

GASTOS PÚBLICOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS PARANAENSES	397-416
Aline Sant Anna de Oliveira, Marcos Minoru Hasegawa, Rodrigo Alan Thomaz	
DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS E ORIENTAÇÃO SEXUAL NA REGIÃO NORDESTE	417-435
Daniel Tomaz de Sousa, Cássio da Nóbrega Besarria	
DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NA REGIÃO NORDESTE: UMA ANÁLISE SEGUNDO CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO E NÍVEL EDUCACIONAL	436-452
Maria Adreciana Silva de Aguiar, Daniel Tomaz de Sousa, Priscila Silva Rodrigues	
ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DOS DOMICÍLIOS RURAIS BRASILEIROS	453-476
Ascânio Vitor Vasconcelos Fonseca, Viviani Silva Lirio, Lorena Vieira Costa Lelis, João Eustáquio de Lima	
MOBILIDADE PENDULAR NA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE: UMA INVESTIGAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO DO TRABALHO	477-503
Danyella Juliana Martins de Brito, Marcus Vinícius Amaral e Silva, Ana Maria Hermeto	
UM ESTUDO DA CONVERGÊNCIA DE RENDA PER CAPITA ENTRE OS MUNICÍPIOS CATARINENSES	504-520
Júlio César Araújo Silva Júnior, Marina Bellei, Ismael Cittadin, Gabrielito Rauter Menezes	
MOVIMENTOS PENDULARES E DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NO BRASIL	521-542
Bráulio Luiz de Paula Santos, Lorena Vieira Costa	

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

ISSN 2447-7990

A **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)** é uma publicação oficial da **Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER)**. A revista tem por objetivo divulgar trabalhos que representam contribuição científica para o campo do conhecimento sobre os fenômenos regionais e urbanos com ênfase para a realidade brasileira. A perspectiva multidisciplinar é valorizada pela revista e os artigos publicados podem representar contribuições teóricas, aplicadas ou de política.

Os temas de interesse da revista incluem, de forma não necessariamente exclusiva: teoria e metodologia em economia regional e urbana, localização e concentração das atividades econômicas, análise estatística espacial, desenvolvimento regional e crescimento econômico, competitividade regional, infraestrutura regional e urbana, estudos urbanos e metropolitanos, meio ambiente e recursos naturais, turismo e indústrias culturais, desenvolvimento urbano e uso da terra, empreendedorismo e inovação, políticas sociais, pobreza, migração e mercado de trabalho regional e finanças públicas locais.

A revista é publicada pela Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) com objetivo de divulgar estudos socioeconômicos com destaque para as temáticas regional e urbana.

EDITORES

Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.
Pery Francisco Assis Shikida, UNIOESTE.

EDITOR ASSISTENTE

Vinicius de Almeida Vale, UFPR.
Inácio Fernandes de Araújo Junior, UFJF.

CONSELHO EDITORIAL

Alexandre Rands, UFPE.
Carlos Roberto Azzoni, USP.
Cássio Rolim, UFPR.
Eduardo Haddad, USP.
Fernando Salgueiro Perobelli, UFJF.
Geoffrey J. D. Hewings, UIUC.
Jan Oosterhaven, University of Groningen.
João Francisco de Abreu, PUC-MG.
Joaquim José Martins Guilhoto, USP.
Juan R. Cuadrado-Roura, Universidad de Alcalá.
Marcos Holanda, UFCE.
Mauro Borges, UFMG.
Michael L. Lahr, Rutgers.
Patricio Aroca, Universidad Adolfo Ibáñez.
Raul da Mota Silveira Neto, UFPE.
Roberta Capello, Politecnico di Milano.
Sabino da Silva Porto Júnior, UFRGS.
Tatiane Almeida de Menezes, UFPE.
Werner Baer - *In memoriam*.

GASTOS PÚBLICOS E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS PARANAENSES*

Aline Sant Anna de Oliveira

Mestre em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: alinesant.oliveira@gmail.com

Marcos Minoru Hasegawa

Professor Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR)

E-mail: hasegawamarcos@gmail.com

Rodrigo Alan Thomaz

Economista da Companhia Paranaense de Energia

E-mail: rodrigo.alan.thomaz@gmail.com

RESUMO: O propósito deste estudo é determinar como o gasto público e seus componentes influenciaram o crescimento econômico dos municípios paranaenses durante o período 1999-2011. Utiliza-se painel de dados dos 399 municípios para estimar regressões lineares e quadráticas para verificar as relações entre os componentes do gasto público municipal e o seu crescimento econômico. As estimações foram realizadas, em sua forma agregada, por componentes econômicos do gasto (corrente e capital) e de forma segmentada categoria funcional (gastos com saúde, educação, defesa, transporte e comunicação). Os resultados mostram que gastos com saúde, educação, transporte e comunicação são estatisticamente significativos e positivamente relacionados com o crescimento dos municípios paranaenses. Os gastos correntes aparecem como produtivos, ou seja, estimulam o crescimento econômico, enquanto que os gastos com capital apresentam o efeito contrário. Estimções quadráticas possibilitaram derivar composições ótimas de gasto público que maximizaram o crescimento econômico.

Palavras-chave: Composição do gasto público; Crescimento econômico; Municípios paranaenses.

Classificação JEL: E22; E62.

PUBLIC EXPENDITURE AND ECONOMIC GROWTH: AN ANALYSIS FOR THE MUNICIPALITIES IN PARANÁ

ABSTRACT: The purpose of this study is to determine how public spending and its components influence the economic growth of the municipalities of Paraná during the period 1999-2011. A data panel of the 399 municipalities is used to estimate linear and quadratic regressions to verify the relations between municipal public spending components and their economic growth. Estimates were made, in their aggregated form, by economic components of expenditure (current and capital), and in a segmented functional category (spending on health, education, defense, transportation and communication). The results show that spending on health, education, transportation and communication are statistically significant and positively related to the growth of the municipalities of Paraná. Current expenditures appear as productive, that is, they stimulate economic growth while capital expenditures have the opposite effect. Quadratic estimates made it possible to derive optimal compositions of public spending that maximize economic growth.

Keywords: Composition of public spending; Economic growth; Municipalities of Paraná.

JEL Codes: E22; E62.

1. Introdução

O papel do Estado na economia, tanto nos países desenvolvidos quanto nos países em desenvolvimento, é um dos assuntos que mais provoca divergência entre os economistas. A política fiscal e seus componentes (tributação, gastos, orçamento, dívida pública, entre outros) têm sido tema recorrente, deixando em evidência a preocupação com os efeitos dos gastos públicos na economia, sobretudo pelo impacto que eles provocam no crescimento econômico.

No campo das finanças públicas, os efeitos de políticas públicas sobre o crescimento econômico são de extrema relevância, uma vez que envolvem discussões sobre os altos custos da tributação que, associados à alocação ineficiente dos gastos públicos, dificultam o crescimento econômico. Por outro lado, deve-se atentar que o crescimento sustentável vinculado à manutenção da oferta de bens públicos é externalidade positiva, por incentivar o investimento, estimulando, assim, o crescimento econômico (SILVA; CRUZ; IRFFI, 2016).

O Governo pode alocar seus recursos em gastos correntes (despesas com saúde, educação, segurança pública) ou de capital (despesas com infraestrutura, transporte e comunicação). Buscando satisfazer as necessidades presentes e futuras da sociedade, o Estado precisa ofertar bens e serviços respeitando a restrição orçamentária existente e escolher uma composição ótima entre gastos correntes e de capital para maximizar os impactos da política fiscal (DIVINO; SILVA JUNIOR, 2012).

Na literatura econômica, existem diversos trabalhos teóricos e empíricos que tratam da relação existente entre o gasto público e o crescimento econômico. Aschauer (1989) foi pioneiro nos estudos quanto aos impactos da política fiscal, mais especificamente dos gastos públicos sobre o crescimento econômico. Por meio de uma função de produção agregada cujos argumentos são trabalho, capital privado e capital público, ele verificou, para dados da economia norte-americana, dos anos 1970, um impacto significativamente positivo do capital público no crescimento do produto, bem como na produtividade total dos fatores.

Vários autores produziram estimativas similares, tanto para economias desenvolvidas quanto para as em desenvolvimento. Os trabalhos de Barro (1991) e Easterly e Rebelo (1993), que buscavam analisar como a composição dos gastos públicos afeta o crescimento de países, concluíram que se deve aumentar gastos de capital. Pode-se achar, inicialmente, que investimentos em capital por aumentar o potencial da economia serão sempre melhores para o crescimento econômico e que gastos com capital seriam produtivos e gastos correntes improdutivos (DIVINO; SILVA JUNIOR, 2012).

Considerando apenas os países subdesenvolvidos e em desenvolvimento, os estudos de Devarajan et al. (1996) e Ghosh e Gregoriou (2008) evidenciaram que esses países têm excedido o seu nível ótimo de gastos com capital e que um aumento nos gastos correntes promoveria uma elevação no crescimento econômico deles.

Nesse contexto, o objetivo deste trabalho é investigar como a composição dos gastos públicos municipais influenciou o crescimento econômico dos municípios paranaenses no período entre os anos 1999 e 2011, considerando que o Estado do Paraná fechou o ano de 2016 como a quinta maior economia do Brasil (R\$ 348 bilhões), muito próximo dos R\$ 357 bilhões do Rio Grande do Sul, quarto colocado; montante que representa mais de 6% do PIB nacional. O Estado do Paraná é o sexto em número de habitantes e o quinto em quantidade de municípios, ficando atrás somente de Minas Gerais, São Paulo, Rio Grande do Sul e Bahia.

Este artigo subdivide-se em mais cinco seções, além desta introdução. A segunda seção dedica-se a apresentar uma breve revisão teórica que discute a temática da política fiscal e do gasto público em relação ao crescimento econômico. A terceira seção é dedicada à explanação do modelo teórico que fundamenta o estudo e à apresentação os dados utilizados. Na sequência, são analisados os resultados das estimações realizadas. A quinta seção desenvolve especificações alternativas e a última parte apresenta as observações conclusivas, limitações e sugestões para futuras pesquisas na área.

2. Revisão da literatura

O crescimento econômico aferido pelas variações do Produto Interno Bruto (PIB) é uma dentre várias medidas empregadas como indicador de desenvolvimento econômico. E o papel do Estado como agente determinante desse crescimento é um tema controverso entre os economistas.

A teoria do crescimento econômico ganhou notoriedade com os trabalhos de Solow (1956) e Swan (1956). O modelo proposto pelos autores assume retornos constantes de escala e retorno decrescente para cada fator de produção. O nível de investimento é determinante no nível de renda do país, idealmente, deve manter a relação capital-trabalho constante a fim de promover o crescimento de estado estacionário.

Romer (1986) afirma que o modelo de “Solow-Swan” apresenta falhas em seus pressupostos, como o rendimento decrescente nos insumos e a competição perfeita. Em seu modelo, os retornos de escala privados são decrescentes e os retornos sociais, que refletem transbordamento de conhecimento ou externalidades, serão crescentes ou constantes. Ele considera como pressuposto básico que o crescimento econômico de longo prazo origina-se nas externalidades positivas, decorrentes da acumulação de conhecimento tecnológico.

Por sua vez, o modelo de Lucas (1988) julga que o declínio da produtividade marginal do capital pode ser compensado pela qualificação do indivíduo. Esse autor entende que o investimento em capital humano proporciona externalidades positivas, através de aumentos no nível tecnológico, e considera o capital humano um fator acumulável e fonte primária de crescimento.

De acordo com Barro (1990), tais modelos podem representar o crescimento econômico de longo prazo, sem incorporarem em sua análise as modificações relacionadas aos avanços tecnológicos ou ao crescimento populacional. Além disso, nos modelos de crescimento endógeno, os retornos do investimento podem ser constantes ou crescentes, devido às externalidades e ao efeito transbordamento de conhecimento.

Nos modelos de crescimento endógeno, via de regra, a tecnologia é essencial ao crescimento, sendo a inovação o fruto da busca pelo monopólio. Mas, as inovações trazem distorções devido às externalidades. Assim, esses modelos abrem espaço para análises dos efeitos das políticas públicas, já que o Estado pode influenciar o crescimento de longo prazo dos países via tributos, fornecimento de infraestrutura, leis de patente, regulação de mercados, investimentos, entre outros (FORLIN; RODRIGUES, 2013).

Nesse cenário, o papel do Estado ganha relevância, uma vez que a taxa de crescimento pode ser influenciada por suas escolhas políticas. Apresentam-se, na sequência, alguns resultados alcançados por pesquisas empíricas que observaram o crescimento endógeno na literatura internacional. E, posteriormente, descrevem-se dos principais resultados alcançados no Brasil.

2.1. A literatura internacional

A literatura internacional que examina as relações entre a política fiscal e as taxas de crescimento econômico varia em termos de conjunto de dados e de técnica econométrica aplicada, mas não há consenso com relação aos efeitos da composição de gastos sobre crescimento de países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Landau (1983) encontrou relações significativamente negativas entre a taxa de crescimento do PIB real *per capita* e o nível de gastos de consumo do Governo, ao analisar 104 países em uma base *cross-section*. Já Kormendi e Meguire (1985) não encontraram relação significativa entre as taxas médias de crescimento do PIB real e as taxas de crescimento da parcela dos gastos com consumo do Governo, para dados de 47 países no período pós 2ª Guerra Mundial, com variáveis do *International Financial Statistics* (IFS) que incluem grande parte dos gastos com defesa e educação, mas exclui investimento público e transferências.

Essa análise foi ampliada por Grier e Tullock (1987) para 115 países, utilizando dados de consumo do Governo e outras variáveis a partir da base Summer e Heston (1984). Eles encontraram

uma relação significativamente negativa entre a taxa de crescimento do PIB real e o crescimento da parcela de gastos do Governo.

Os estudos de Aschauer (1989), Barro (1990), Ram (1986), Romer (1986), Rebelo (1991), entre outros, sugerem que os gastos públicos podem aumentar a produtividade do setor privado e, portanto, elevar o crescimento econômico. Aschauer (1989) enfatiza a distinção entre o consumo do Governo e a acumulação de capital público; e seus resultados empíricos indicam que o estoque de capital público tem impacto positivo no crescimento da produtividade.

Barro (1990) formaliza a visão de Aschauer (1989), incorporando os gastos de capital do Governo na função de produção agregada. Ele compartilha da visão de que as escolhas privadas de poupança e, conseqüentemente, de crescimento tendem a ser subótimas. Isso ocorre porque os retornos de escala privados podem estar diminuindo, mas os retornos sociais, que refletem transbordamentos de conhecimento e de outras externalidades, podem ser constantes ou estar aumentando.

Os resultados obtidos por Barro (1990) e Easterly e Rebelo (1993) verificaram que despesas de consumo e taxaço apresentam uma correlação negativa em relação a taxas de crescimento de longo prazo. Easterly e Rebelo (1993) estimaram uma regressão em painel ou *cross-country* e depreenderam que a relação entre crescimento e política fiscal é bastante frágil; e isso pode se dever ao fato de que há forte colinearidade entre as variáveis fiscais e o nível de renda. Os autores se depararam com uma relação positiva e significativa entre investimentos públicos em transporte e comunicação e o crescimento econômico.

Barro (1991) usa um corte seccional de países desenvolvidos e em desenvolvimento e encontra que gastos em educação e investimento privado em bens de capital são as variáveis que melhor explicam o crescimento entre 1960 e 1985. Resultados similares foram encontrados por Bose, Haque, e Osborn (2007) que estimaram um painel para 30 países em desenvolvimento, durante as décadas de 1970 e 1980. Os autores evidenciaram que gastos governamentais de capital elevam, enquanto gastos correntes não afetam o crescimento econômico. No âmbito setorial, eles argumentam que investimentos e gastos totais com educação aumentam o crescimento dos países.

O modelo de crescimento endógeno de Barro (1990) foi testado por Kneller, Bleaney e Gemmel (1999, 2001). Eles consideraram que os gastos do Governo e a tributação exerceriam efeitos temporários e permanentes sobre o crescimento. Para a análise, agregaram as classificações do Fundo Monetário Internacional (FMI) em três grupos: gastos produtivos (serviços públicos gerais, educação, saúde, defesa, habitação, transporte e comunicação); gastos improdutos (previdência e assistência social, recreação e serviços econômicos); outros gastos (componentes de classificação ambígua). Para um painel de países desenvolvidos da OCDE, considerando o período 1970-1995, há indícios de que os gastos produtivos estimulam o crescimento, enquanto os gastos improdutos do Governo não geram crescimento.

Miller e Russek (1993) utilizaram dados em painel para 39 países entre 1975 e 1984. Mesmo não distinguindo por categoria de despesas e receitas, comumente sugerida pela teoria do crescimento endógeno, encontraram que os efeitos dos gastos públicos sobre o crescimento,—dependem, crucialmente, do modo como a variação nos gastos é financiada.

Devarajan et al. (1996) analisaram uma *cross-section* de 43 países em desenvolvimento ao longo de 20 anos. Os resultados empíricos indicaram que o retorno do gasto produtivo não depende somente de sua produtividade, mas também da quantidade destinada a essa despesa. Argumentaram que países pobres se esforçaram muito para investir em bens de capital, cujo nível já está acima do ideal, negligenciando o efeito dos gastos correntes sobre o crescimento. Para nações desenvolvidas, encontram que há um exagero em gastos correntes, devendo ampliar relativamente o gasto de capital. Conclusão semelhante é alcançada por Ghosh e Gregoriou (2008) para um grupo de 15 países em desenvolvimento em um período de 28 anos.

Em contraste com esses estudos, Gupta et al. (2005), usando uma amostra com 39 países de baixa renda, durante o período 1990-2000, constatam que reduções nos gastos correntes podem aumentar o crescimento econômico daqueles países. Ghosh e Gregoriou (2008) afirmam que a recomendação de Gupta et al. (2005) se aplicaria somente às nações desenvolvidas.

Mendoza, Milesi-Ferretti e Asea (1997) afirmam que a combinação de impostos não exerce impacto significativo sobre o crescimento, apesar de afetar significativamente o investimento privado, mas suas conclusões são frágeis, já que as regressões não incluem nenhuma variável de gastos, conseqüentemente, suas estimativas são viesadas pelo financiamento parcial implícito dos gastos produtivos. Tal fragilidade fica evidente pelo trabalho desenvolvido por Kocherlakota e Yi (1997), que comprova que as medidas de impostos afetam significativamente o crescimento apenas se os gastos com capital público forem incluídos nas regressões.

