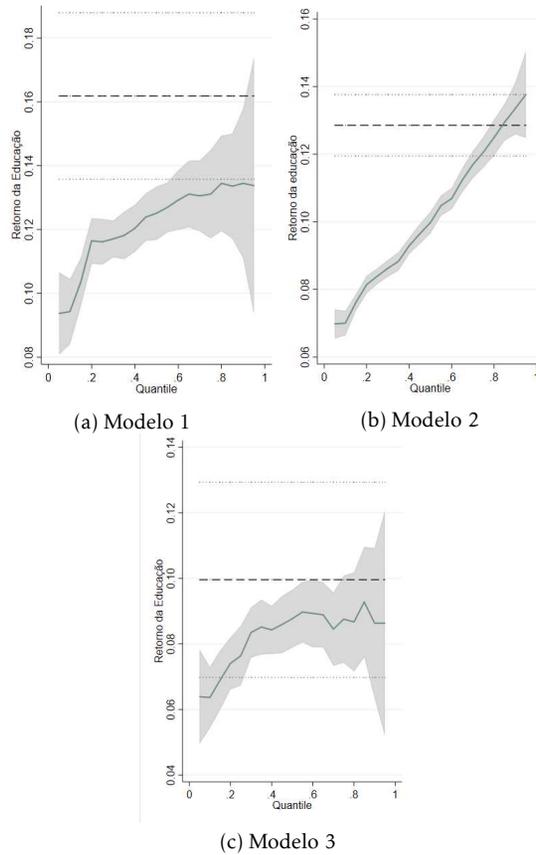
Para melhor visualização dos resultados quantílicos, a Figura 1 mostra os coeficientes do retorno da educação para toda a distribuição de salários. Cada gráfico da Figura é construído a partir de uma das especificações da Tabela anterior, tal que o gráfico Modelo 1 corresponde a especificação da coluna 1 da Tabela, com a inclusão apenas das características pessoais, o gráfico Modelo 2 adiciona as variáveis de localização e o gráfico Modelo 3 adiciona as características do cônjuge, mantendo as demais. Em todas as especificações, vê-se que existe uma desigualdade de retorno educacional entre os quantis. Para os indivíduos com os menores salários um ano a mais de qualificação gera um acréscimo de renda menor do que para aqueles indivíduos localizados nos quantis mais altos de renda. À medida que são adicionadas as variáveis de controle, a curva dos coeficientes quantílicos fica menos inclinada e a diferença entre os retornos se torna sensivelmente menor.

Este resultado corrobora a hipótese de que a educação é um fator preponderante para a desigualdade de rendimento entre os indivíduos. Os indivíduos mais pobres, em geral, possuem os menores níveis de escolaridade, além de ter acesso a um ensino de pior qualidade; a partir do momento que existe uma diferença de educação e de retorno educacional, há um reforço da desigualdade de rendimento já existente. Com a inclusão das demais variáveis, consegue-se controlar por mais fatores relacionados aos ganhos de renda dos indivíduos, de modo que tanto a magnitude quanto as variações entre os parâmetros estimados têm uma leve redução.

Em suma, a estimação por OLS da equação minceriana na sua forma log-linear tende a superestimar o efeito da educação sobre os salários. Embora a literatura tenha concentrado todos os esforços em favor da correção da endogeneidade (o que no nosso caso não pode ser completamente controlada por falta de bons instrumentos)⁸, ao não levar em consideração que a função média não é invariante a transformação logarítmica negligencia-se um viés importante e que gera uma superestimação significativa do parâmetro do retorno educacional. No presente trabalho, o coeficiente do retorno da educação calculado pela média condicional possui um viés (viés da log-linearização) de 39,3% em relação à média dos coeficientes quantílicos. A possível superestimação das estimativas OLS será confirmada com maior precisão na simulação de Monte Carlo, cujos resultados são apresentados na seção seguinte.