Uma abordagem teórica buscando a composição ótima de gastos para maximizar o crescimento foi proposta por Chen (2006). Para tanto, ele construiu um modelo de crescimento endógeno em que a escolha da composição ótima de gastos dependia de políticas e parâmetros estruturais que aumentariam a utilidade marginal do consumo privado. Nesse modelo, um aumento no investimento público elevou o crescimento por aumentar a utilidade marginal do consumo privado em relação ao consumo público.

2.2. Literatura nacional

Estudos recentes aplicados para o Brasil também buscaram analisar os impactos da política fiscal sobre o crescimento econômico local. O trabalho de Ferreira (1993) defende que o aumento de 10% nos gastos do Governo com infraestrutura gera um incremento de 1% na taxa de crescimento, no longo prazo. Para o autor, melhor infraestrutura aumenta a produtividade dos fatores, o que diminui os custos de produção e aumenta a remuneração desses.

Ferreira (1996) e Ferreira e Malliagos (1998) encontraram evidências de uma forte relação entre investimentos em infraestrutura (energia, telecomunicações e transportes) e produto. O principal ponto analisado pelos autores é o desempenho do investimento público no Brasil e a relação de longo prazo entre a infraestrutura e o produto no período de 1970 a 1993. A queda pronunciada dos gastos públicos em infraestrutura produtiva poderia comprometer uma série de variáveis, como o crescimento futuro da economia nacional, a competitividade dos preços, o ritmo de crescimento da produtividade e até mesmo o bem-estar da população.

Outros estudos buscaram identificar relações de complementaridade ou substitutividade entre os investimentos público e privado, chegando a conclusões divergentes. Ronci (1991) não encontrou uma relação estatisticamente significativa entre os investimentos públicos e os privados. Sant'Ana, Rocha e Teixeira (1994) encontraram evidências de complementaridade entre os investimentos públicos e os privados. Assim, os investimentos públicos poderiam estimular a realização de investimentos privados, contribuindo para o crescimento econômico.

Por outro lado, de acordo com Rocha e Teixeira (1996), há evidências de uma relação de substituição entre os investimentos públicos e privados. Melo e Rodrigues Júnior (1998) concluem que os investimentos públicos deslocam, em curto prazo, aproximadamente 1/3 dos investimentos privados; possivelmente devido à competição por recursos reais escassos e/ou devido ao efeito do aumento das despesas públicas sobre a taxa de juros.

Já Lledó e Ferreira (1997) encontraram uma relação não linear em forma de U-invertido entre carga tributária e crescimento e estimaram uma carga tributária capaz de maximizar o crescimento de aproximadamente 15,5% do PIB, em uma análise *cross-section* para todos os estados brasileiros. Os principais argumentos que se podem extrair dos resultados desses autores são de que cargas tributárias mais elevadas apresentam um efeito ambíguo no crescimento econômico. Enquanto que, por um lado, tributos elevados fazem os retornos dos investimentos privados diminuírem e, por outro, os investimentos públicos em infraestrutura, em contrapartida à taxação, podem aumentar as taxas de crescimento, corroborando com Barro (1990).

Em sua análise em *cross-section*, para 25 estados brasileiros entre 1970 e 1990, os autores verificaram a existência de relação não linear entre crescimento e política fiscal. Eles sugeriram que o diferenciado crescimento dos estados não depende apenas dos esforços fiscais de seus governos e governantes, mas também da receita arrecadada por eles e direcionadas a investimentos públicos em

infraestrutura. Eles observaram, ainda, uma relação linear entre política fiscal e distribuição de renda, sugerindo a existência de algum processo político de endogeneização da política fiscal.

Outro estudo teórico e empírico entre gastos públicos e crescimento foi desenvolvido por Cândido Júnior (2001) para o Brasil, no período 1947-1995. Na parte teórica, o autor analisa duas proposições: (1) “existe um nível eficiente de bens públicos que maximiza o bem-estar econômico da sociedade” (CÂNDIDO JÚNIOR, 2001, p. 236) e (2) há um tamanho ótimo para o Governo, assim, uma expansão dos gastos públicos para além deste nível causaria impactos negativos no crescimento.

O autor utilizou duas metodologias na análise empírica. Na primeira, utilizou regressões por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) diretamente na equação final do modelo, permitindo estimar o efeito externalidade dos gastos sobre o crescimento e o diferencial de produtividade em relação ao setor privado. Pelo conceito que engloba consumo mais transferências, o efeito externalidade foi negativo. Já pela definição de gasto total que inclui os investimentos das administrações públicas, o efeito externalidade foi positivo, todavia, o diferencial de produtividade em relação ao setor privado foi negativo. Por fim, a produtividade do setor público representou apenas 60% da produtividade do setor privado.

Já pela segunda metodologia, auferiu os efeitos dinâmicos da relação gasto público/ produto e, a partir daí, estimou a solução de longo prazo. A vantagem dessa estimativa em relação à anterior é que se parte de uma especificação mais geral e se chega a resultados mais robustos em termos estatísticos. Os valores das elasticidades gasto/produto nos dois conceitos foram negativos. No curto prazo, os gastos públicos defasados no período de um ano surtem efeito positivo sobre o PIB. No longo prazo, esse efeito se reverte.

De acordo com Cândido Júnior (2001), esses resultados sugerem que a proporção de gasto público no Brasil está acima de seu nível ótimo e existem indícios de baixa produtividade. Logo, aumentos na carga tributária promovem transferências de recursos dos setores mais produtivos para os menos produtivos. Assim, quanto mais distorcido for o sistema tributário e menos produtivo o gasto público, os efeitos sobre o crescimento serão mais danosos.

A relação entre a composição dos gastos públicos e o crescimento econômico dos estados brasileiros foi estudada em painel para os anos de 1986-2002 (ROCHA; GIUBERTI, 2005). Para a realização desse estudo, as autoras seguiram a metodologia adotada por Devarajan et al. (1996). A base de dados utilizada incluiu os gastos por categoria (correntes e de capital) e por função econômica (educação, saúde, defesa, transporte e comunicação) de todos os estados brasileiros, considerando o período de 1986 a 2002. As principais conclusões das autoras foram:

- a) A relação entre os gastos correntes do Governo e o crescimento econômico é negativa;
- b) A relação entre os gastos com capital e a taxa de crescimento é positiva; e
- c) A relação entre os gastos com defesa, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico é positiva.

Ainda de acordo com o estudo de Rocha e Giuberti (2005), a reorientação de gastos em consumo em direção aos gastos com investimento exerce efeitos positivos sobre o crescimento econômico.

Herrera e Blanco (2006), através do modelo de autoregressores com *lags* distribuídos (ARDL) com séries temporais, estimaram os impactos da política fiscal sobre o produto. No longo prazo, a elasticidade-renda do estoque de capital público encontrada foi elevada, inclusive maior do que a do setor privado. Já a taxação exerce um impacto negativo sobre o PIB, que, de acordo com os autores, deve ser incorporado na análise de projetos de investimentos públicos. Os gastos com consumo ou previdência social não têm efeito sobre o produto, enquanto os subsídios reduzem o produto. Isso se dá porque, no longo prazo, contrações do PIB associam-se a déficits primários maiores e vice-versa. Ao passo que, no curto prazo, ocorre o oposto: reduções no PIB associam-se a superávits primários mais elevados e suas elevações associam-se a superávits primários menores.

O trabalho elaborado por Nakahodo (2007) também utilizou dois métodos para estimar as relações entre política fiscal e crescimento econômico: (1) painel de dados para todos os estados brasileiros entre os anos de 1986-2004 e (2) modelo de autoregressores com *lags* distribuídos

(ARDL), considerando valores agregados da União para o período de 1947-2005. O autor obteve coeficientes significantes e positivos para as relações entre as despesas do Governo com educação, taxa de investimento, transportes, estoque de capital público e privado e crescimento econômico, em ambas as especificações. Corroborando com o modelo de Barro (1990) e com os resultados de Herrera e Blanco (2006), Nakahodo (2007), encontrou que aumentos na carga tributária são prejudiciais ao crescimento, reafirmando a ideia de que existe má alocação dos recursos públicos.

Para finalizar a revisão das evidências para a economia brasileira, destaca-se o estudo de Divino e Silva Junior (2012), que analisa os efeitos da política fiscal sobre o crescimento da renda *per capita* dos municípios brasileiros no período 1991-2000, tomando por base o modelo teórico de Devarajan et al. (1996). Os resultados indicam que os anos de escolaridade e a expectativa de vida apresentam efeitos positivos sobre o crescimento, já renda inicial, desigualdades de renda e número de homicídios (*proxy* para violência) têm efeitos negativos.

Outra conclusão importante foi que municípios com renda *per capita* abaixo da linha de pobreza (definida pelo Banco Mundial) aumentam o crescimento econômico ao gastarem mais em despesas correntes do que os municípios mais ricos.

Além disso, os autores estimaram níveis ótimos de composição de gastos que maximizam o crescimento econômico e que eram condizentes com a classificação de renda municipal. Por meio de intervalos de confiança para essas razões ótimas, notou-se que quase 70% dos municípios de renda alta gastam excessivamente em despesas correntes e 85% dos municípios de renda intermediária estão dentro do intervalo ótimo de composição dos gastos. Logo, municípios de renda alta podem promover crescimento simplesmente realocando gastos públicos de despesas correntes para despesas de capital.

3. O modelo teórico

Segue-se o modelo básico proposto por Devarajan et al. (1996). Os gastos do Governo podem ser produtivos (g_1) ou improdutivos (g_2) e o modelo não define *a priori* quais são os componentes dos gastos classificados em cada uma das categorias. Seja y o produto *per capita* e k o capital privado *per capita*, a função de produção pode ser determinada por:

$$y = f(k, g_1, g_2) = [\alpha k^{-\varepsilon} + \beta g_1 + \gamma g_2^{-\varepsilon}]^{-1/\varepsilon} \quad (1)$$

em que, $\alpha > 0$ e $\beta, \gamma \geq 0$, $\alpha + \beta + \gamma = 1$, $\varepsilon \geq -1$. Sendo que α , β e γ são os coeficiente lineares do capital privado, gasto produtivo e gasto improdutivo, respectivamente, e ε é o parâmetro da função do tipo Elasticidade de Substituição Constante (CES).

Considerando Barro (1990), assume-se que os gastos públicos são financiados usando uma alíquota de impostos fixa sobre a renda, τ :

$$\tau y = g_1 + g_2 \quad (2)$$

A parcela do gasto total do Governo que é alocada para g_1 , ϕ ($0 \leq \phi \leq 1$) é dada por:

$$g_1 = \phi \tau y \quad (3)$$

Conseqüentemente, o valor desembolsado com os gastos improdutivos (g_2) pode ser representado por:

$$g_2 = (1 - \phi) \tau y \quad (4)$$

Assumindo ϕ e τ como dados, o agente representativo escolhe o consumo c e o capital k para maximizar o seu bem-estar:

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{\rho t} dt \quad (5)$$

sujeito a

$$\dot{K} = (1 - \tau) y - c \quad (6)$$

onde ρ é a taxa preferencial intertemporal.

Com a finalidade de gerar soluções analíticas, é útil especificar a função utilidade para a forma isoelástica:

$$u(c) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma} \quad (7)$$

com $\sigma > 0$ medindo o grau de aversão ao risco.

A trajetória de crescimento do consumo, pela manipulação algébrica das fórmulas acima apresentadas, pode ser determinada por:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha(1 - \tau) \left\{ \alpha + \left(\frac{g}{k}\right)^{-\varepsilon} [\beta\phi^{-\varepsilon} + \gamma(1 - \phi)^{-\varepsilon}]^{-\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}} \right\} - \rho}{\sigma} \quad (8)$$

Sendo λ a taxa de crescimento do consumo e τ e g/y constantes no estado estacionário, a razão entre g e k é equivalente a:

$$\frac{g}{k} = \left\{ \frac{[\tau^\varepsilon + \beta\gamma^{-\varepsilon} - \gamma(1 - \phi)^{-\varepsilon}]}{\alpha} \right\}^{1/\varepsilon} \quad (9)$$

A taxa de crescimento do consumo no estado estacionário, obtida pela substituição da Equação (9) em (8), é igual a:

$$\lambda = \frac{\alpha(1 - \tau) \left(\frac{\alpha\tau^\varepsilon}{\tau^\varepsilon - \beta\phi^{-\varepsilon}\gamma(1 - \phi)^{-\varepsilon}} \right)^{-\frac{1+\varepsilon}{\varepsilon}} - \rho}{\rho} \quad (10)$$

Deriva-se da Equação (10) uma relação entre a taxa de crescimento no estado estacionário e a parcela ϕ de gastos governamentais destinados a g_1 :

$$\frac{d\lambda}{d\phi} = \frac{\alpha(1 - \tau) (1 + \varepsilon) [\alpha\tau^\varepsilon]^{-(1+\varepsilon)/\varepsilon} [\beta\phi^{-(1+\varepsilon)} - \gamma(1 - \phi)^{-(1+\varepsilon)}]}{\sigma[\tau^\varepsilon - \beta\phi^{-\varepsilon} - \gamma(1 - \phi)^{-\varepsilon}]^{-1/\varepsilon}} \quad (11)$$

Assim, o gasto produtivo pode ser conceituado como aquele que aumenta a taxa de crescimento no estado estacionário. Pela Equação (11), se g_1 é produtivo, temos que $\frac{d\lambda}{d\phi} > 0$.

Admitindo que $\lambda > 0$ em (9), então (11) será positivo se:

$$(1 + \varepsilon) [\beta\phi^{-(1+\varepsilon)} - \gamma(1 - \phi)^{-(1+\varepsilon)}] > 0 \quad (12)$$

E como $\xi \geq -1$, (12) implica que $\frac{d\lambda}{d\phi} > 0$ se:

$$\frac{\phi}{(1-\phi)} < \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^\theta \quad (13)$$

onde $\theta = 1/(1 + \xi)$ é a elasticidade de substituição.

Consequentemente, o impacto da mudança da composição do gasto sobre o crescimento depende da produtividade dos dois componentes do gasto (β e γ), como também das suas parcelas iniciais. Ressalta-se que o aumento da taxa de crescimento pela mudança na composição do gasto pode ocorrer sem qualquer alteração no gasto total.

4. Análise empírica

4.1. O modelo empírico básico

Como mencionado na seção anterior, o modelo aqui estimado segue o desenvolvido por Devarajan et al. (1996) que determina a relação entre as participações do gasto do Governo e a taxa de crescimento de longo prazo da economia. Assim, as variáveis explicativas são os percentuais de cada um dos componentes do gasto, considerando o total do gasto do Governo. E, pela inclusão da parcela do gasto do Governo no PIB, é possível controlar os efeitos de financiamento dos gastos sobre o crescimento.

É interessante ressaltar que, mesmo que haja características específicas de difícil mensuração, que poderiam influenciar a taxa de crescimento *per capita* municipal, fazer uma regressão com dados agrupados poderia provocar um viés nas estimativas dos coeficientes. Logo, emprega-se o método de efeitos fixos que leva em conta características específicas dos municípios. São incluídas variáveis *dummies* de ano para captar fatores comuns, afetando a taxa de crescimento dos diferentes municípios. Adota-se a abordagem de efeitos fixos estendida com o intuito de captar o efeito específico de tempo (*LSDV model - least squares dummy variable model with a time specific effect*).

A escolha do modelo de efeitos fixos é feita devido ao fato de ele ser o mais adequado para analisar o impacto de políticas sobre os municípios, seguindo a escolha de trabalhos similares como Rocha e Giuberti (2007) e Divino e Silva Júnior (2012), e, também, à disponibilidade de dados para os municípios do estado do Paraná para vários anos, de 1997 a 2011. Wooldridge (2010, p. 300) também destaca a utilidade do modelo de efeitos fixos para análise de políticas.

A equação estimada tem a seguinte forma:

$$Y_{it} = \alpha_1 + \gamma_t + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

na qual Y_{it} = a taxa média de crescimento *per capita* anual para o período de cinco anos à frente¹. Consequentemente, o modelo estimado abrange o período de 1999 a 2006, pois, em 2006, Y_{it} é a diferença logarítmica das rendas reais *per capita* de 2006 a 2011 (último ano da amostra) dividida por 5, para se ter a taxa média de crescimento anual. Os dados do PIB a preço constante (2000) dos municípios paranaenses foram obtidos pelo IPEA, com exceção dos valores referentes ao PIB para o ano de 2011 colhidos pelo IBGE, que estavam a preços correntes e foram deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) para valores de 2000. Buscaram-se também no IBGE os dados referentes às populações estimadas, sendo que para os anos de 2007 e 2010 os valores foram obtidos por contagem. Desse modo, foi possível calcular o PIB *per capita*. α_1 = efeitos específicos de cada

¹ O período de cinco anos é considerado como padrão para a maioria da literatura empírica de crescimento econômico a fim de captar o crescimento de longo prazo.

município. γ_t = variáveis constantes entre os municípios, mas que se modificam ao longo do tempo. Corresponde às *dummies* de ano, no modelo estimado. X_{it} = variáveis independentes:

- (1) $(GT/PIB)_{it}$ = parcela do gasto total do Governo no PIB referente ao município i para o período t .
- (2) $(G/GT)_{it}$ = vetor de razões do gasto público para o município i no período t , isto é, a participação de cada tipo de gasto no gasto total. Os dados relativos aos gastos dos governos municipais foram obtidos através do banco de dados disponibilizado pelo IPEA. Os gastos são classificados economicamente em gastos correntes e gastos de capital. O primeiro engloba as despesas de custeio de manutenção, conservação e adaptação das atividades públicas, tais como despesas com pessoal, juros da dívida, aquisição de bens de consumo, serviços de terceiros, manutenção de equipamentos, não incluindo as despesas que promovem ampliação dos serviços prestados pelo órgão. Foi auferida pela divisão das despesas correntes pela despesa orçamentária, visto que, por definição contábil, a despesa orçamentária é igual à despesa corrente mais a despesa de capital, esta variável está entre 0 e 1. Logo, $(1 - \text{despesa corrente}/\text{despesa orçamentária})$ é a parcela das despesas de capital no orçamento, que corresponde às despesas destinadas à aquisição ou constituição de bens de capital que compõem o patrimônio público. Esse vetor inclui também a classificação do gasto por função do Governo. Para o presente estudo, foram analisadas as despesas das funções: saúde, educação, defesa (que engloba os gastos com segurança pública), transporte e comunicação (como medida para infraestrutura).

Adotou-se o modelo teórico elaborado por Devarajan et al. (1996) e aplicado por Rocha e Giuberti (2007) para os estados brasileiros. Uma vez que o objetivo principal da pesquisa é determinar o impacto de cada tipo de gasto no crescimento econômico, as variáveis explicativas do modelo são os gastos funcionais em relação à despesa total.

A variável dependente (Y_{it}) é defasada para frente, porque o efeito do gasto público não é imediato, se exercer algum impacto no crescimento econômico, esse será no futuro. Outro motivo para a defasagem é a minimização do problema de endogeneidade e causalidade reversa entre gasto e crescimento. A fim de investigar a associação entre os componentes do gasto público e o crescimento econômico, empregam-se dados em painel composto pelos municípios do estado do Paraná durante o período 1999-2011.

4.2. Resultados do modelo básico

A Tabela 1 apresenta os resultados da estimação de uma especificação conforme o modelo LSDV relacionando a composição dos gastos municipais e o crescimento econômico.

A coluna (a) exhibe no vetor de razões do gasto público a parcela do gasto corrente em relação ao gasto total. Nota-se uma correspondência positiva e estatisticamente significativa entre a taxa de crescimento real *per capita* e a razão gasto corrente/gasto total. O efeito do nível do gasto do Governo total sobre o crescimento *per capita* é positivo. Desse modo, ao que tudo indica, a produtividade do gasto do Governo é maior do que o peso morto da taxa de requisição.

A coluna (b) retrata no vetor de razões do gasto público, a parcela do gasto de capital no gasto total. Observa-se uma relação negativa e estatisticamente significativa. O efeito nível do gasto do Governo é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%. Assim, infere-se que a aplicação das receitas dos tributos gera benefícios ligeiramente superiores à perda de eficiência causada pela imposição desses tributos sobre a atividade econômica.

Os dois resultados acima encontrados corroboram com o estudo de Devarajan et al. (1996), reforçando a ideia de que o retorno do gasto produtivo não depende somente de sua produtividade, mas também da quantidade destinada a essa despesa. Conclusão semelhante foi alcançada por Ghosh

e Gregoriou (2008), enfatizando que o efeito dos gastos correntes sobre o crescimento não deve ser negligenciado frente aos investimentos em bens de capital.

Tabela 1 – Composição dos gastos dos municípios e crescimento econômico

Variáveis Explicativas	(a)	(b)	(c)
Despesa Total/ PIB	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)
Desp. Corrente/ Desp. Total	0,041*** (0,013)		
Despesa Capital/ Desp. Total		-0,041*** (0,013)	
Despesa Defesa/ Desp. Total			0,080 (0,144)
Desp. Educação/ Desp. Total			0,060*** (0,012)
Despesa Saúde/ Desp. Total			0,023* (0,012)
Desp. Transp. e Com./ Desp. Total			0,037*** (0,013)
2000	-0,023*** (0,003)	-0,023*** (0,003)	-0,022*** (0,003)
2001	-0,017*** (0,003)	-0,017*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
2002	-0,019*** (0,003)	-0,019*** (0,003)	-0,024*** (0,003)
2003	-0,046*** (0,003)	-0,046*** (0,003)	-0,049*** (0,004)
2004	-0,060*** (0,004)	-0,060*** (0,004)	-0,063*** (0,004)
2005	-0,024*** (0,003)	-0,024*** (0,003)	-0,028*** (0,004)
2006	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,006 (0,004)
Constante	-0,002 (0,011)	0,039*** (0,003)	0,006 (0,006)
Observações	3,192	3,192	3,188
R ²	0,194	0,194	0,200
R ² ajustado	0,192	0,192	0,197
Erro residual padrão	0,045 (gl = 3182)	0,045 (gl = 3182)	0,045 (gl = 3175)
F	85,190*** (gl = 9; 3182)	85,190*** (gl = 9; 3182)	65,955*** (gl = 12; 3175)

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. Modelo LSDV (Erro Padrão).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IPEA.

A coluna (c) exhibe as parcelas do gasto de acordo com a classificação funcional. Gastos com defesa afetam positivamente a taxa de crescimento *per capita*, mas são estatisticamente insignificantes. Há uma relação positiva e estatisticamente significativa para as variáveis gastos com

educação², saúde, transportes e comunicações³ ao nível de 1%. Portanto, quando se analisa o gasto público de acordo com a função do Governo, observa-se claramente sua importância para o crescimento das economias municipais. Ao garantir saúde, educação e infraestrutura, os municípios propiciam um ambiente favorável para o desenvolvimento e a ampliação da atividade econômica por parte dos agentes privados, o que favorece o crescimento.

O efeito nível do gasto do Governo sobre o crescimento *per capita* é, mais uma vez, positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Nas especificações (a), (b) e (c), a maioria das variáveis *dummy* de ano são estatisticamente significantes, indicando que existe um fator comum explicando a taxa de crescimento dos municípios do Paraná. Uma possível explicação seria que, à medida que uma cidade cresce, pressupõe-se que essa deva influenciar o crescimento de seus vizinhos ou também a indicação do aquecimento/desaquecimento da atividade econômica como um todo.

5. Especificações alternativas

De acordo com Rocha e Giuberti (2007), a teoria e a intuição sugerem uma relação não linear entre as razões do gasto e o crescimento. A representatividade dos gastos produtivos no orçamento é que determina se a sua relação com o crescimento será positiva ou negativa. Pequenas parcelas no orçamento são positivamente associadas com o crescimento e grandes são negativamente associadas, já que, à medida que a parcela aumenta, pode-se observar a lei retornos decrescentes de escala e, eventualmente, a relação entre as duas variáveis se torna negativa.

Por meio das regressões quadráticas, pretende-se achar uma razão ótima para a composição de gastos que maximiza o crescimento econômico. Segundo o modelo de Devarajan et al. (1996), o efeito do gasto público sobre o crescimento depende não apenas da produtividade associada a esse gasto, mas também da quantidade despendida. Conforme o montante do gasto aumenta, o seu retorno em termos de crescimento econômico diminui. Isso sugere a existência de uma relação não linear entre gasto público e crescimento econômico.

Nessa regressão, serão incluídas variáveis *dummies* multiplicativas, definidas como no modelo linear. Se as *dummies* multiplicativas forem estatisticamente significantes, será possível encontrar uma razão ótima de gasto público que dependerá do nível de renda *per capita* do município:

$$G^* = \frac{-\beta_1}{2\beta_2} \quad (15)$$

onde G^* é o nível ótimo de gastos capaz de maximizar parcialmente o crescimento da renda *per capita* Y_i . Logo, uma análise criteriosa da forma funcional da regressão de crescimento é importante para verificar se há uma relação quadrática entre gasto público e crescimento econômico, permitindo o cálculo de uma razão ótima para o gasto público que pode variar conforme o nível de renda *per capita* municipal. A Tabela 2 retrata os resultados da estimação de uma especificação não linear do modelo.

² O fato dos gastos com educação explicarem o crescimento econômico corrobora com os resultados encontrados por Barro (1991) por meio de um corte seccional de países desenvolvidos e em desenvolvimento para o período de 1960 - 1985.

³ Easterly e Rebelo (1993) estimaram uma regressão em painel ou *cross-country* e se depararam com uma relação positiva e significativa entre investimentos públicos em transporte e comunicação e crescimento econômico. No mesmo sentido, Ferreira (1993), Ferreira (1996) e Ferreira e Malliagos (1998) encontraram evidências de uma forte relação entre investimentos em infraestrutura (energia, telecomunicações e transportes) e produto. Para os autores, existe um mecanismo de transferência que os retornos dos gastos em infraestrutura geram no produto: melhor infraestrutura aumenta a produtividade dos fatores, o que diminui os custos de produção e aumenta a remuneração desses.

Tabela 2 – Composição dos gastos dos municípios e crescimento econômico

Variáveis Explicativas	(a)	(b)	(c)
Despesa Total/ PIB	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)
Despesa Corrente/ Desp. Total	0,462*** (0,129)		
(Desp. Corrente/ Desp. Total) ²	-0,264*** (0,081)		
Despesa Capital/ Desp. Total		0,066* (0,035)	
(Desp. Capital/ Desp. Total) ²		-0,264*** (0,081)	
Despesa Defesa/ Desp. Total			-0,152 (0,279)
(Desp. Defesa/ Desp. Total) ²			5,552 (5,583)
Desp. Educação/ Desp. Total			0,094* (0,052)
(Desp. Educação/ Desp. Total) ²			-0,051 (0,073)
Despesa Saúde/ Desp. Total			-0,001 (0,035)
(Desp. Saúde/ Desp. Total) ²			0,054 (0,035)
Desp. Transp. e Com./ Desp. Total			0,040 (0,035)
(Desp. Transp. e Com./ Desp. Total) ²			-0,018 (0,132)
2000	-0,024*** (0,003)	-0,024*** (0,003)	-0,021*** (0,003)
2001	-0,017*** (0,003)	-0,017*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
2002	-0,020*** (0,003)	-0,020*** (0,003)	-0,024*** (0,004)
2003	-0,046*** (0,003)	-0,046*** (0,003)	-0,048*** (0,004)
2004	-0,051*** (0,004)	-0,051*** (0,004)	-0,062*** (0,004)
2005	-0,024*** (0,003)	-0,024*** (0,003)	-0,027*** (0,004)
2006	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,005 (0,004)
Constante	-0,168*** (0,052)	0,030 (0,004)	0,004 (0,011)
Observações	3,192	3,192	3,188
R ²	0,197	0,197	0,200
R ² ajustado	0,194	0,194	0,196
Erro residual padrão	0,045 (gl = 3181)	0,045 (gl = 3181)	0,045 (gl = 3171)
F	77,984*** (gl =10; 3181)	77,984*** (gl =10; 3181)	49,553*** (gl = 16; 3171)

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,001. Modelo de Efeito Fixo com especificação não linear (Erro Padrão).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IPEA.

Na especificação (a), a taxa de crescimento é uma função crescente da parcela do gasto corrente e uma função decrescente desse termo ao quadrado, sendo ambas estatisticamente significativas. Com tal característica, qualifica-se a relação existente entre gasto corrente e crescimento como não linear. Resultado esse em conformidade com as evidências apresentadas por Devarajan et al. (1996), para os países em desenvolvimento, nos quais os gastos correntes estão associados a um maior crescimento econômico, mas, no caso dos municípios paranaenses, existe um limite para esse efeito. De acordo com os parâmetros estimados, esse limite seria de 87,5%⁴.

Acima desse limite, o gasto corrente apresenta um efeito negativo sobre o crescimento *per capita* e pode ser considerado improdutivo. Para o período em questão, aproximadamente 17% dos municípios ostentam uma fração média superior ao limite acima calculado. Os gastos correntes acima de 85% e abaixo de 87,50% do gasto total são apresentados por 101 municípios; níveis bem próximos do limite máximo ótimo. Outros 166 municípios estão entre o intervalo de 80 a 85% dos gastos correntes/gasto total. E apenas 16,5% dos municípios demonstraram gastos correntes inferiores a 80%.

A especificação não linear para o gasto de capital é apresentada na coluna (b). O modelo estimado também capta uma relação não linear entre o gasto de capital com o crescimento *per capita*. O coeficiente associado à parcela do gasto com capital é positivo e seu termo quadrático possui coeficiente negativo, as duas variáveis são estatisticamente significativas. O limite para esse gasto é de 12,5%⁵.

Finalmente, na especificação (c), os gastos com educação sugerem efeitos não lineares fracos. Essa variável possui coeficiente positivo e o seu termo quadrático possui coeficiente negativo, sendo só o primeiro estatisticamente significativo.

Devarajan et al. (1996) afirmam em seu modelo teórico que os gastos aparentemente produtivos podem se tornar improdutivos quando são demasiados. Eles apontam que esse seria o caso dos países em desenvolvimento e explanam que tais países teriam alocado de maneira ineficiente os gastos públicos, favorecendo os gastos em capital em detrimento dos gastos correntes. Assim, o excesso dos gastos em capital os torna não produtivos na margem e os gastos correntes, relativamente desprezados, tornaram-se produtivos na margem.

Considerando a possibilidade da existência do problema de viés de seleção de amostra, posto que dentro do conjunto de municípios analisados alguns são mais e outros menos desenvolvidos, subdivide-se a amostra em dois grupos. E o modelo é novamente estimado para cada um dos grupos.

A Tabela 3 apresenta os resultados para os vinte municípios mais desenvolvidos: Curitiba, São José dos Pinhais, Araucária, Londrina, Maringá, Paranaaguá, Foz do Iguaçu, Ponta Grossa, Cascavel, Pinhais, Guarapuava, Toledo, Colombo, Arapongas, Campo Mourão, Campo Largo, Colombo, Apucarana, Pato Branco, Umuarama e Cambé. Para essa classificação, os municípios foram ordenados segundo os valores do PIB a preços correntes de 2011 (último ano considerado na análise) sendo os vinte primeiros considerados como desenvolvidos e os demais tidos como em desenvolvimento. A Tabela 4 demonstra os resultados para os demais municípios considerados como menos desenvolvidos.

No caso dos vinte municípios paranaenses mais desenvolvidos, os gastos correntes afetam positivamente a taxa de crescimento da economia, enquanto que os gastos com capital possuem efeito negativo sobre a variável dependente, porém, esses resultados não são estatisticamente significantes. Em relação às despesas funcionais, os gastos com educação mantiveram o resultado anterior, apresentando efeito positivo sobre a taxa de crescimento *per capita* e estatisticamente significativo⁶.

⁴ Para obter o ponto máximo, é necessário derivar a equação de regressão pela variável Despesa Corrente/Despesa Total (DESPDEST) e igualar a zero. $\delta \text{VARPIBPC_T5} / \delta \text{DESPDEST} = 0,462 - 0,264 * (2) * \text{DESPDEST} = 0$; $\text{DESPDEST} = 0,462 / 2 * 0,264 = 0,875 = 87,5\%$.

⁵ Para a variável Despesas com capital/ Despesa total (DESKDEST), tem-se: $\delta \text{VARPIBPC_T5} / \delta \text{DESKDEST} = 0,066 - 0,264 * (2) * \text{DESKDEST} = 0$; $\text{DESKDEST} = 0,066 / 2 * 0,264 = 0,125 = 12,5\%$.

⁶ Esse foi o único resultado estatisticamente significativo ao se analisar os 20 municípios paranaenses mais desenvolvidos. Considerar os gastos com educação como variável explicativa do crescimento econômico reforça os resultados

No entanto, os gastos com defesa, transportes e comunicações apresentam agora coeficientes positivos, embora não significantes. Os gastos com segurança, transporte e comunicação mudaram o efeito, sendo que o primeiro continua estatisticamente não significante e o segundo passou a ser estatisticamente não significante. Os gastos com saúde continuam com efeito positivo, mas agora o resultado é estatisticamente não significativo.

Tabela 3 – Composição dos gastos dos municípios e crescimento econômico nos vinte municípios mais desenvolvidos

Variáveis Explicativas	(a)	(b)	(c)
Despesa Total/ PIB	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0002)
Despesa Corrente/ Despesa Total	0,009 (0,040)		
Despesa Capital/ Despesa Total		-0,009 (0,040)	
Despesa Defesa/ Despesa Total			-0,076 (0,187)
Despesa Educação/ Despesa Total			0,064* (0,036)
Despesa Saúde/ Despesa Total			0,008 (0,018)
Desp. Transp. e Comunicação/ Desp. Total			-0,031 (0,035)
2000	-0,011 (0,009)	-0,011 (0,009)	-0,010 (0,009)
2001	-0,009 (0,009)	-0,009 (0,009)	0,010 (0,009)
2002	0,014 (0,009)	0,014 (0,009)	0,005 (0,010)
2003	-0,004 (0,009)	-0,004 (0,009)	-0,102 (0,010)
2004	-0,010 (0,011)	-0,010 (0,011)	-0,023* (0,013)
2005	0,014* (0,009)	0,014* (0,009)	0,005 (0,011)
2006	0,032*** (0,009)	0,032*** (0,009)	0,024*** (0,010)
Constante	0,015 (0,034)	0,023* (0,012)	0,007 (0,016)
Observações	160	160	160
R ²	0,211	0,211	0,232
R ² ajustado	0,164	0,164	0,169
Erro residual padrão	0,027 (gl = 150)	0,027 (gl = 150)	0,027 (gl = 147)
F	4,456*** (gl = 9; 150)	4,456*** (gl = 9; 150)	3,698*** (gl = 12; 147)

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,001. Modelo LSDV (Erro Padrão).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IPEA.

encontrados por Barro (1991) por meio de um corte seccional de países desenvolvidos e em desenvolvimento para o período de 1960 - 1985.

Tabela 4 – Composição dos gastos dos municípios e crescimento econômico nos municípios menos desenvolvidos

Variáveis Explicativas	(a)	(b)	(c)
Despesa Total/ PIB	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)	0,0001*** (0,00001)
Desp. Corrente/ Desp. Total	0,045*** (0,013)		
Desp. Capital/ Despesa Total		-0,045*** (0,013)	
Desp. Defesa/ Despesa Total			-0,057 (0,179)
Desp. Educação/ Desp. Total			0,052*** (0,013)
Desp. Saúde/ Despesa Total			0,019 (0,014)
Desp. Transp. e Com./ D. Total			0,042*** (0,013)
2000	-0,024*** (0,003)	-0,024*** (0,003)	-0,022*** (0,003)
2001	-0,017*** (0,003)	-0,017*** (0,003)	-0,015*** (0,003)
2002	-0,021*** (0,004)	-0,021*** (0,004)	-0,026*** (0,004)
2003	-0,048*** (0,003)	-0,048*** (0,003)	-0,051*** (0,004)
2004	-0,063*** (0,004)	-0,063*** (0,004)	-0,064*** (0,004)
2005	-0,026*** (0,003)	-0,026*** (0,003)	-0,029*** (0,004)
2006	-0,003 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,006 (0,004)
Constante	-0,006 (0,012)	0,040*** (0,003)	0,010* (0,006)
Observações	3,032	3,032	3,028
R ²	0,200	0,200	0,204
R ² ajustado	0,197	0,197	0,200
Erro residual padrão	0,046 (gl = 3022)	0,046 (gl = 3022)	0,046 (gl = 3015)
F	83,865*** (gl = 9; 3022)	83,865*** (gl = 9; 3022)	64,244*** (gl = 12; 3015)

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,001. Modelo LSDV (Erro Padrão).