⁷o objetivo do artigo não é discutir coeficientes e efeitos de variáveis relacionadas às demais características. Por isso, nos limitamos a apresentar o retorno da educação. No entanto, os resultados para as demais variáveis podem ser solicitados juntos aos autores

⁸A educação dos pais, por exemplo, consiste em um dos instrumentos tradicionalmente utilizados pela literatura. Entretanto, este procedimento recebe fortes críticas, dado que ela é significativa quando considerada como um regressor diretamente inserido na equação de salários, o que inviabiliza sua utilização como instrumento

Figura 1: Retorno Educacional para os Quantis de Salário

Fonte: Elaboração própria com base nas estimações.

5 Simulação de Monte Carlo

Angrist et al. (2006) mostra que o processo de regressão quantílica é limitado, uma vez que esta não é robusta a má especificação do modelo. Nesse caso, a função covariância não é proporcional à função covariância da função corretamente especificada. Caso exista problema de má especificação do modelo nos quantis condicionais não é possível recuperar a melhor aproximação linear deste quantil, diferente do que ocorre com a média condicional.

Não obstante a robustez do OLS a erros de especificação, o presente artigo procura mostrar que para a estimação de modelos log-lineares originados de modelos multiplicativos com heterocedasticidade, a regressão quantílica gera estimativas menos viesadas. Assim, foram realizadas simulações de Monte Carlo para comparar as estimativas sob o método de OLS, a abordagem de regressões quantílicas para a mediana e a média dos coeficientes quantílicos, este último tal como sugerido por Koenker (2005) para uma melhor comparação com a média condicional. Conhecendo os verdadeiros valores dos parâmetros β_1 e β_2 , a Tabela 1 apresenta os resultados para o viés de especificação do modelo log-linear (%Viés) e o erro quadrático médio (RMSE - Root Mean Square Error) das simulações.

O Processo Gerador de Dados⁹ é definido como $y = \exp(2+X_1+2X_2) \cdot \exp(1+(\gamma \cdot (X_1 + X_2 + X_2^2 + X_2^2)) \cdot u)$, com $(\beta_1, \beta_2) = (1, 2)$, $u \sim iidN(0, 1)$ e $X_i, i = 1, 2$ obtidos de forma independente e normalmente distribuídos. O parâmetro γ controla a heterocedasticidade do modelo; atribuiu-se três diferentes valores nas estimações $\gamma = (0, 1; 0, 5; 1)$, tendo uma log normal heterocedastica. Caso considerássemos $\gamma = 0$ não teríamos heterocedasticidade. Observa-se ainda que o erro foi incluído na exponencial, não admitindo, portanto, erros negativos, dado que o modelo é estimado na forma log-linear. Por fim, foram considerados os tamanhos de amostra $N = 500$, $N=1.000$ e $N=2.000$, a partir do OLS, da regressão quantílica para a mediana e da média dos quantis usando 1.000 replicações.

As simulações buscaram observar o viés causado por transformações logarítmicas de modelos exponenciais com heterocedasticidade, como no caso da retorno da educação apresentado. Os resultados sugerem que o estimador de OLS apresenta um maior viés para a maior parte das simulações, com exceção de alguns coeficientes para amostras menores $N=500$ e um menor valor para gamma. Por outro lado, o desempenho da regressão quantílica para a mediana ($\tau = 0, 50$) é superior em termos de redução do viés e possui menor RMSE que os demais, e essa diferença em relação ao OLS se eleva à medida que se aumenta o tamanho da amostra e a presença da heterocedasticidade. A estimativa usando a média dos quantis também apresenta um viés menor que as estimativas obtidas por OLS para amostras maiores com heterocedasticidade, porém o RMSE é maior que a mediana devido aos quantis extremos (caudas inferior e superior).