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do IPEA.

O efeito do nível do gasto do Governo sobre o crescimento econômico, captado pela parcela da despesa orçamentária em relação ao PIB, passa a ser negativo para os municípios com maior desenvolvimento, embora o resultado não seja estatisticamente significativo. Conjetura-se que a produtividade do gasto público dos municípios mais desenvolvidos é menor do que o peso morto gerado pelo montante de impostos necessários para financiá-lo.

Em relação aos municípios menos desenvolvidos, os resultados qualitativos são bastante similares aos do modelo estimado para toda a amostra. Os gastos correntes primários continuam apresentando coeficiente positivo, indicando que um aumento desse item aumenta o crescimento *per capita*. Os gastos com capital mantêm efeito negativo, não contribuindo, portanto, para a elevação do produto. Ambos os coeficientes são significantes do ponto de vista estatístico (colunas a e b). O efeito da parcela do gasto total sobre o PIB permanece exatamente o mesmo. Os gastos com defesa passam

a ter efeito negativo, porém não significativo estatisticamente. Para educação, transporte e comunicação, os resultados foram equivalentes, efeito positivo sobre o crescimento do PIB *per capita* e esses são estatisticamente significantes (coluna c). E o efeito positivo da saúde deixou de ser estatisticamente significativo.

6. Conclusões

A presente pesquisa propôs-se a analisar a relação entre os gastos públicos e o crescimento econômico dos municípios do Paraná, entre 1999 e 2011. Para isso, levaram-se em consideração informações de todos os 399 municípios paranaenses segundo dados do IPEA. O modelo aqui adotado foi o proposto por Devarajan et al. (1996), no qual gastos do Governo podem ser produtivos ou improdutivos, mas a classificação deles não é definida *a priori*. Ele determina a relação entre as participações do gasto do Governo e a taxa de crescimento de longo prazo da economia e verifica se os valores destinados aos diferentes componentes do gasto público atual possuem vinculação com maior crescimento no futuro.

Foi aplicado o método de efeitos fixos, que leva em conta características específicas dos municípios e incluídas variáveis *dummies* de ano para captar fatores comuns, afetando a taxa de crescimento dos diferentes municípios. Adotou-se a abordagem de efeitos fixos estendida com o intuito de captar o efeito específico de tempo (*LSDV model - least squares dummy variable model with a time specific effect*).

Fez-se decomposição dos gastos por categoria econômica (gastos correntes e de capital) e categoria funcional (gastos com saúde, educação, defesa, transporte e comunicação).

No que diz respeito à relação entre composição dos gastos e crescimento econômico dos municípios paranaenses para o período em análise, tem-se:

- a) A relação entre gastos em saúde, educação, transporte e comunicação com o crescimento econômico é positiva.
- b) A relação entre os gastos correntes e o crescimento econômico é positiva e não linear.
- c) A relação entre os gastos com capital e a taxa de crescimento é negativa e não linear.

Para o caso em tela, seriam considerados como gastos produtivos: corrente, saúde, educação, transporte e comunicação; que exercem efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o crescimento. A única exceção é a segurança pública, que aparece com sinal positivo, mas não significativo.

O efeito não linear indica que existe um limite para o aumento do gasto corrente e, pelos cálculos efetuados, esse limite seria equivalente a 87,5% da despesa orçamentária. Assim, uma reorientação na composição dos gastos para os municípios que possuem uma parcela muito diferente da indicada pelo limite têm um efeito positivo sobre o produto.

Destaca-se ainda que os resultados aqui alcançados são similares aos obtidos por Rocha e Giuberti (2007), que analisaram os gastos no nível estadual. Como diferença, pode-se afirmar que gastos com saúde têm um impacto mais significativo para os municípios.

A avaliação macroeconômica da qualidade do gasto público é importante, mas também é fundamental uma avaliação microeconômica desses gastos. Assim, ter-se-ia uma noção mais apurada do grau de qualidade e eficiência dos gastos públicos.

Referências

- ASCHAUER, D. Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, v.23, p. 177-200, 1989.
- BARRO, R. J. Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, p. 103-125, 1990.

- BARRO, R. J. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, n. 2, p.407-443, 1991.
- BOSE, N.; HAQUE, M. E.; OSBORN, D. R. Public expenditure and economic growth: a disaggregated analysis for developing countries. *The Manchester School*, v. 75, p. 533-556, 2007.
- CÂNDIDO JÚNIOR, J. O. Os gastos públicos no Brasil são produtivos? *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 23, p. 233-260, 2001.
- CHEN, B. L. Economic growth with an optimal public spending composition. *Oxford Economic Papers*, v. 58, p. 123-136, 2006.
- DEVARAJAN, S.; SWAROOP, V.; ZOU, H. The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 37, p. 313-344, 1996.
- DIVINO, J. A.; SILVA JUNIOR, R. L. S. Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Economia*, v. 13, n. 3, p. 507-528, 2012.
- EASTERLY, W.; REBELO, S. Fiscal policy and economic growth: an empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, v. 32, p. 417-458, 1993.
- FERREIRA, P. C. *Essays on public expenditures and economic growth*. PhD Dissertation. University of Pennsylvania, 1993.
- FERREIRA, P.C. Investimento em infra-estrutura no Brasil: fatos estilizados e relações de longo prazo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 26, n.2, p. 231-252, 1996.
- FERREIRA, P. C.; MALLIAGROS, T. G. Impactos produtivos da infra-estrutura no Brasil – 1950/95. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, p. 315-338, 1998.
- FORLIN, J. A.; RODRIGUES, R. V. Finanças públicas e crescimento econômico nos municípios paulistas. *Economia e Desenvolvimento*, v. 24, n. 2, p.27-48, 2013.
- GRIER, K. B.; TULLOCK, G. *An empirical analysis of cross-national economic growth, 1950-1980*. Pasadena: California Inst. Tech, 1987.
- GHOSH, S.; GREGORIOU, A. The composition of government spending and growth: is current or capital spending better? *Oxford Economic Papers*, v. 60, p. 484-516, 2008.
- GUPTA, S.; CLEMENTS, B.; BALDACCI, E.; MULAS-GRANADOS, C. Fiscal policy, expenditure composition, and growth in low-income countries. *Journal of International Money and Finance*, v. 24, n. 3, p. 441-463, 2005.
- HERRERA, S.; BLANCO, F. *The quality of fiscal adjustment and the long-run growth impact of fiscal policy in Brazil*. Washington, DC: World Bank Policy Research, 2006. (Working Paper, n. 4004)
- KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMEL, N. Fiscal policy and growth: evidence from OECD countries. *Journal of Public Economics*, v. 74, p. 171-190, 1999.
- KNELLER, R.; BLEANEY, M.; GEMMEL, N. Testing the endogenous growth model: public expenditure, taxation and growth over the long run. *The Canadian Journal of Economics*, v. 34, n. 1, p. 36-57, 2001.
- KOCHERLAKOTA, N. R.; YI, K. M. Is There endogenous long-run growth? evidence from the United States and the United Kingdom. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 29, n. 2, p. 235-262, 1997.

- KORMENDI, R. C.; MEGUIRE, P. G. Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, p. 141-163, 1985.
- LANDAU, D. L. Government expenditure and economic growth: a cross-country study. *Southern Economic Journal*, v. 49, n. 3, p. 783-792, 1983.
- LLEDÓ, V. D.; FERREIRA, P. C. Crescimento endógeno, distribuição de renda e política fiscal: uma análise cross-section para os estados brasileiros. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n.1, p. 41-70, 1997.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- NAKAHODO, M. *Composição dos gastos e tributação versus crescimento econômico no Brasil – Uma análise linear e não-linear através de dados em painel e séries temporais*. 126 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 2007.
- MELO, G. M.; RODRIGUES JÚNIOR, W. R. *Determinantes do investimento privado no Brasil: 1970-1995*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Texto para Discussão, n. 605)
- MENDOZA, E. G.; MILESI-FERRETTI, G. M.; ASEA, P. On the effectiveness of tax policy in altering long-run growth: harberger's superneutrality conjecture. *Journal of Public Economics*, v. 66, p. 99-126, 1997.
- MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Fiscal structures and economic growth: international evidence. *Economic Inquiry*, v. 35, p. 603-613, 1993.
- RAM, R. Government size and economic growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data. *The American Economic Review*, v. 76 n. 1, p. 191-203, 1986.
- REBELO, S. Long run policy analysis and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 3, p. 500-521, 1991.
- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. composição do gasto público e crescimento econômico: um estudo em painel para os estados brasileiros. In: *Anais do 33º Encontro Nacional de Economia*. Natal: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2005.
- ROCHA, F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, v. 11, p. 463-485, 2007.
- ROCHA, C. H.; TEIXEIRA, J. R. Complementariedade versus substituição entre investimento público e privado na economia brasileira: 1965-1990. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n.3, p. 378-384, 1996.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.
- RONCI, M. V. Uma nota sobre a especificação da função de investimento agregado para países em desenvolvimento. *Revista Brasileira de Economia*, v. 42, n.2, p. 179-194, 1991.
- SANT'ANA, T.; ROCHA, C. H.; TEIXEIRA, J. R. the impact of public investment on private capital formation in brazil: 1965-1985. In: *Proceedings of the Brazilian Meeting on Operational Research*, n. 26. Curitiba, 1994.
- SILVA, L. D. C.; CRUZ, M. S.; IRFFI, G. D. Gastos públicos e crescimento econômico: uma análise para os municípios paraibanos. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 44, n. 3, p. 741-760, 2016.

- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- SUMMERS, R.; HESTON, A. Improved international comparisons of real product and its composition: 1950-1980. *Review of Income and Wealth, Blackwell Publishing*, v.30, p. 207-262, 1984.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *Economic Record*, v. 32, p. 334-361, 1956.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. 2. Ed. Cambridge: MIT Press, 2010.

**DIFERENCIAL DE RENDIMENTOS E ORIENTAÇÃO SEXUAL NA REGIÃO
NORDESTE***

Daniel Tomaz de Sousa

Doutorando pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba
(PPGE-UFPB)

E-mail: daniel25tomaz@gmail.com

Cássio da Nóbrega Besarria

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba
(PPGE-UFPB)

E-mail: cassiodanobrega@yahoo.com.br

RESUMO: Este artigo tem o propósito de verificar se há ganhos diferenciados entre os trabalhadores da Região Nordeste dada sua orientação sexual. Para responder a essa questão, foram utilizados os dados do Censo 2010, que classifica os indivíduos por orientação sexual. Pelas estimações das regressões salariais, foi possível verificar que tanto *gays* quanto *lésbicas* possuem rendimentos mais elevados do que os heterossexuais. Pela análise da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), foi possível evidenciar que a maior parte dessa diferença é explicada pelos atributos observados dos homossexuais, entre eles, escolaridade e não há presença de componentes discriminatórios.

Palavras-chave: Orientação sexual; Oaxaca-Blinder (1973); Discriminação.

Classificação JEL: J15; J20; J70.

INCOME DIFFERENTIAL AND SEXUAL ORIENTATION IN NORTHEAST REGION

ABSTRACT: This article has the purpose of verifying if there are differentiated gains among the workers of the Northeast Region, given their sexual orientation. To answer this question were used the data of CENSO 2010, which classifies individuals by sexual orientation. From the estimations of the wage regressions it was possible to verify that both *gays* and *lesbians* have higher incomes than heterosexuals. By analyzing the Oaxaca-Blinder decomposition (1973) it was possible to show that most of this difference is explained by the observed attributes of homosexuals, among them, schooling and there is no presence of discriminatory components.

Keywords: Sexual orientation; Oaxaca-Blinder (1973); Discrimination.

JEL Codes: J15; J20; J70.

1. Introdução

A pesquisa sobre os impactos econômicos da orientação sexual é uma área ainda em ascensão, como destacado por Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2013). Por outro lado, existe uma ampla agenda de pesquisa que trata tanto de determinantes salariais quanto de diferenciais de rendimentos atrelados às mais diversas situações, como gênero, raça, condição de migração e outros. Contudo, a orientação sexual é ignorada.

Há uma parte da literatura que se dedica a tratar homens e mulheres de forma homogênea, justamente por não ser levada em consideração a orientação sexual (TEBALDI; ELMSLIE, 2006). Com os novos arranjos familiares, essa visão homogênea não pode ser mais usada como algo prevalente na sociedade, pois até mesmo a instituição do casamento civil entre pessoas de mesmo sexo é legalizada no Brasil e outros países¹.

No mercado de trabalho, a discriminação ocorre quando indivíduos são tratados de forma diferente devido às características corporais que os identificam e que não se relacionam diretamente com a produtividade. Assim, além de cor, raça e religião, a homossexualidade, que está presente em todas as raças, etnias e sexos, pode ser fonte de discriminação laboral. Medeiros (2007) destaca que é no ambiente profissional que a discriminação contra homossexuais é mais incidente e quando esse ingressa no mercado acaba por optar por não revelar sua orientação sexual. Há diversas razões para explicar essa decisão, uma delas é a exposição e uma possível demissão.

Há relatos na literatura internacional, entre eles destaca-se Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), que evidenciam que os homossexuais possuem níveis de capital humano mais elevados do que os heterossexuais. Apesar disso, os resultados empíricos mostram que, em específico para os homens homossexuais, essa maior escolaridade não está associada a maiores rendimentos ou ganhos salariais (BADGETT, 1995). O argumento apresentado por Heineck (2009) é que essa desvantagem salarial pode ser explicada por componentes discriminatórios. Essa é uma discussão ainda recente para a economia brasileira e que foi impulsionada com a classificação dos homossexuais no Censo Demográfico do Brasil em 2010 (IBGE, 2010), sendo possível obter registros quantitativos dos indivíduos por orientação sexual.

Dos estudos nacionais, tem-se Casari, Monsueto e Duarte (2013) que fazem uso de equações mincerianas estimadas via regressões quantílicas. Suliano et al. (2016) estimam o mesmo tipo de equação, só que na média e corrige seletividade amostral. Ambos os estudos observam que os homossexuais têm níveis de instrução mais elevados e esses ganham mais do que os heterossexuais. Jacinto et al. (2017), em vez de trabalharem com modelos salariais, estudam a oferta de horas de trabalho, observando que apenas homens sofrem discriminação, por serem homossexuais, no ingresso ao mercado de trabalho.

No âmbito do mercado de trabalho e também pelo número restrito de estudos nacionais sobre orientação sexual e sua associação com fatores econômicos, este artigo irá contribuir para a temática ao verificar por meio de equações salariais, tal como proposto por Mincer (1974), os determinantes salariais e a possibilidade de haver ganhos (perdas) salariais devido à orientação sexual. De forma complementar, será utilizada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) com o propósito de explicar uma possível diferença salarial entre pessoas heterossexuais e homossexuais na Região Nordeste. A abordagem de decomposição permite atribuir a diferença salarial às características observadas, representadas pelo conjunto de variáveis exógenas e que irão ser apresentadas na seção 3, e aos fatores não observáveis, que podem expressar, por exemplo, discriminação.

Da análise descritiva da amostra, percebe-se que os homossexuais apresentam níveis mais elevados de instrução e de rendimento mensal. Do modelo minceriano, as *dummies* de orientação sexual indicam que os homossexuais possuem vantagem salarial frente aos heterossexuais e, da

¹ A Resolução nº 175, de 14 de maio de 2013, do Conselho Nacional de Justiça, legaliza o casamento de pessoas de mesmo sexo no Brasil. A Holanda foi o primeiro país a garantir os mesmos direitos dos casais heterossexuais aos casais homossexuais, no ano de 2000.

decomposição, aferiu-se que a maior parte da diferença entre os grupos é devido às características observadas dos indivíduos, como a educação, e não devido a componentes não explicados.

Além desta introdução, o presente artigo se divide em mais quatro seções. Na segunda seção, é feita uma revisão de literatura, após, na seção três, são expostas a fonte de dados e a metodologia adotada. Na seção quatro, os resultados são discutidos e, por fim, na seção cinco, estão as considerações finais.

2. Revisão de literatura

A homossexualidade é campo de estudo de diversas áreas, como Ciências Sociais e Direito, no Brasil (CASARI; MONSUETO; DUARTE, 2013). Entretanto, apenas a partir do trabalho de Badgett (1995), a economia passou a se preocupar mais com essa temática. As análises já realizadas na literatura internacional fazem uso de modelos mincerianos em que são inseridas variáveis que captam a orientação sexual dos indivíduos ou estudam esse fenômeno a partir de modelos de decomposição.

O primeiro estudo a utilizar técnicas econométricas para estudar o impacto da orientação sexual sobre questões econômicas foi o de Badgett (1995) para os Estados Unidos da América (EUA). Nessa pesquisa, com o uso de equações salariais e incorporação de *dummies* de orientação sexual – *gays*, lésbicas e bissexuais –, os resultados indicam que os homens *gays* e/ou bissexuais ganham entre 5% e 27% menos do que os homens heterossexuais e para as mulheres os resultados indicam que lésbicas ganham menos, entretanto não houve significância estatística dos coeficientes estimados.

Clain e Leppel (2001) encontram resultado semelhante ao de Badgett (1995), para os EUA, onde homens *gays* ganham menos do que homens heterossexuais; já para as lésbicas observou-se que elas ganham mais do que mulheres heterossexuais. Além do mais, homossexuais (*gays* e/ou lésbicas) são em sua maioria brancos e a média de idade é menor do que a dos heterossexuais, além disso, possuem um maior nível educacional.

Fazendo uma agregação por níveis exigidos de habilidades nas ocupações, Berg e Lien (2002) verificam que o percentual de homens *gays* no grupo dos executivos (maior nível de habilidade) é maior do que o de homens heterossexuais; no caso das mulheres, ocorre o contrário e há prevalência de mulheres heterossexuais neste grupo nos EUA. Homens *gays* ganham 22% menos do que homens heterossexuais, evidência que vai de acordo com Badgett (1995) e Clain e Leppel (2001), e as lésbicas ganham 30% mais do que as mulheres heterossexuais; contudo, os resultados foram inconclusivos no que diz respeito à questão da discriminação.