Em suma, as simulações mostram que a regressão quantílica consegue estimativas com menor viés e RMSE na presença de heterocedasticidade. A vantagem da estimação via regressão quantílica frente aos demais métodos aumenta quanto maior a amostra e o grau de heterocedasticidade. Nas mesmas condições que a mediana, a média dos quantis também consegue um desempenho melhor que os mínimos quadrados, porém apresenta um RMSE maior que a mediana, naturalmente devido aos quantis das caudas. Sem a heterocedasticidade, sem erros de especificação e em amostras pequenas, o OLS consegue uma estimação com menor viés.

6 Considerações Finais

O objetivo do presente trabalho consistiu em mostrar o viés produzido pela estimação de modelos log-lineares pelo método de mínimos quadrados. Para tanto, utilizamos como pano de fundo a estimação do retorno da educação com a equação minceriana de salários. Nesse sentido, procurou-se produzir estimativas mais robustas mostrando como solução do problema de identificação a aplicação de regressões quantílicas ao modelo log-linear, dada a propriedade de equivariância dos quantis. Para sustentar nossa hipótese, foi feita uma simulação de Monte Carlo, na qual de posse dos verdadeiros parâmetros do modelo simulado, conseguimos ver qual método produz as estimativas mais consistentes.

Os resultados mostraram que a estimação de modelos log-lineares pela média condicional tende a gerar coeficientes de retorno da educação tendenciosos. Quando comparamos as estimativas geradas por MQO com as gera-

⁹Em inglês *Data Generator Process (DGP)*

Tabela 4: Simulação de Monte Carlo

	$\gamma = 0,1$			$\gamma = 0,5$			$\gamma = 1$		
	OLS	QR	MQR	OLS	QR	MQR	OLS	QR	MQR
N = 500									
% Viés de β_1	0,001	0,007	0,006	0,006	0,037	0,029	0,012	0,075	0,06
% Viés de β_2	0,009	0,005	0,002	0,049	0,026	0,012	0,099	0,053	0,025
RMSE	1,749	0,459	1,65	8,746	2,295	4,255	17,492	4,59	8,511
N = 1.000									
% Viés de β_1	0,025	0,004	0,008	0,127	0,021	0,041	0,255	0,042	0,083
% Viés de β_2	0,003	0,003	0,003	0,019	0,017	0,019	0,038	0,034	0,038
RMSE	1,06	0,29	1,613	5,3008	1,45	4,069	10,601	2,9	7,139
N = 2.000									
% Viés de β_1	0,005	0,001	0,001	0,025	0,009	0,005	0,051	0,018	0,01
% Viés de β_2	0,025	0,005	0,006	0,126	0,028	0,034	0,253	0,057	0,068
RMSE	0,997	0,253	1,587	4,988	1,267	3,941	9,976	2,534	6,883

Fonte: Elaboração própria a partir das simulações.

Legenda: QR = Regressão quantílica para a mediana; MQR = Média dos Quantis.

das pelas abordagens de quantis (regressão quantílica tradicional e média dos quantis), verificou-se uma redução nos coeficientes em todos os modelos testados (com e sem controles).

Tais resultados são confirmados pela simulação de Monte Carlo, a qual mostra que a regressão quantílica produz as estimativas de retorno da educação mais próximas das verdadeiras, em comparação com as estimativas OLS. A diferença entre as estimativas dos dois métodos cresce à medida que se aumenta o tamanho da amostra, ratificando a vantagem da regressão quantílica na estimação de modelos log-lineares na presença de heterocedasticidade.

Referências Bibliográficas

- Angrist, J., Chernozhukov, V. & Fernández-Val, I. (2006). Quantile regression under misspecification, with an application to the US wage structure. *Econometrica*, New Haven, v. 74, p. 539-563.
- Arshad, I. A., Younas, U., Shaikh, A. W. & Chandio, M. S. (2016). Quantile regression analysis of monthly earnings in Pakistan. *Sindh University Research Journal*, Jamshoro, v. 48, p. 919-924.
- Becker, G. S. (1962). Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 70, p. 9-49.
- Castro, C. M. (1970). *Investment in education in Brazil: a study of two industrial communities*. 1970. Thesis (Ph.D. in Economics) - Vanderbilt University, Nashville.
- Cheruiyot, K. (2019). Heterogeneous relationships between income levels and associated correlates in Gauteng province, South Africa: quantile regression approach. *Development Southern Africa*, Abingdon, v. 37, p. 871-887.

Coelho, D., Veszteg, R. & Soares, F. V. (2010). *Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciados raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1483).

Dalcin, Aline.; Annegues, A. C. A. R. (2015). Desigualdade de renda e retornos educacionais: uma abordagem quantílica. In: *VI Encontro de Economia do Espírito Santo*. Vitória: UFES.

Esteves, E. A., Guio, S. P., Carlos, A., Cantor, E., Habeych, M. E. & Malagón, A. L. (2020). Reference values of upper extremity nerve conduction studies in a Colombian population. *Clinical Neurophysiology Practice*, Amsterdam, v. 5, p. 73–78.

Ferreira, S. G. & Veloso, F. A. (2006). Intergenerational mobility of wages in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, Rio de Janeiro, v. 26, p. 181–211.

Figueiredo, E. & Dantas, A. R. M. (2011). Retorno da educação nos estados nordestinos: Piauí, Rio Grande do Norte e Bahia. *Economia e Desenvolvimento*, Recife, v. 9, p. 79–99.

Figueiredo, E., Lima, L. R. & Schaur, G. (2014). Robust Estimation of gravity equations and the WTO impact on trade inequality. In: *CESifo Conference on Estimation of Gravity Model of Bilateral Trade*. Munich: CESifo.

Hao, L., Naiman, D. Q. & Naiman, D. Q. (2007). *Quantile Regression*. Califórnia: Sage.

Heckman, J. J., Lochner, L. J. & Todd, P. E. (2006). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond. *Handbook of the Economics of Education*, Amsterdam, v. 1, p. 307–458.

Heckman, J., Layne-Farrar, A. & Todd, P. (1996). Human capital pricing equations with an application to estimating the effect of schooling quality on earnings. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 78, p. 562–610.

Hossain, M. M. & Majumder, A. K. (2019). Determinants of the age of mother at first birth in Bangladesh: quantile regression approach. *Journal of Public Health*, Berlin, v. 27, p. 419–424.

Hungerford, T. & Solon, G. (1987). Sheepskin effects in the returns to education. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 69, p. 175–177.

Jaeger, D. A. & Page, M. E. (1996). Degrees matter: New evidence on sheepskin effects in the returns to education. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 78, p. 733–740.

Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.

Lam, D. & Levison, D. (1992). Age, experience, and schooling: Decomposing earnings inequality in the United States and Brazil. *Sociological Inquiry*, Hoboken, v. 62, p. 220–245.