Plug e Berkhout (2004) estudam a relação entre orientação sexual e rendimentos no início de carreira na Holanda. Os autores destacam que esse país é um dos mais tolerantes quanto a questões de gênero, como a homossexualidade. Os resultados indicam que os jovens e mais educados *gays* ganham 3% menos do que os heterossexuais; já os resultados para as mulheres jovens e lésbicas indicam que essas ganham 3% mais do que as heterossexuais; apesar dos dados não comparáveis e grupos etários diferentes, os resultados vão no mesmo sentido de Berg e Lien (2002) e Clain e Leppel (2001).

A fim de compreender o porquê da vantagem/desvantagem salarial devido à orientação sexual dos indivíduos, alguns estudos fazem uso da decomposição de Oaxaca e Blinder (1973). Antecol, Jong e Steinberger (2008) e Heineck (2009) evidenciam, para os EUA, que os homens *gays* ganham menos do que os heterossexuais e, ao avaliar os componentes da decomposição, encontram que a maior parte da diferença salarial é resultante do componente não explicado; nessa parcela da decomposição, pode haver presença de efeitos discriminatórios. Para ambos, os resultados de Heineck (2009) para lésbicas não indicaram presença de diferenças salariais e/ou componentes de discriminação como fator explicativo.

Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005) fazem estudo para o Reino Unido usando dados da *Labor Force Survey* (LFS) e observam que os homossexuais possuem melhor nível de educação do que os heterossexuais e também apresentam os níveis mais elevados de rendimento por hora. Os autores fazem uso da decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973) e averiguam que, apenas na comparação entre *gays* e heterossexuais que vivem com parceiras (casados ou não), há uma evidência

de componentes discriminatórios para explicar a diferença salarial; *gays* poderiam ganhar 5% mais caso fossem heterossexuais com as mesmas características observadas. Para mulheres, não há perfil discriminatório nas comparações realizadas.

Tebaldi e Elmslie (2006) analisam o quão ser *gay/lésbica* impacta na oferta de trabalho para dados dos EUA. Pelos dados do estudo, *gays* ofertam menos horas de trabalho e *lésbicas* mais horas do que suas contrapartes heterossexuais. Outro resultado da pesquisa mostra que os *gays* têm maior probabilidade de não trabalhar tempo completo na semana²; no entanto, as mulheres *lésbicas* têm maior chance de trabalhar em período integral do que em apenas parte do tempo ou estarem sem emprego.

Ahmed, Andersson e Hammarstedt (2013) investigam se há discriminação contra homossexuais no processo de entrevista ou oferta de trabalho pelos empregadores no mercado de trabalho sueco. A presença de discriminação varia de acordo com a categoria ocupacional estudada e é concentrada no setor privado. Além disso, *gays* sofrem discriminação em ocupações dominadas por homens e as *lésbicas* nas dominadas por mulheres³.

No Brasil, ainda não há uma literatura consolidada sobre os impactos da orientação sexual sobre variáveis econômicas. Os principais estudos acerca do tema começaram a surgir após o Censo 2010, que permitiu melhor classificação dos homossexuais. Têm-se os trabalhos de Casari, Monsueto e Duarte (2013), Silva e Santos (2015), Monsueto, Duarte e Casari (2015), Suliano et al. (2016) e Jacinto et al. (2017).

Casari, Monsueto e Duarte (2013), usando dados do Censo 2010, limitando-se à Região Metropolitana de São Paulo (RMSP)⁴ e estimando regressões salariais quantílicas, mostraram que ser homossexual é vantajoso tanto para homens quanto para mulheres, no sentido de possuir maior ganho salarial. O efeito fica mais forte nos quantis de maior rendimento.

Silva e Santos (2015) comparam o nível de bem-estar entre casais heterossexuais e homossexuais, utilizam dados do Censo 2010 e usam como *proxy* do nível de bem-estar o nível de renda total familiar. Ao comparar os casais homossexuais masculinos com os heterossexuais a diferença de renda familiar é de R\$ 4.180,82, sendo este valor favorável aos homossexuais. Esta diferença é explicada, principalmente, pelo capital humano acumulado entre os grupos. Da parte da diferença atribuída à orientação sexual, não se pode concluir que haja discriminação contra os *gays*, pois há um efeito positivo para esse grupo⁵.

Ao comparar casais homoafetivos femininos e heterossexuais, há uma vantagem para as homossexuais de R\$ 503,83, contudo, a diferença é bem menor do que aquela observada para os homens homossexuais. Aqui também há relevância dos fatores associados ao capital humano para explicar a diferença positiva, ou seja, mulheres homossexuais investem mais em educação. Outro fator que se destaca é que há presença de discriminação de gênero (mulheres com características iguais às dos homens são menos remuneradas), as mulheres homossexuais não sofrem discriminação por orientação sexual (SILVA; SANTOS, 2015).

Monsueto, Duarte e Casari (2015) realizam um estudo descritivo e comparativo entre heterossexuais e homossexuais com dados do Censo 2010. Verifica-se que os homossexuais possuem nível de escolaridade mais elevado; quanto aos índices de mercado de trabalho, entre os homossexuais, há menor taxa de inatividade, que pode estar ligada ao menor número de aposentados dentro dessa classe e casais com número menor de filhos. Homossexuais se concentram em atividades ligadas a serviços e empresas públicas; quanto às ocupações, esses estão naquelas que exigem maior nível de formação.

² Os autores consideram trabalhadores em período completo durante a semana quem trabalha mais do que 34 horas.

³ Ver o artigo original para um melhor entendimento sobre a classificação de ocupações dominadas por homens e mulheres.

⁴ Segundo os autores, essa limitação foi imposta a fim de lidar com uma amostra mais homogênea e para evitar fortes diferenças regionais.

⁵ O fato de ser homossexual acresce à renda do homem, em média, R\$ 336,57. Para outros cenários analisados, ver Silva e Santos (2015).

De acordo com o estudo de Suliano et al. (2016), via estimação de regressões salariais com correção de seletividade amostral, os homens *gays* ganham mais do que suas contrapartes sexuais⁶. Para mulheres, o modelo sem correção aponta que as heterossexuais ganham, em média, mais do que as lésbicas; contudo, quando se controla por setores de atividade econômica e categorias ocupacionais, além da seletividade amostral, há a evidência inversa, portanto, mulheres lésbicas ganham mais.

Ao estudar a perspectiva de oferta de trabalho e orientação sexual, Jacinto et al. (2017) concluem que apenas homens sofrem discriminação, por serem homossexuais, ao ingressarem no mercado de trabalho, já as mulheres homossexuais não são discriminadas.

A seção seguinte apresenta os aspectos metodológicos do artigo, em que são expostos a fonte dos dados e o procedimento econométrico utilizado para captar o diferencial de rendimentos.

3. Metodologia

3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo são provenientes do Censo 2010, realizado pelo IBGE. A escolha dessa base se dá pelo fato que há a possibilidade de identificação, mesmo que indireta, da orientação sexual dos indivíduos⁷; além disso, é possível identificar no Censo outras características individuais que podem impactar nos rendimentos. Nesta base, há uma variável que especifica se o cônjuge do responsável pelo domicílio é do mesmo sexo, o que, juntamente com o sexo do indivíduo, caracteriza a orientação sexual (LENA; OLIVEIRA, 2015).

O problema dessa identificação é o fato de que não é possível captar homossexuais que não vivem em companhia de cônjuge e/ou solteiros. Assim, dada essa limitação, as comparações realizadas neste estudo são feitas entre os componentes de casais heterossexuais e homossexuais, ficando a discussão restrita à análise da Região Nordeste. Uma análise com foco em uma única região permite resultados mais homogêneos, como destacado por Casari, Monsueto e Duarte (2013), que fazem seu estudo apenas para a RMSP.

Para simplificar, usa-se o termo *gay* para homem homossexual e *lésbica* para mulher homossexual. A Tabela 1 apresenta o percentual de casais homossexuais na amostra. Sem distinção de gênero, os casais homossexuais representam 0,09%. Dos 1.055 casais homossexuais, 432 (40,90%) são de *gays* e 623 (59,10%) são de lésbicas.

Tabela 1 – Orientação sexual dos casais – Região Nordeste – 2010

	Frequência	Percentual
Heterossexuais	1.206.530	99,91
Homossexuais	1.055	0,09
Total	1.207.585	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

É importante ressaltar que os estudos aplicados à economia brasileira encontram resultados que devem ser observados com cautela, não é diferente para o caso tratado neste artigo. Parte dessa limitação está ligada ao conjunto de elementos disponíveis. Por exemplo, os dados da pesquisa só permitem captar os homossexuais que vivem em companhia do cônjuge, não sendo possível observar os homossexuais solteiros. Os baixos percentuais podem tanto estar associados à restrição da pesquisa quanto à classificação dos homossexuais, representados pela não declaração dos pesquisados. Uma

⁶ Esse resultado foi encontrado no modelo sem correção de seletividade amostral; nos modelos com correção, os resultados não foram significativos estatisticamente.

⁷ Casari, Monsueto e Duarte (2013) fazem uma explanação sobre as dificuldades de identificação dos homossexuais nas pesquisas, sendo esse um dos maiores empecilhos para análises com enfoque econômico.

série de fatores pode explicar essa subnotificação quanto à exposição da sexualidade, entre esses destacam-se as questões culturais, as religiosas e o preconceito.

O Quadro 1 apresenta as variáveis, suas descrições e os respectivos códigos, disponíveis no dicionário do Censo 2010, que foram utilizados na criação das variáveis utilizadas nesta pesquisa.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Variáveis		Código
<i>Variável dependente</i>		
W	Rendimento do trabalho principal por hora	V6513, V0653
<i>Variáveis independentes</i>		
Homossexual	=1 se é homossexual, 0 se heterossexual	V0502
Gay	=1 se homem homossexual, 0 se homem heterossexual	V0502, V0601
Lésbica	=1 se mulher homossexual, 0 se mulher heterossexual	
Educ1	=1 se sem instrução e fundamental incompleto, 0 caso contrário	V6400
Educ2	=1 se fundamental completo e médio incompleto, 0 caso contrário	
Educ3	=1 se médio completo e superior incompleto, 0 caso contrário	
Educ4	=1 se superior completo, 0 caso contrário	
Idade	Idade calculada em anos, <i>proxy</i> para experiência	V6036
Idade2	Termo quadrático da idade	
Urbano	=1 se reside em zona urbana, 0 caso contrário	V1006
RM	=1 se reside em região metropolitana, 0 caso contrário	V1004
Raça	=1 se é branco, 0 caso contrário	V0606
Chefe	=1 se é chefe de domicílio, 0 caso contrário	V0502
Ocup	<i>Dummies</i> para 11 categorias ocupacionais	V6461
Estados	<i>Dummies</i> para os 9 estados da Região Nordeste	V0001
NFAM ^a	Número de componentes da família	V5060
RNT ^a	Renda não proveniente do trabalho	V6527, V6525

Nota: (a) Variáveis utilizadas apenas na equação de seleção.

Fonte: Elaboração própria a partir do dicionário do Censo Demográfico 2010.

A escolha desse conjunto de variáveis se dá de acordo com a teoria do capital humano (MINCER, 1974), em que as variáveis de educação e experiência (a idade é utilizada como *proxy* da experiência dos indivíduos) são utilizadas como regressores; além disso, são inseridos controles para localização geográfica dos agentes (zona urbana, região metropolitana e estados de residência), pois, mesmo que se trabalhe apenas com uma região do Brasil, ainda há características distintas entre estados, por exemplo. Assim como proposto por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), foram utilizados controles para as categorias ocupacionais.

3.2. Estratégia econométrica

A estimação de regressões salariais, tal como proposto por Mincer (1974), está sujeita ao problema de seletividade amostral, como destacado por Heckman (1979). O problema surge, por exemplo, quando os pesquisadores selecionam apenas a massa de pessoas que possuem salário e não levam em consideração a decisão entre estar ocupado ou não, que depende do salário reserva⁸ de cada indivíduo. Para corrigir esse problema, Heckman (1979)⁹ propôs um método em dois estágios, em que em um primeiro momento é estimada a probabilidade de estar ocupado ou não:

⁸ O salário de reserva pode ser interpretado como o valor mínimo a partir do qual os indivíduos optam por trabalhar ou não.

⁹ Cameron e Trivedi (2005) apresentam algumas razões para a popularidade do estimador de Heckman em dois estágios.

$$L_i^* = Y' \beta_i + u_i \quad (1)$$

em que L_i^* designa a decisão de estar ocupado, Y representa um conjunto de variáveis exógenas que explicam essa decisão. A variável latente L_i^* é não observada, no entanto, o seu sinal determinará o comportamento da variável binária, L_i :

$$\begin{aligned} L_i &= 1 \text{ se } L_i^* > 0 \\ L_i &= 0 \text{ se } L_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

Nesta etapa, será utilizado o modelo *probit* para computar essa probabilidade. O passo seguinte é estimar a equação de rendimentos levando em consideração o viés de seleção amostral; para tal, insere-se na equação a razão inversa de Mills, dada por:

$$\lambda_i = \frac{\phi(Y' \beta)}{\Phi(Y' \beta)} \quad (3)$$

E a equação de rendimento é dada por:

$$\ln w_i = Z' \gamma_i + \lambda_i \delta_\lambda + \mu_i \quad (4)$$

em que i = amostra completa, homens e mulheres, $\ln w_i$ é o logaritmo natural do rendimento por hora de cada agente, Z é um subconjunto das variáveis utilizadas na Equação (1) e descritas no Quadro 1, λ_i é a razão inversa de Mills e μ_i um termo de erro aleatório.

Nas equações de participação e salário, são colocadas como regressores as *dummies* que indicam a orientação sexual do indivíduo. Para cada caso, são realizadas duas especificações; a primeira não inclui as *dummies* para as categorias ocupacionais; já a segunda as inclui. A ideia aqui é verificar se os parâmetros são sensíveis à escolha ocupacional dos agentes. Os grupos das ocupações foram definidos usando a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) de 2010.

Após a inspeção dos modelos estimados pela Equação (4), é realizada a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), com correção de seletividade amostral. Para esse caso, são realizadas regressões salariais, para cada grupo:

$$\ln w_j = X' \beta_j + \varepsilon_j \quad (5)$$

em que $j = A$ (Heterossexuais), B (Homossexuais).

De acordo com Jann (2008) a decomposição *two-fold* (em dois termos) é dada por:

$$D = \ln \hat{w}_A - \ln \hat{w}_B = (X_A - X_B)' \beta^* + [X_A' (\beta_A - \beta^*) + X_B' (\beta_B - \beta^*)] \quad (6)$$

em que D é a diferença entre os dois grupos analisados, β^* é um vetor de coeficientes não discriminatórios¹⁰ estimados a partir do *pooled model*, dado pela Equação (4) (NEUMARK, 1988; OAXACA; RANSOM, 1994). O primeiro termo da decomposição, $(X_A - X_B)' \beta^*$, está associado à diferença entre as características observadas dos grupos A e B (efeito dotação, efeito quantidade, parte explicada, entre outras, são algumas das denotações usadas para esse termo). O segundo termo, $X_A' (\beta_A - \beta^*) + X_B' (\beta_B - \beta^*)$, é a parte não explicada pelas características observadas dos indivíduos. Essa última é usualmente atribuída à discriminação, mas é importante ressaltar que ela também captura todos os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas (JANN, 2008). Na

¹⁰ Para mais detalhes sobre esse e outros tipos de decomposição, ver Jann (2008).

próxima seção, são expostos os resultados encontrados. Em primeiro lugar, levantam-se as características descritivas e, logo após, são apresentados e discutidos os modelos estimados.

4. Resultados e discussão

4.1. Análise descritiva

Nesta seção, serão expostas algumas características gerais dos indivíduos que compõem a Região Nordeste, conforme sua orientação sexual. Na Tabela 2, serão apresentados os dados sobre o nível de instrução e, como pode ser visto, a classe dos homossexuais é a que possui maior grau de escolaridade; sem fazer distinção de gênero e comparados com os heterossexuais da amostra, eles possuem 50,26% de indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto e nível superior completo. Apenas 31,73% não têm instrução e ensino fundamental incompleto.

Tabela 2 – Nível de instrução por orientação sexual (%) – Região Nordeste – 2010

	Todos		Homens		Mulheres	
	Heterossexual	Homossexual	Heterossexual	Gay	Heterossexual	Lésbica
Sem instrução e fundamental incompleto	66,21	31,73	70,84	26,77	61,65	35,19
Fundamental completo e médio incompleto	12,26	18,01	11,10	15,87	13,40	19,50
Médio completo e superior incompleto	14,40	35,06	14,73	37,89	19,51	33,09
Superior completo	4,39	15,20	3,33	19,47	5,44	12,22

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Ao analisar apenas os homens da amostra, os *gays* também se sobressaem na comparação dos níveis de educação, 19,47% dos homens *gays* possuem ensino superior, em contraste com apenas 3,33% dos homens heterossexuais. No que compete às mulheres, 12,22% das lésbicas possuem superior completo. Esses resultados vão de acordo com as pesquisas nacionais de Suliano et al. (2016) e Casari, Monsueto e Duarte (2013). Além disso, resultados semelhantes se repetem em países como EUA, reportados por Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), Antecol, Jon e Steinberg (2008), e Reino Unido, evidenciado por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005).

A Tabela 3 apresenta os valores em percentuais para heterossexuais, homossexuais (*gays*/lésbicas), *gays* e lésbicas, conforme a distribuição por categorias ocupacionais¹¹. Para os heterossexuais, a categoria com maior participação é a de Ocupações Elementares (aqui estão incluídas ocupações como: trabalhadores dos serviços domésticos em geral, limpeza de edifícios, ajudantes de cozinha). Para o grupo de homossexuais, a categoria com mais representatividade é a de Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados (21,76%), seguida das Ocupações Elementares (18,13%).

Gays se concentram em maior número na classe dos Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados, seguidos de Profissionais das Ciências e Intelectuais (18,18%), fato que pode estar associado a seu elevado nível de instrução, como descrito na Tabela 2. Para as mulheres lésbicas, o grupo com maior representatividade é Ocupações Elementares; essa alta concentração pode estar associada ao tipo de ocupação presente nesse grupo.