- Lam, D. & Schoeni, R. F. (1993). Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 101, p. 710–740.
- Langoni, C. G. (1974). *As Causas do Crescimento Econômico do Brasil*. Rio de Janeiro: APEC.
- Maciel, M. C., Campêlo, A. C. & Raposo, M. C. F. (2001). A dinâmica das mudanças na distribuição salarial e no retorno em educação para mulheres: uma aplicação de regressão quantílica. In: *XXIX Encontro Nacional de Economia*. Salvador: ANPEC.
- Maiti, M. (2019). OLS versus quantile regression in extreme distributions. *Contaduría y Administración*, Cidade do México, v. 64, p. 1–11.
- Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 107, p. 407–437.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Moura, R. L. (2008). Testando as Hipóteses do Modelo de Mincer para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 62, p. 407–449.
- Neves, M. F. & Lima, A. C. C. (2019). Investimento em capital humano e retornos da educação nos mercados de trabalho brasileiros, 1991/2010. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, Salvador, v. 1, p. 76–107.
- Okamoto, M. (2016). *Mincer earnings regression in the form of the double Pareto-lognormal model*. Roma: Society for the Study of Economic Inequality. (Working Paper n. 407).
- Prieto-Rodriguez, J., Barros, C. P. & Vieira, J. A. C. (2008). What a quantile approach can tell us about returns to education in Europe. *Education Economics*, Abingdon, v. 16, p. 391–410.
- Ramos, L. & Reis, M. (2009). *A escolaridade dos pais, os retornos à educação no mercado de trabalho ea desigualdade de rendimentos*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1442).
- Rodrigues, C. F. S., Oliveira, C. M. S. & Alves, J. S. (2014). Desigualdade de renda e retornos educacionais: uma abordagem quantílica. In: *Encontro Pernambucano de Economia*. Recife: ENPECON.
- Sachsida, A., Loureiro, P. R. A. & Mendonça, M. J. C. (2004). Um estudo sobre retorno em escolaridade no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 58, p. 249–265.
- Sampaio, A. V. (2009). Estimação da equação de salário para o Brasil, o Paraná e o Rio Grande do Sul em 2007—uma abordagem quantílica. *Indicadores Econômicos FEE*, Porto Alegre, v. 37, p. 1–20.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, Nashville, v. 51, p. 1–17.

Silva, E. N. & Porto Júnior, S. S. (2006). Sistema financeiro e crescimento econômico: uma aplicação de regressão quantílica. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 10, p. 425–442.

Silva, J. M. C. S. & Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 88, p. 641–658.

Staffa, S. J., Kohane, D. S. & Zurakowski, D. (2019). Quantile regression and its applications: a primer for anesthesiologists. *Anesthesia & Analgesia*, Philadelphia, v. 128, p. 820–830.

Informações aos autores

Objetivo e Escopo

A ECONOMIA APLICADA é uma publicação trimestral do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo, com uma linha editorial voltada exclusivamente para artigos científicos em economia aplicada. Tem por foco a publicação de trabalhos de análise econômica aplicada a problemas específicos, tanto de interesse do setor público como privado, e que contenham, particularmente, estudos quantitativos, cujos resultados possam aproximar a teoria da realidade. A interação entre trabalho empírico e teoria, análise e política econômica é, portanto, um importante diferencial da revista. A revista ECONOMIA APLICADA coloca-se como um espaço aberto para toda a comunidade acadêmica, nacional e internacional.

Política Editorial

Os artigos submetidos são avaliados inicialmente pelos Editores quanto a sua adequação à linha editorial da Revista. Uma vez aceita a submissão, o artigo é encaminhado para avaliação por pareceristas designados pelos Editores, no sistema double-blind.

Apresentação de Artigos

Os artigos submetidos para avaliação devem obedecer às seguintes normas:

1. Apresentar ineditismos no país e no exterior
2. Na primeira página devem constar o título do artigo, nome dos autores com endereço para contato e afiliação institucional, resumo com até 100 palavras em português e inglês, palavras chave, em português e inglês e classificação JEL.
3. Na versão para “avaliação”, basta um arquivo no formato pdf com todas as equações, tabelas e figuras no corpo do texto, e referências no final.
4. Caso o artigo venha a ser aceito para publicação, a equipe da revista contatará os editores para as atividades de editoração. Nessa ocasião serão requeridos os seguintes arquivos:
 - Arquivo fonte no formato \LaTeX .
 - Arquivo de referências bibliográficas no padrão \BibTeX .
 - Arquivo com as figuras em formato TIFF ou EPS.
 - Planilha eletrônica com todas as tabelas.