Uma categoria ocupacional que possui um resultado interessante é a de Diretores e Gerentes, o grupo com maior percentual é o de *gays* (6,78%); novamente, isso pode estar atrelado à formação elevada dos *gays*, pois essa categoria é marcada por profissionais de maior qualificação. 2,9% dos heterossexuais estão nessa categoria.

¹¹ Para detalhes sobre a composição dos agrupamentos ocupacionais, ver CBO 2010.

Tabela 3 – Distribuição das categorias ocupacionais por orientação sexual (%) – Região Nordeste – 2010

Categoria Ocupacional	Heterossexual	Homossexual	Gay	Lésbica
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares	0,37	0,25	0,58	0,00
Diretores e Gerentes	2,90	5,47	6,78	4,44
Profissionais das Ciências e Intelectuais	7,32	16,67	18,18	15,47
Técnicos e Profissionais de Nível Médio	4,08	8,27	9,52	7,28
Trabalhadores de Apoio Administrativo	3,19	7,38	7,50	7,28
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados	13,38	21,76	21,65	21,84
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca	20,97	4,77	6,20	3,64
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios	9,73	4,45	5,92	3,30
Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores	7,21	5,22	3,75	6,37
Ocupações Elementares	25,52	18,13	10,97	23,78
Ocupações Mal Definidas	5,33	7,63	8,95	6,60

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

A Tabela 4 exibe as médias das demais variáveis utilizadas para traçar o perfil dos heterossexuais e dos homossexuais da amostra utilizada. A idade dos heterossexuais é maior do que a dos homossexuais. 77% dos homens heterossexuais são chefes de domicílio, já no caso das mulheres esse percentual é maior para as lésbicas (50%). A quantidade de indivíduos declarados brancos, entre as diferentes categorias, concentra-se na vizinhança dos 30%.

Tabela 4 – Média das demais variáveis por orientação sexual – Região Nordeste – 2010

	Todos		Homens		Mulheres	
	Heterossexual	Homossexual	Heterossexual	Gay	Heterossexual	Lésbica
Idade	42,80	34,10	44,80	34,50	40,80	33,70
Chefe do Domicílio (%)	50	50	77	50	23	50
Raça (%)	29	33	28	34	28	32
Urbano (%)	64	89	64	89	63	90
Região Metropolitana (%)	26	54	25	60	25	51
Rendimento Mensal	684,17	1.262,63	755,86	1.540,65	555,47	1.043,44
Horas Semanais	37,79	38,90	40,30	40,30	33,33	37,89

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Os homossexuais residem em sua maioria na zona urbana (89%); desse percentual, 54% vivem em Regiões Metropolitanas. Essa questão da área de residência, como destacado por Suliano et al. (2016), pode estar associada ao fato de que nestes ambientes, zona urbana e/ou região metropolitana, há uma maior tolerância aos diferentes padrões sexuais e, conseqüentemente, espera-se que haja menos discriminação.

Quanto aos rendimentos do trabalho principal, esse é mais elevado para os homossexuais, tanto visto de forma agregada, como ao analisar gays e lésbicas. O fato de possuírem um melhor nível educacional pode justificar o fato de possuírem melhores salários. As horas de trabalho de homens gays e heterossexuais são semelhantes; no caso das mulheres, as lésbicas possuem tanto maior rendimento quanto maior jornada de trabalho semanal. A seguinte subseção explora informações mais precisas sobre a relação das características selecionadas e rendimentos.

4.2. Equações mincerianas e decomposição de Oaxaca e Blinder (1973)

A Tabela 5 exhibe os modelos mincerianos estimados¹², com e sem controles para as categorias ocupacionais. Os modelos das colunas 1 e 2 dizem respeito à amostra como um todo, sem distinção de sexo, apenas uma *dummy* para indicar se o indivíduo é homossexual (*gay* ou *lésbica*). O resultado para essa *dummy* sugere que os homossexuais possuem vantagem salarial frente aos heterossexuais.

As variáveis de educação impactam de forma positiva os salários quando comparadas com a categoria de referência (Educ1 = Sem Instrução e Fundamental Incompleto), sendo esse impacto maior na *dummy* Educ4, que representa as pessoas com nível superior completo. Idade também tem relação positiva, contudo decrescente. Residir em área urbana e em região metropolitana, ser branco e ser chefe de domicílio tem impacto positivo nos salários.

Tabela 5 – Modelos mincerianos com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010

Variável dependente: logaritmo natural do rendimento mensal por hora

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Homossexual	0,059** (0,010)	0,057** (0,009)	-	-	-	-
Gay	-	-	0,122* (0,000)	0,091** (0,005)	-	-
Lésbica	-	-	-	-	0,072*** (0,019)	0,091** (0,002)
Educ2	0,323* (0,000)	0,233* (0,000)	0,317* (0,000)	0,235* (0,000)	0,323* (0,000)	0,258* (0,000)
Educ3	0,630* (0,000)	0,434* (0,000)	0,627* (0,000)	0,455* (0,000)	0,654* (0,000)	0,466* (0,000)
Educ4	1,466* (0,000)	1,089* (0,000)	1,607* (0,000)	1,227* (0,000)	1,420* (0,000)	1,045* (0,000)
Idade	0,020* (0,000)	0,016* (0,000)	0,020* (0,000)	0,015* (0,000)	0,012* (0,000)	0,014* (0,000)
Idade2	-0,00009* (0,000)	-0,00007* (0,000)	-0,00008* (0,000)	-0,00005* (0,000)	0,00002*** (0,030)	-0,00003** (0,003)
Urbano	0,212* (0,000)	0,147* (0,000)	0,194* (0,000)	0,111* (0,000)	0,113* (0,000)	0,167* (0,000)
RM	0,245* (0,000)	0,235* (0,000)	0,233* (0,000)	0,214* (0,000)	0,218* (0,000)	0,244* (0,000)
Raça	0,114* (0,000)	0,095* (0,000)	0,108* (0,000)	0,088* (0,000)	0,118* (0,000)	0,101* (0,000)
Chefe	0,129* (0,000)	0,141* (0,000)	0,084* (0,000)	0,077* (0,000)	-0,006 (0,053)	0,009** (0,006)
Controle para ocupações	Não	Sim	Não	Sim	Não	Sim
Controle para Estados	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Razão Inversa de Mills	-0,212* (0,000)	-0,060* (0,000)	-0,407* (0,000)	-0,291* (0,000)	-0,253* (0,000)	0,056* (0,001)
Constante	0,069* (0,000)	0,528* (0,000)	0,203* (0,000)	0,668* (0,000)	0,219* (0,000)	0,421* (0,000)
N	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. *** *p* < 0,05, ** *p* < 0,01, * *p* < 0,001.

(b) As estimações dos coeficientes dos controles de ocupações e de estados encontram-se nos Apêndices B e C.

(c) Estimções realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

¹² A estimação da equação de seleção utilizada no procedimento de Heckman pode ser consultada no Apêndice A. Com o intuito de não deixar o texto excessivamente extenso, os resultados sem correção de seletividade amostral foram suprimidos; caso necessário, podem ser disponibilizados via solicitação aos autores.

As especificações 3 e 4 apresentam a estimação apenas para homens; aqui é inserida uma variável para indicar se o indivíduo é *gay* ou não. Assim como em Suliano et al. (2016), os modelos indicam que os *gays* ganham, em média, mais do que os homens heterossexuais, resultado que diverge de Clain e Leppel (2001), Berg e Lien (2002), por exemplo. As colunas 5 e 6 mostram os modelos para as mulheres, aqui também se nota que as lésbicas têm melhor remuneração do que as mulheres heterossexuais, como pode ser visto pelo sinal da variável lésbica; esse resultado vai de encontro com Plug e Berkhout (2004), além de Clain e Leppel (2001) e Berg e Lien (2002).

É importante destacar que os resultados dessas *dummies* e das demais variáveis foram alterados com a inserção dos controles de categoria ocupacional; na maioria dos casos, houve redução dos coeficientes estimados, indicação, sobrestimação do modelo sem esses controles, o que reforça a importância de utilizá-los.

Nota-se também a relevância da correção da seletividade amostral, captada pela razão inversa de Mills, que foi significativa em todas as especificações realizadas.

A segunda etapa é tentar verificar por quais motivos há essa vantagem salarial para homossexuais, se ocorre por características observáveis ou não observáveis dos indivíduos. Para atingir esse objetivo, são realizadas decomposições do tipo Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

Para realizar a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), são estimadas regressões salariais para cada grupo estudado, dadas pela Equação (5). Novamente, são realizadas duas especificações para cada grupo, com e sem controles de ocupação. As decomposições detalhadas se encontram no Apêndice D.

A Tabela 6 apresenta os resultados da decomposição. As especificações 2, 4 e 6 apresentam como controles adicionais as *dummies* de ocupação. Em todos os casos, a diferença entre os valores preditos mostrou-se negativa, indicando a vantagem salarial dos homossexuais frente aos heterossexuais, como visto tanto na análise descritiva quanto nos modelos mincerianos estimados.

A maior diferença percebida foi a do grupo dos homens, com um diferencial de -0,636. Na especificação 3, sem controles de ocupação, a parte explicada é responsável por 81% dessa diferença, o que quer dizer que as características observáveis dos homens homossexuais são melhores do que as dos homens heterossexuais. Somente a educação (soma dos coeficientes das *dummies* Educ2, Educ3, Educ4) explica 67% do diferencial. A parte não explicada também age no sentido de ampliar essa diferença em favor dos homossexuais, ainda para o modelo 3, essa representa 19% desse diferencial. Logo, não se pode concluir que haja efeito negativo da discriminação para os dados da pesquisa.

Tabela 6 – Decomposição de Oaxaca-Blinder com correção de seletividade amostral – (1973) – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Heterossexuais	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,233* (0,000)	1,234* (0,000)	1,234* (0,000)
Homossexuais	1,634* (0,000)	1,634* (0,000)	1,869* (0,000)	1,869* (0,000)	1,446* (0,000)	1,446* (0,000)
Diferença	-0,401* (0,000)	-0,401* (0,000)	-0,636* (0,000)	-0,636* (0,000)	-0,212* (0,000)	-0,212* (0,000)
Explicada	-0,342* (0,000)	-0,344* (0,000)	-0,514* (0,000)	-0,545* (0,000)	-0,140* (0,000)	-0,122* (0,000)
Não Explicada	-0,059*** (0,014)	-0,057*** (0,014)	-0,122* (0,000)	-0,091** (0,007)	-0,072*** (0,028)	-0,091** (0,005)
N	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. *** *p* < 0,05, ** *p* < 0,01, * *p* < 0,001.

(b) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Para o modelo 4, o comportamento é semelhante: 86% do diferencial é explicado pelo efeito quantidade e a educação representa 51% do poder explicativo; já a parte não explicada representa

14% da diferença entre homens heterossexuais e *gays*. Os resultados para a Região Nordeste do Brasil, aqui explanados, diferem dos trabalhos de Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005), Antecol, Jong e Steinberger (2008) e Heineck (2009), pois nessas pesquisas houve um efeito negativo da discriminação.

Para as mulheres, o diferencial foi menor do que para os homens, na ordem de -0,212, sendo que 66% é da parte explicada (44% advém da educação) e 34% da parte não explicada da decomposição. O modelo com controles ocupacionais para as mulheres apresenta como explicação da diferença salarial 57,5% da parte explicada e 42,5% da não explicada. Novamente, para as mulheres, pode-se enxergar pelo componente não explicado negativo (no sentido de aumentar a diferença em favor das lésbicas) que não há efeitos discriminatórios negativos; resultado semelhante para as mulheres foi obtido por Arabsheibani, Marin e Wadsworth (2005) em que para dados do Reino Unido não houve presença de impactos negativos de discriminação com mulheres lésbicas.

5. Considerações finais

Apesar de haver uma literatura extensa sobre determinantes salariais sob a perspectiva de gênero e raça, ainda há pouca literatura sobre os impactos da orientação sexual sobre os rendimentos, internacionalmente, e, principalmente, a nível nacional e/ou local. Dessa forma, esta pesquisa teve como objetivo principal avaliar os componentes que explicam a vantagem salarial percebida para indivíduos homossexuais, como já visto nos trabalhos de Suliano et al. (2016) e Casari, Monsueto e Duarte (2013).

Da análise do perfil da amostra selecionada, nota-se que os homossexuais possuem níveis de capital humano mais elevados do que os heterossexuais. Cerca de 15,2% dos homossexuais possuem ensino superior, já no grupo dos heterossexuais apenas 4,29% estão nesse mesmo nível de instrução. O rendimento mensal também é maior para o grupo dos homossexuais.

Dos modelos mincerianos estimados, percebe-se que tanto analisando de forma agregada os homossexuais como separando em *gays* e lésbicas, estes ganham mais do que suas contrapartes sexuais, controlando os modelos com variáveis de estudo, idade e outras características sociodemográficas. Além do mais, testou-se a hipótese de sensibilidade à inserção das *dummies* de ocupação e percebeu-se que nos modelos em que elas não estão presentes há superestimação dos parâmetros.

Pela decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), verificou-se que a maior parte da diferença salarial favorável ao grupo de homossexuais é devido às características observáveis dos indivíduos e não houve presença de fatores discriminatórios que diminuem esse diferencial. Em todos os casos, pode-se notar que o fato de ser homossexual (além das outras características não observáveis) age no sentido de ampliar a diferença.

Apesar de os resultados indicarem que não há efeito negativo em ser homossexual no mercado de trabalho do Nordeste brasileiro, é importante destacar que a pesquisa se limita a homossexuais que vivem com parceiros no mesmo domicílio. Além disto, parte dos homossexuais acaba por não revelar sua orientação sexual com receio de sofrerem consequências negativas, como destacado por Medeiros (2007). E, também, os dados utilizados foram coletados antes da legalização do casamento civil entre pessoas do mesmo sexo, que só foi permitido no Brasil em 2013, e que traria resultados benéficos para a coleta dos dados, pois haveria maior liberdade da exposição da condição sexual, agora, amparada por lei. Espera-se que em pesquisas futuras haja mais abertura quanto à homossexualidade e suas formas, para uma melhor identificação dos indivíduos.

Tanto no Brasil quanto em diversos países, as políticas estão sendo mais abertas às orientações sexuais dos indivíduos, ampliando seus direitos (como o casamento civil), o que pode agir no sentido de dirimir possíveis impactos de discriminação. Esta pesquisa não exaure os estudos necessários para esse grupo no Brasil, pois, limita-se apenas à Região Nordeste.

Em pesquisas futuras, pode-se tanto ampliar a amostra para o Brasil quanto analisar o modelo de decomposição de diferenças salariais quantílicas, pois o comportamento da distribuição de salários não é homogêneo, porquanto, como visto em Casari, Monsueto e Duarte (2013), os ganhos favoráveis

aos homossexuais são mais fortes em quantis mais elevados de renda. Como sugestão para a elaboração de pesquisas futuras, é interessante captar homossexuais solteiros e seu perfil socioeconômico, além de outras relações, como impactos na produtividade e oferta de trabalho.

Referências

- AHMED, A. M.; ANDERSSON, L.; HAMMARSTEDT, M. Are gay men and lesbians discriminated against in the hiring process? *Southern Economic Journal*, v. 79, n. 3, p. 565-585, 2013.
- ANTECOL, H.; JONG, A.; STEINBERGER, M. The sexual orientation wage gap: the role of occupational sorting and human capital. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 61, n. 4, p. 518-543, 2008.
- ARABSHEIBANI, G. R.; MARIN, A.; WADSWORTH, J. Gay pay in the UK. *Economica*, v. 72, n. 286, p. 333-347, 2005.
- BADGETT, M. V. L. The wage effects of sexual orientation discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 48, n. 4, p. 726-739, 1995.
- BERG, N.; LIEN, D. Measuring the effect of sexual orientation on income: evidence of discrimination? *Contemporary Economic Policy*, v. 20, n. 4, p. 394-414, 2002.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, p. 436-455, 1973.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.
- CASARI, P.; MONSUETO, S. E.; DUARTE, P. H. E. Impacto da orientação sexual sobre o rendimento do trabalho. In: *Anais do 41º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC). Foz do Iguaçu, RS, Brasil, 2013.
- CLAIN, S. H.; LEPPPEL, K. An investigation into sexual orientation discrimination as an explanation for wage differences. *Applied Economics*, v. 33, n. 1, p. 37-47, 2001.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- HEINECK, G. Sexual orientation and earnings: evidence from the ISSP. *Applied Economics Letters*, v. 16, n. 13, p. 1351-1354, 2009.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico de 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JACINTO, P. D. A.; FRIO, G. S.; UHR, D. A. P.; UHR, J. Z. G. Offer of work and sexual orientation: evidence of Brazil. *The Empirical Economics Letters*, v. 16, p. 663-667, 2017.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- LENA, F. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Padrões de seletividade relacionados aos casais homossexuais e heterossexuais no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 32, n. 1, p. 121-137, 2015.
- MEDEIROS, M. O trabalhador homossexual: o direito à identidade sexual e à não discriminação no trabalho. In.: POCAHY, F. (Org.). *Rompendo o silêncio: homofobia e heterossexismo na sociedade contemporânea*. Políticas, teoria e atuação. Porto Alegre: Nuances, 2007, p.81-90.

- MINCER, J. *Schooling, experience, and earnings*. National Bureau of Economic Research, 1974.
- MONSUETO, S. E.; DUARTE, P. H. E.; CASARI, P. Orientação sexual e discriminação no mercado de trabalho: uma investigação sobre o desemprego e a segregação ocupacional de trabalhadores. In: *Anais do XIV Encontro Nacional da ABET*. Associação Brasileira de Estudos do Trabalho (ABET). Campinas, SP, 2015.
- NEUMARK, D. Employer's discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources*, v. 23, n. 3, p. 279-295, 1988.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- OAXACA, R.; BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *The Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- OAXACA, R.; RANSOM, M. On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, v. 61, n. 1, p. 5-21, 1994.
- PLUG, E.; BERKHOUT, P. Effects of sexual preferences on earnings in the Netherlands. *Journal of Population Economics*, v. 17, n. 1, p. 117-131, 2004.
- SILVA, W. R.; SANTOS, D. D. Trabalho e bem-estar - uma comparação entre casais heterossexuais e homossexuais brasileiros. In: *Anais do 43º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC). Florianópolis, SC, 2015.
- SULIANO, D. et al. Sexual orientation and wage differentials in Brazilian labour market. *Economia Aplicada*, v. 20, n. 3, p. 195-221, 2016.
- TEBALDI, E.; ELMSLIE, B. Sexual orientation and labour supply. *Applied Economics*, v. 38, n. 5, p. 549-562, 2006.

Apêndice

Apêndice A – Equação de seleção do procedimento de Heckman em dois estágios – Região Nordeste – 2010

Tabela 7 – Equação de seleção – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Homossexual	0,311*	0,316*	-	-	-	-
	(0,000)	(0,000)	-	-	-	-
Gay	-	-	0,075	0,035	-	-
	-	-	(0,525)	(0,794)	-	-
Lésbica	-	-	-	-	0,564*	0,534*
	-	-	-	-	(0,000)	(0,000)
Educ2	0,309*	0,081*	0,349*	0,093*	0,374*	0,160*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Educ3	0,660*	0,173*	0,634*	0,146*	0,832*	0,319*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Educ4	1,345*	0,387*	1,144*	0,238*	1,602*	0,597*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Idade	0,042*	0,029*	0,023*	0,006*	0,064*	0,054*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Idade2	-0,001*	-0,001*	-0,001*	-0,000*	-0,001*	-0,001*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Urbano	0,930*	0,601*	0,888*	0,521*	0,963*	0,654*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
RM	0,404*	0,290*	0,465*	0,300*	0,340*	0,287*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Raça	0,013*	-0,022*	0,010***	-0,025*	0,025*	-0,015**
	(0,000)	(0,000)	(0,019)	(0,000)	(0,000)	(0,009)
Chefe	0,368*	0,397*	0,075*	0,075*	0,184*	0,176*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
RNT	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*	-0,000*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
NFAM	-0,026*	-0,013*	-0,009*	0,004*	-0,045*	-0,030*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Maranhão	-0,253*	-0,263*	-0,364*	-0,368*	-0,148*	-0,185*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Piauí	-0,340*	-0,402*	-0,427*	-0,481*	-0,245*	-0,319*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ceará	-0,150*	-0,164*	-0,269*	-0,251*	-0,018***	-0,105*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,027)	(0,000)
Rio Grande do Norte	-0,079*	-0,138*	-0,159*	-0,205*	-0,015	-0,116*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,156)	(0,000)
Paraíba	-0,313*	-0,350*	-0,366*	-0,383*	-0,279*	-0,354*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Pernambuco	-0,030*	-0,028*	-0,031*	-0,028*	-0,051*	-0,049*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Alagoas	-0,269*	-0,304*	-0,314*	-0,329*	-0,257*	-0,335*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Sergipe	0,173*	0,126*	0,203*	0,173*	0,120*	0,049*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ocup1	-	6,070	-	5,361	-	5,452
		(.)		(.)		(.)
Ocup2	-	0,945*	-	0,718*	-	0,972*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Ocup3	-	1,133*	-	0,502*	-	1,471*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Ocup4	-	1,053*	-	0,551*	-	1,279*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)

Tabela 7 – Equação de seleção – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos		Homens		Mulheres		Conclusão
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Ocup5	-	0,610* (0,000)	-	0,363* (0,000)	-	0,820* (0,000)	
Ocup6	-	0,528* (0,000)	-	0,341* (0,000)	-	0,702* (0,000)	
Ocup7	-	-1,025* (0,000)	-	-1,536* (0,000)	-	-0,931* (0,000)	
Ocup8	-	0,917* (0,000)	-	0,446* (0,000)	-	0,619* (0,000)	
Ocup9	-	0,984* (0,000)	-	0,482* (0,000)	-	1,094* (0,000)	
Ocup10	-	-0,491* (0,000)	-	-1,167* (0,000)	-	-0,060* (0,000)	
Constante	-0,251* (0,000)	0,585* (0,000)	0,601* (0,000)	2,137* (0,000)	-0,973* (0,000)	-0,439* (0,000)	
N	1.402.525	1.402.525	894.085	894.085	508.616	508.616	
Censurada	249.450	249.450	136.182	136.182	113.276	113.276	
Não Censurada	1.153.075	1.153.075	757.903	757.903	395.340	395.340	

Nota: (a) p -valor entre parênteses. *** $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,001$.

(b) As *dummies* de ocupação estão definidas como na Tabela 8.

(c) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Apêndice B – Estimações dos coeficientes das categorias ocupacionais do modelo minceriano com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010

Tabela 8 – Modelos mincerianos – Controles de ocupação – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos	Homens	Mulheres
	(2)	(4)	(6)
Membros das Forças Armadas, Policiais e Bombeiros Militares (Ocup1)	0,566* (0,000)	0,518* (0,000)	0,788* (0,000)
Diretores e Gerentes (Ocup2)	0,310* (0,000)	0,341* (0,000)	0,250* (0,000)
Profissionais das Ciências e Intelectuais (Ocup3)	0,159* (0,000)	0,271* (0,000)	0,179* (0,000)
Técnicos e Profissionais de Nível Médio (Ocup4)	0,123* (0,000)	0,170* (0,000)	0,058* (0,000)
Trabalhadores de Apoio Administrativo (Ocup5)	-0,111* (0,000)	-0,095* (0,000)	-0,072* (0,000)
Trabalhadores dos Serviços, Vendedores do Comércio e Mercados (Ocup6)	-0,211* (0,000)	-0,185* (0,000)	-0,193* (0,000)
Trabalhadores Qualificados da Agropecuária, Florestais, da Caça e da Pesca (Ocup7)	-0,608* (0,000)	-0,497* (0,000)	-0,721* (0,000)
Trabalhadores Qualificados, Operários e Artesãos da Construção, das Artes Mecânicas e Outros Ofícios (Ocup8)	-0,196* (0,000)	-0,196* (0,000)	-0,470* (0,000)
Operadores de Instalações e Máquinas e Montadores (Ocup9)	-0,145* (0,000)	-0,093* (0,000)	-0,400* (0,000)
Ocupações Elementares (Ocup10)	-0,495* (0,000)	-0,439* (0,000)	-0,461* (0,000)
N	1.153.075	759.830	396.338

Nota: (a) p -valor entre parênteses. *** $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,001$.

(b) Para cada ocupação há um código associado, enumerado de 1 a 11.

(c) Ocupações Mal Definidas (Ocup11) é a categoria de referência para a análise das *dummies*.

(d) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Apêndice C – Estimações dos coeficientes das *dummies* de estados do modelo minceriano com correção de seletividade amostral – Região Nordeste – 2010

Tabela 9 – Modelos mincerianos com correção de seletividade amostral – *Dummies* de estado – Região Nordeste – 2010

Especificação	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Maranhão	-0,047* (0,000)	-0,058* (0,000)	-0,041* (0,000)	-0,050* (0,000)	-0,021* (0,000)	-0,050* (0,000)
Piauí	-0,136* (0,000)	-0,164* (0,000)	-0,119* (0,000)	-0,148* (0,000)	-0,118* (0,000)	-0,150* (0,000)
Ceará	-0,204* (0,000)	-0,203* (0,000)	-0,205* (0,000)	-0,201* (0,000)	-0,177* (0,000)	-0,171* (0,000)
Rio Grande do Norte	-0,043* (0,000)	-0,060* (0,000)	-0,050* (0,000)	-0,069* (0,000)	-0,023* (0,000)	-0,031* (0,000)
Paraíba	-0,147* (0,000)	-0,158* (0,000)	-0,167* (0,000)	-0,175* (0,000)	-0,074* (0,000)	-0,103* (0,000)
Pernambuco	-0,050* (0,000)	-0,054* (0,000)	-0,064* (0,000)	-0,065* (0,000)	-0,025* (0,000)	-0,024* (0,000)
Alagoas	-0,038* (0,000)	-0,047* (0,000)	-0,061* (0,000)	-0,065* (0,000)	0,034* (0,000)	-0,006 (0,251)
Sergipe	-0,005 (0,269)	-0,003 (0,511)	-0,019* (0,000)	-0,016** (0,002)	0,004 (0,633)	0,017*** (0,018)

Nota: (a) *p*-valor entre parênteses. *** *p* < 0,05, ** *p* < 0,01, * *p* < 0,001.

(b) O Estado da Bahia é a categoria de referência.

(c) Estimações realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

Apêndice D – Decomposição de Oaxaca e Blinder (1973) detalhada

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010

	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Explicada						
Educ2	-0,011* (0,000)	-0,008* (0,000)	-0,007 (0,110)	-0,005 (0,110)	-0,014** (0,001)	-0,011** (0,001)
Educ3	-0,095* (0,000)	-0,066* (0,000)	-0,133* (0,000)	-0,097* (0,000)	-0,035** (0,001)	-0,025** (0,001)
Educ4	-0,164* (0,000)	-0,122* (0,000)	-0,285* (0,000)	-0,218* (0,000)	-0,035 (0,050)	-0,026 (0,050)
Idade	0,105* (0,000)	0,084* (0,000)	0,117* (0,000)	0,087* (0,000)	0,046* (0,000)	0,055* (0,000)
Idade2	-0,041* (0,000)	-0,031* (0,000)	-0,042* (0,000)	-0,026* (0,000)	0,008 (0,053)	-0,009*** (0,014)
Urbano	-0,042* (0,000)	-0,029* (0,000)	-0,041* (0,000)	-0,023* (0,000)	-0,019* (0,000)	-0,028* (0,000)
RM	-0,069* (0,000)	-0,066* (0,000)	-0,076* (0,000)	-0,070* (0,000)	-0,052* (0,000)	-0,058* (0,000)
Raça	-0,005* (0,001)	-0,004* (0,001)	-0,005** (0,008)	-0,004** (0,008)	-0,003 (0,142)	-0,002 (0,142)
Chefe	0,009* (0,000)	0,010* (0,000)	0,021* (0,000)	0,020* (0,000)	0,002 (0,053)	-0,002** (0,007)
Maranhão	-0,002* (0,000)	-0,003* (0,000)	-0,002* (0,000)	-0,002* (0,000)	-0,001** (0,001)	-0,002* (0,000)
Piauí	-0,004* (0,000)	-0,005* (0,000)	-0,006* (0,000)	-0,007* (0,000)	-0,002 (0,098)	-0,002 (0,097)

Continua

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010

Continua

	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ceará	0,017*	0,017*	0,015*	0,014*	0,017*	0,016*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Rio Grande do Norte	0,001***	0,001**	0,001	0,001	0,001***	0,001***
	(0,010)	(0,010)	(0,270)	(0,269)	(0,030)	(0,020)
Paraíba	-0,000	-0,000	-0,003***	-0,004***	0,001	0,002
	(0,968)	(0,968)	(0,039)	(0,039)	(0,113)	(0,111)
Pernambuco	0,003*	0,003*	0,005*	0,005*	0,001**	0,001**
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,009)	(0,009)
Alagoas	-0,004*	-0,005*	-0,006*	-0,007*	0,003*	-0,001
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,238)
Sergipe	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000	-0,000
	(0,498)	(0,597)	(0,117)	(0,124)	(0,793)	(0,758)
Ocup1	-	0,001	-	0,000	-	0,000*
		(0,153)		(0,818)		(0,000)
Ocup2	-	-0,007*	-	-0,012*	-	-0,003
		(0,000)		(0,000)		(0,112)
Ocup3	-	-0,013*	-	-0,039*	-	0,002
		(0,000)		(0,000)		(0,290)
Ocup4	-	-0,005*	-	-0,009*	-	-0,001***
		(0,000)		(0,000)		(0,014)
Ocup5	-	0,004*	-	0,005*	-	0,001
		(0,000)		(0,000)		(0,238)
Ocup6	-	0,014*	-	0,016*	-	0,004
		(0,000)		(0,000)		(0,208)
Ocup7	-	-0,060*	-	-0,055*	-	-0,040*
		(0,000)		(0,000)		(0,000)
Ocup8	-	-0,014*	-	-0,021*	-	0,005
		(0,000)		(0,000)		(0,105)
Ocup9	-	-0,005*	-	-0,007*	-	0,006
		(0,000)		(0,000)		(0,058)
Ocup10	-	-0,027*	-	-0,049*	-	-0,012
		(0,000)		(0,000)		(0,085)
Razão Inversa de Mills	-0,039*	-0,009*	-0,065*	-0,039*	-0,056*	0,010**
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,003)
Não Explicada						
Educ2	0,025	0,024	0,054***	0,048***	0,013	0,017
	(0,111)	(0,076)	(0,018)	(0,017)	(0,572)	(0,356)
Educ3	-0,002	-0,009	0,105***	0,081	-0,035	-0,031
	(0,956)	(0,743)	(0,045)	(0,060)	(0,503)	(0,388)
Educ4	-0,019	-0,023	0,101**	0,059	-0,058***	-0,046***
	(0,334)	(0,206)	(0,002)	(0,060)	(0,021)	(0,035)
Idade	-0,115	0,036	-1,492***	-1,642**	1,014	1,481
	(0,828)	(0,941)	(0,022)	(0,008)	(0,262)	(0,084)
Idade2	-0,031	-0,117	0,528	0,620***	-0,552	-0,792
	(0,906)	(0,630)	(0,101)	(0,033)	(0,229)	(0,071)
Urbano	0,189	0,237	0,209	0,002	0,041	0,366***
	(0,360)	(0,057)	(0,518)	(0,990)	(0,878)	(0,035)
RM	-0,060	-0,050	0,034	0,006	-0,122**	-0,078***
	(0,080)	(0,107)	(0,516)	(0,908)	(0,004)	(0,048)
Raça	-0,009	-0,009	0,011	0,019	-0,021	-0,024
	(0,596)	(0,607)	(0,659)	(0,444)	(0,370)	(0,299)
Chefe	0,025	0,031	0,057	0,048	-0,104**	-0,081***
	(0,386)	(0,242)	(0,112)	(0,172)	(0,005)	(0,019)
Maranhão	0,002	0,001	-0,013	-0,012	0,010	0,008
	(0,815)	(0,923)	(0,121)	(0,105)	(0,295)	(0,415)
Piauí	-0,007	-0,007	-0,007	-0,006	-0,007	-0,009
	(0,220)	(0,193)	(0,313)	(0,336)	(0,436)	(0,286)

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) detalhada – Região Nordeste – 2010

	<i>Conclusão</i>					
	Todos		Homens		Mulheres	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ceará	0,016 (0,300)	0,014 (0,367)	-0,039 (0,059)	-0,036 (0,076)	0,054*** (0,018)	0,054*** (0,017)
Rio Grande do Norte	0,014 (0,076)	0,012 (0,120)	0,012 (0,220)	0,008 (0,386)	0,011 (0,355)	0,012 (0,306)
Paraíba	0,024** (0,002)	0,018*** (0,015)	-0,008 (0,401)	-0,010 (0,255)	0,050* (0,000)	0,040* (0,001)
Pernambuco	0,043** (0,004)	0,040** (0,005)	0,025 (0,247)	0,020 (0,342)	0,057** (0,004)	0,056** (0,004)
Alagoas	0,000*** (0,032)	0,000*** (0,026)	-0,000 (0,239)	-0,000 (0,517)	0,000* (0,000)	0,000** (0,002)
Sergipe	0,009 (0,108)	0,007 (0,156)	0,008 (0,243)	0,008 (0,231)	0,008 (0,282)	0,008 (0,315)
Ocup1	-	-0,000 (0,793)	-	-0,001 (0,384)	-	0,000 (0,929)
Ocup2	-	0,002 (0,750)	-	-0,005 (0,731)	-	0,007 (0,362)
Ocup3	-	-0,009 (0,631)	-	0,012 (0,666)	-	-0,006 (0,810)
Ocup4	-	-0,005 (0,572)	-	-0,006 (0,713)	-	-0,004 (0,732)
Ocup5	-	0,004 (0,638)	-	-0,008 (0,505)	-	0,017 (0,114)
Ocup6	-	-0,022 (0,334)	-	-0,031 (0,344)	-	-0,001 (0,977)
Ocup7	-	0,007 (0,338)	-	0,005 (0,731)	-	0,007 (0,484)
Ocup8	-	0,005 (0,416)	-	-0,006 (0,522)	-	0,009 (0,261)
Ocup9	-	-0,002 (0,748)	-	-0,003 (0,736)	-	-0,018 (0,084)
Ocup10	-	-0,006 (0,765)	-	-0,020 (0,347)	-	0,010 (0,754)
Razão Inversa de Mills	-0,001 (0,987)	-0,005 (0,876)	0,076 (0,163)	0,019 (0,513)	-0,057 (0,342)	-0,014 (0,762)
Constante	-0,162 (0,722)	-0,234 (0,465)	0,214 (0,726)	0,740 (0,063)	-0,376 (0,593)	-1,078*** (0,046)
N	1153075	1153075	757903	757903	395340	395340

Nota: (a) p -valor entre parênteses. *** $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,001$.

(b) As *dummies* de ocupação estão definidas como na Tabela 8.

(c) Estimacões realizadas no *software* Stata 12.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da amostra do Censo Demográfico 2010.

**DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NA REGIÃO NORDESTE: UMA ANÁLISE SEGUNDO
CONDIÇÃO DE MIGRAÇÃO E NÍVEL EDUCACIONAL***

Maria Adreciana Silva de Aguiar

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

E-mail: adreciane@gmail.com

Daniel Tomaz de Sousa

Doutorando em Economia pela Universidade Federal da Paraíba (PPGE-UFPB)

E-mail: daniel25tomaz@gmail.com

Priscila Silva Rodrigues

Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC)

E-mail: psilinhag12@gmail.com

RESUMO: Este artigo analisa os diferenciais de rendimentos entre as condições de migração por nível educacional na região Nordeste. A partir dos dados da PNAD de 2014, foi empregado o método proposto por Lee (1983) nas equações salariais para corrigir o potencial problema de viés de seleção na amostra. Para avaliar os diferenciais salariais entre migrantes e não migrantes e entre as categorias de migrantes, utilizou-se a decomposição proposta por Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Os achados sugerem que, para cada faixa de ensino concluída, gera-se um incremento salarial, existindo um maior retorno em educação alcançado principalmente pelos remigrados. E os resultados das decomposições salariais indicam que os migrantes apresentam maiores rendimentos quando comparados aos não migrantes. Ademais, também foi constatado que ter no mínimo um diploma de graduação aumenta a diferença salarial dos migrantes frente aos que decidem por não migrar e entre os grupos de migrantes.