Responsabilidade e Direitos Autorais

Os autores que submeterem ou tiverem o artigo aceito para publicação na Revista ECONOMIA APLICADA declaram:

- Ter participado da concepção do artigo para tornarem públicas suas responsabilidades pelos seus conteúdos, que não omitiram quaisquer ligações ou acordos de financiamento entre autores e companhias que possam ter interesse na publicação deste artigo.
- Que o manuscrito é inédito e que o artigo, em parte ou na íntegra, ou qualquer outro artigo com conteúdo substancialmente similar, de sua autoria, não foi enviado à outra revista e não o será enquanto sua publicação estiver sendo considerada pela revista ECONOMIA APLICADA, que seja no formato impresso ou no eletrônico, exceto o descrito em anexo.
- Que a revista ECONOMIA APLICADA passa a ter os direitos autorais para a veiculação dos artigos, tanto em formato impresso como eletrônico a eles referentes, os quais se tornarão propriedade exclusiva da ECONOMIA APLICADA. É permitida a reprodução total ou parcial dos artigos desta revista, desde que seja explicitamente citada a fonte completa.

ISSN 1980-5330



The Brazilian Journal of Applied Economics is a quarterly publication of the Departments of Economics of the FEA-RP of the University of São Paulo. The published papers are sole responsibility of the author(s). As the author(s) send a manuscript for submission to the Journal they tacitly agree that, if accepted for publication, the copyright of the material will be transferred to the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The Journal may then publish the material in paper and electronic formats that will be exclusive property of the ECONOMIA APLICADA (BRAZILIAN JOURNAL OF APPLIED ECONOMICS). The publication of the whole papers or parts of it is permitted as long as the source is explicitly mentioned. The Brazilian Journal of Applied Economics is published with the financial support of the CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico. This journal is indexed by Journal of Economic Literature, electronic on line and CD-ROM, and Revistas USP.

Secretary, Sales and Delivery: Juliana de Freitas Vitória Cover: Christof Gunkel
Linguistic revision (Portuguese and English): Iulo Feliciano Afonso (Solution Translations Eireli — Epp)
Diagramming: João Pedro dos Santos Costa

Mailing Address

Revista Economia Aplicada, Departamento de Economia, FEA-RP/USP
Avenida dos Bandeirantes, 3900, Ribeirão Preto, SP.
CEP 14040-905
Telefone: (0xx16) 3315-0407
Email: revecap@usp.br
Website: <http://www.usp.br/revecap>

Editor

Eliezer Martins Diniz

Associate Editors

Edson Zambon Monte

Fernando Antonio de Barros Júnior

Reynaldo Fernandes

Eliezer Martins Diniz

Lízia de Figueirêdo

Sergio Naruhiko Sakurai

Editorial Board

Affonso Celso Pastore

USP

Cássio F. Camargo Rolim

UFPR

Clélio Campolina Diniz

CEDEPLAR

Eleutério F. S. Prado

USP

Francisco Anuatti Neto

USP/RP

Geraldo Sant'ana de Camargo Barros

ESALQ/USP

José Marcelino da Costa

NAEA/PA

Marcelo Portugal

UFRGS

Márcio Gomes Pinto Garcia

PUC/RJ

Paulo César Coutinho

UnB

Pedro Cesar Dutra Fonseca

UFRGS

Pierre Perron

Boston University

Roberto Smith

UFCE

Rogério Studart

UFRJ

Sérgio Werlang

FGV/RJ

Victor Bulmer-Thomas

University of London

Carlos Roberto Azzoni

USP

Cláudio Monteiro Considera

UFF

Denisard C. de Oliveira Alves

USP

Fernando de Holanda Barbosa

FGV/RJ, UFF

Geoffrey J. D. Hewings

University of Illinois

Gustavo Maia Gomes

IPEA

José A. Scheinkman

Princeton University

Maria José Willumsen

Florida International University

Mário Luiz Possas

UFRJ

Paulo Nogueira Batista Júnior

FGV/SP

Pedro Luiz Valls Pereira

FGV/SP

Ricardo R. Araújo Lima

UnB

Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Russell E. Smith

Washburn University

Tomás Málaga

FGV/SP

Wilson Suzigan

Unicamp