Palavras-chave: Diferencial de rendimentos; Migração; Educação; Decomposição de Oaxaca-Blinder.

Classificação JEL: J24; J31; J61.

**WAGE DIFFERENTIALS IN THE NORTHEAST REGION: AN ANALYSIS BY
MIGRATION CONDITIONS AND EDUCATIONAL LEVEL**

ABSTRACT: This paper analyzes income differentials between migration conditions by educational level in the Northeast region. From the data of the PNAD of 2014, the method proposed by Lee (1983) was employed in the wage equations to correct the potential problem of selection bias in the sample. In order to evaluate the wage differentials between migrants and non-migrants and between categories of migrants, the decomposition proposed by Oaxaca (1973) and Blinder (1973) was used. The findings suggest that for each completed educational segment a wage increase is generated, with a higher return on education achieved mainly by return migrants. And, the results of wage decompositions indicate that migrants have higher incomes when compared to non-migrants. In addition, it was also found that having at least one undergraduate degree increases the salary difference of migrants vis-à-vis those who decide not to migrate and among migrant groups.

Keywords: Income differential; Migration; Education; Oaxaca-Blinder Decomposition.

JEL Codes: J24; J31; J61.

1. Introdução

Segundo a abordagem neoclássica referente às teorias da migração, em uma perspectiva macroeconômica, o processo migratório pode ser considerado como sendo um reflexo das imperfeições do mercado de trabalho, devido a sua insuficiência e as diferenças encontradas na oferta de oportunidades de emprego em regiões distintas. Os migrantes buscam melhores condições de emprego e melhores salários, deslocando-se das regiões menos favorecidas para regiões cujas economias se desenvolveram mais rapidamente (HARRIS; TODARO, 1970).

Os trabalhadores qualificados são atraídos por regiões onde os salários e as condições de mercado de trabalho são melhores. Com isso, as regiões mais pobres podem sofrer com o problema de fuga de cérebros (*brain drain*), pelo menos em um primeiro momento. No entanto, a migração de retorno pode atenuar esse problema, pois pode gerar o chamado “ganho de cérebros” (*brain gain*). Os migrantes de retorno podem ter acumulado capital físico ou humano, o que impacta de forma positiva sobre o desenvolvimento da região de origem.

Alguns autores¹ direcionaram suas pesquisas para as variáveis individuais de caráter microeconômico, tratando a migração como um investimento em capital humano. Essa conexão entre migração e capital humano foi inicialmente formalizada por Sjaastad (1962), sendo a teoria do capital humano uma das abordagens utilizadas pela literatura para apontar que a migração pode ser encarada como um investimento em capacidades e conhecimentos².

Os estudos mais recentes que abordam esta teoria sobre as decisões de migração partem da percepção de que essa escolha é motivada pelas diferenças de salários entre as regiões. Segundo Hanson (2010), Gundel e Peters (2008), os indivíduos mais escolarizados são mais propensos a migrar, pois dominam o fluxo migratório. Para esses, os custos de migração são menores pelo fato de observarem melhor as oportunidades em outras regiões.

Ferreira (2012) aponta que a aquisição de capital humano dos trabalhadores pode explicar o hiato salarial entre migrantes de retorno e não migrantes. Ribeiro e Bastos (2004) salientam que as pessoas que migram do Nordeste para o Sudeste do Brasil têm um maior nível educacional do que a média da região. O contrário se observa quando os migrantes se deslocam da região Sudeste em direção ao Nordeste.

Essa diferença salarial entre as categorias de migrantes pode ser amenizada com mais investimento em educação, conforme sugerido pela teoria do capital humano. Porém, essa teoria não abrange fatores associados à segmentação do mercado de trabalho por cargos, regiões de origem, setores, intensidade tecnológica, entre outros (DOERINGER; PIORE, 1985).

Com base nessas teorias, o presente estudo tem como objetivo principal analisar os diferenciais de rendimentos entre as condições de migração levando em consideração o nível educacional. No que tange aos aspectos metodológicos, foi adotado o método de Lee (1983) para corrigir o potencial problema de viés de seleção amostral e a decomposição proposta por Oaxaca (1973) e Blinder (1973) estimada para cada nível de escolaridade. Para tanto, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, considerando o plano amostral complexo.

O trabalho foi organizado em quatro seções, além desta introdução. A segunda seção consiste em uma revisão de literatura. Na seção 3, apresentaram-se os dados e os tratamentos imputados, além, dos aspectos metodológicos. As seções 4 e 5 trataram da exposição dos resultados e das principais conclusões do estudo, respectivamente.

2. Migração, diferenciais de salários e retorno da educação

Destacam-se algumas abordagens econômicas no âmbito da migração internacional de trabalhadores, dentre as diversas existentes na literatura.

¹ Podem ser citados Schultz (1961), Hunt e Kau (1985) e Dustmann e Glitz (2011).

² Segundo Becker (1962), precursor da teoria do capital humano, os investimentos em capital humano estão relacionados à escolarização, à formação profissional, aos cuidados médicos, à migração e à procura de informação acerca de preços e rendimentos.

Primeiro, os teóricos do mercado segmentado ou dual (DOERINGER; PIORE, 1985; PIORE, 1979; GORDON, 1964). Segundo essa perspectiva, o mercado de trabalho é segmentado em dois estratos: mercado de trabalho primário (ocupações de prestígio) e mercado de trabalho secundário (ocupações de baixa qualificação). O setor secundário oferece baixos salários, empregos instáveis, baixa qualificação e pouca possibilidade de ascensão hierárquica; e os imigrantes estariam inseridos nesse setor. Segundo essa abordagem, os imigrantes encontram-se em desvantagens em relação aos não migrantes, referentes às condições de trabalho e salários.

Outra vertente fundamenta-se nas ideias de Sassen (1990), as quais defendem que nem todos os imigrantes estão em situação de desvantagem no mercado de trabalho. Segundo a autora, os imigrantes tendem a se inserir em ocupações de qualificação muito alta ou muito baixa.

Segundo Bonacich (1973), os imigrantes ocupam mais as ocupações intermediárias, exercendo atividades empreendedoras. Os migrantes buscam ocupações autônomas, que não tenham vínculos empregatícios formais, para facilitar o retorno à região de origem.

Nesse contexto, Gheasi, Nijkamp e Rietveld (2017) investigaram a diferença salarial entre imigrantes e nativos, ambos com ensino superior na Holanda. Os resultados empíricos mostraram que mesmo os migrantes tendo a mesma educação que os nativos, ainda havia diferença salarial. Além disso, encontraram que a diferença salarial entre gênero é maior do que a de *status* de migrante. As mulheres com ensino superior recebem um salário bruto mensal entre 7,0 a 8,0% menor do que o salário recebido pelos homens.

Ferreira (2012) utiliza os dados das PNADs de 1999 e 2009 com objetivo de analisar os determinantes dos rendimentos, considerando os fluxos migratórios brasileiros. Por meio da decomposição de Oaxaca e Ramson (1999), sugere que os migrantes (não retornados e de retorno) auferem maiores rendimentos do que os não migrantes, em média, devido às características não observadas. Com relação às características observadas, os migrantes são negativamente selecionados em relação aos não migrantes.

Com objetivo de analisar os impactos da remigração sobre os salários daqueles que decidiram voltar aos estados brasileiros de naturalidade, Ramalho e Queiroz (2011) aplicaram a decomposição de Oaxaca (1973) corrigindo o viés de seleção amostral pelo método de Lee (1983). Os achados empíricos mostraram que os migrantes interestaduais não retornados são positivamente selecionados em atributos não observados quando comparados com os retornados e não migrantes. Além disso, os migrantes de retorno poderiam auferir ganhos salariais caso tivessem permanecido no estado de destino. Contudo, a remigração produz ganhos salariais para os trabalhadores mais instruídos, devido ao capital humano adquirido no estado de destino.

Já os teóricos da teoria da discriminação, Becker (1957), Arrow (1971), Phelps (1972) e Spence (1973), propõem que a discrepância de rendimentos pode estar vinculada à discriminação de gênero ou cor.

Autores como Batista e Cacciamali (2009), Assis e Alves (2014), Rodrigo et al. (2015) trazem evidências sobre segregação ocupacional segundo condição de migração, além da existência de discriminação no mercado de trabalho segundo gênero.

Para as regiões brasileiras, Batista e Cacciamali (2009) analisaram a diferença salarial por sexo considerando a condição de migração, utilizando os dados da PNAD de 2005. Aplicaram o índice de dissimilaridade de Duncan e a decomposição de Oaxaca sobre os salários dos homens *vis-à-vis* mulheres e migrantes *vis-à-vis* não migrantes. Os achados sugerem que existe uma segregação entre migrante e não migrantes. No entanto, com a aplicação do controle por anos de estudo, essa segregação para a região Sudeste se diluiu. Com relação à diferença salarial por sexo, no Sudeste ela é menor entre a população migrante do que entre a não migrante, já para o restante do Brasil ocorre o contrário.

Assis e Alves (2014) examinaram a diferença salarial provocada pela condição de migração e gênero, a partir dos dados da PNAD de 2009. As evidências apontaram que o mercado de trabalho brasileiro se mostrou mais segmentado entre homens e mulheres do que entre condição de migração. Além disso, os migrantes não naturais apresentam maiores salários do que os não migrantes e remigrados. Já para a região Sudeste, os nativos apresentam superioridade salarial.

Especificamente para a Bahia, Rodrigues et al. (2015) analisaram a diferença salarial provocada pela condição de migração e gênero, a partir dos dados da PNAD de 2013. Elaboraram as equações de salários com correção do viés de seleção para entrada no mercado de trabalho, utilizando o procedimento de Heckman (1979) e a decomposição de Oaxaca-Blinder para investigar o diferencial de rendimento. Os resultados revelaram que os migrantes auferem melhores salários do que os não migrantes. As evidências encontradas mostraram ainda que o efeito migração foi maior para as mulheres do que para os homens.

Por fim, a abordagem da teoria do capital humano destaca que os migrantes seriam mais propensos a investir em educação (SJAASTAD, 1962). Essa abordagem ressalta que o retorno salarial da migração não depende apenas das características observadas, ou seja, atributos pessoais ou imperfeições de mercado de trabalho (segmentação ou discriminação), mas destacam a influência dos atributos não observados.

Alguns autores pesquisaram o efeito da educação sobre os ganhos dos não migrantes e migrantes na linha teórica do capital humano. Chiswick (1978) encontrou que o efeito parcial de um ano de escolaridade sobre os salários dos nativos, nos EUA, era de 7,2%; e para os imigrantes de 5,7%, em 1970. Chiswick e Miller (2008) fizeram a mesma análise apresentada anteriormente para os EUA, em 2000, e mostraram que o retorno para um ano de estudo era de 10,6% para os nativos e de apenas 5,2% para os imigrantes. Baker e Benjamin (1994) realizaram esse estudo para o Canadá, achando um efeito da educação de 7,6% para os não migrantes e de 4,9% para os imigrantes, em 1986.

Ramalho e Silveira Neto (2007), com base nos Censos de 1991 e 2000, estudaram os ganhos econômicos da migração rural-urbana no Nordeste brasileiro. Os resultados evidenciaram que o retorno da migração rural-urbana no Nordeste foi positivo para todos os graus de instrução, indicando que foi vantajoso para os migrantes deixarem a zona rural. Os maiores ganhos foram auferidos pelos migrantes com nível médio e superior, principalmente no período de 1995-2000.

Ribeiro (2013), por meio da metodologia utilizada por Borjas e Bratsberg (1996), apresentou evidências sobre autosseleção positiva de imigrantes de retorno no Brasil para os anos de 2000 e 2010. Esses indivíduos teriam maior nível de escolaridade: 11,8 anos se comparados com os não migrantes que possuem 8,8 anos em média. Os imigrantes de retorno receberiam salários mais altos do que os não migrantes em mais de 87,0% dos casos.

Em suma, os principais fatores decorrentes das diferenças salariais entre os trabalhadores são: a heterogeneidade dos trabalhadores com relação aos atributos produtivos e o fato de trabalhadores serem remunerados de formas distintas, mesmo com as mesmas características produtivas (discriminação ou mercado de trabalho segmentado).

A presente pesquisa avança em relação à literatura nacional por avaliar a diferença salarial entre as condições migratórias segundo o nível educacional, além de fazer a análise dos retornos à educação para cada condição migratória.

3. Metodologia

3.1. Dados e tratamentos

O presente artigo utiliza as informações coletadas na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, pesquisa elaborada pelo IBGE. A PNAD trata-se de uma pesquisa por amostragem complexa, pois envolve estratificação, conglomeração e probabilidades desiguais de seleção. Segundo Carvalho, Néri e Silva (2006), as estimativas das variâncias são influenciadas pelo plano amostral. Portanto, quando não se considera o planejamento amostral, os erros padrão podem ser subestimados ou superestimados.

Neste estudo, foram usadas as seguintes classificações de migrantes: i) não migrantes – indivíduos que nunca moraram fora da sua UF de nascimento, considerando apenas os estados da região Nordeste; ii) migrantes não naturais – indivíduos oriundos de outras regiões do Brasil e que no momento da pesquisa moravam em algum estado da região Nordeste por um período de tempo de até cinco anos; iii) migrantes de retorno – indivíduos que tiveram alguma experiência de moradia fora

do seu estado de nascimento (deslocando-se para os estados fora da região Nordeste), mas, no momento da pesquisa, encontravam-se residindo na UF de nascimento, por um período de tempo de até 5 anos.

Para a identificação desses migrantes, foi utilizado o cruzamento de informações sobre a UF de nascimento, a UF de residência na data de referência, a UF de residência anterior e o tempo de residência no estado.

Foram excluídos da amostra os indivíduos declarados estrangeiros ou brasileiros que moraram em outros países. Foram consideradas apenas as pessoas com idade entre 18 a 70 anos.

As variáveis relacionadas às características familiares foram inseridas apenas na equação de seleção, pois influenciam na decisão de migrar e remigrar, são elas: chefe da família, casado, filhos menores de 14 anos e tamanho da família. As variáveis escolhidas (*dummies* e contínuas) para as equações de salários se encontram detalhadas na Tabela A.1 no apêndice e estão relacionadas aos atributos pessoais, características do trabalho principal e residência.

3.2. Procedimentos econométricos

3.2.1. Modelo de determinação de salários e correção do viés de seleção

No modelo de determinação dos salários, assumem-se três escolhas possíveis j realizadas pelo trabalhador: não migrar ($j=1$); migrar e retornar a sua região de origem, ($j=2$); e migrar oriundo de outra região brasileira, que não seja a região Nordeste ($j=3$). Portanto, para cada escolha j , tem-se uma equação de salários linear *minceriana*:

$$\ln w_j = \beta_j X_j + u_j \quad (1)$$

em que: $\ln w_j$ é o logaritmo natural do rendimento/hora do trabalho principal; X_j é o vetor de características observáveis³; o vetor de características não observáveis é representado por um termo de erro aleatório u_j normalmente distribuído de forma independente e idêntica (i.i.d) e β_j é um vetor de parâmetros incluindo intercepto.

Para a estimação dessa equação *minceriana*, foram considerados apenas os indivíduos com rendimentos positivos. Nota-se um possível viés de seleção amostral devido ao rendimento, variável dependente ser mensurado apenas para os indivíduos que participam do mercado de trabalho⁴.

A amostra de migrantes também não se trata de uma amostra completamente aleatória, pois a decisão de migrar depende de fatores observados e não observados. Para tentar contornar esse problema, adotou-se o método proposto por Lee (1983), que consiste em: i) estimar a equação de seleção por meio do modelo *logit* multinomial, probabilidade de escolher a condição de migração j ; ii) computar os termos de correção de viés de seleção, razão inversa de Mills; iii) por fim, estimar a equação de salários para cada escolha j , adicionando a sua respectiva razão inversa de Mills λ_j .

Para as estimações das equações de salários e de seleção, utilizou-se o Método de Máxima Pseudo-Verossimilhança⁵, devido à incorporação do plano amostral.

3.2.2. Diferenciais de salário – decomposição de Oaxaca-Blinder

Para esta etapa da análise, é feito um estudo acerca da composição do diferencial de rendimentos entre as categorias de não migrantes, migrantes de retorno e migrantes não naturais de mesmo nível

³ Com relação ao problema da endogeneidade da educação, Arraes e Mariano (2016) sugerem que o método de Heckman (1979) tem melhor ajuste do que o procedimento de variáveis instrumentais (IV). O método de Lee (1983), utilizado neste trabalho, é uma extensão do trabalho seminal de Heckman (1979).

⁴ Cabe ressaltar a não aleatoriedade da amostra com relação à participação no mercado de trabalho, podendo haver duplo viés de seleção. Todavia, por simplificação e seguindo alguns trabalhos na literatura sobre migração, tais como Ramalho e Queiroz (2011), Santos (2013), Assis, Costa e Silva (2012), levou-se em consideração apenas o viés de seleção para a condição de migração.

⁵ Para maiores detalhes sobre o Método de Máxima Pseudo-Verossimilhança, ver Pessoa e Nascimento Silva (1998).

educacional. Para tal, utiliza-se a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), em que o diferencial de rendimentos entre dois grupos é decomposto em dois componentes, um explicado pelos atributos observados e outro explicado por características não observáveis (efeito migratório).

Para realizar o processo de decomposição, utilizam-se os resultados das equações do tipo *minceriana*, como descrita pela Equação (1) sendo adicionada como regressor a razão inversa de Mills e excluindo as variáveis *dummies* de educação. Por exemplo, são estimadas as seguintes equações de salário:

$$\ln W_j = \beta_j X_j + u_j \quad (2)$$

$$\ln W_k = \beta_k X_k + u_k \quad (3)$$

Após a estimação, é realizada a diferença entre as duas equações:

$$\Delta \widehat{W} = E(W_j | X_j) - E(W_k | X_k) = \ln \bar{W}_j - \ln \bar{W}_k \quad (4)$$

em que $\Delta \widehat{W}$ pode ser que reescrita por meio da decomposição *two-fold* (em dois termos), como dito anteriormente:

$$\ln \bar{W}_j - \ln \bar{W}_k = (\bar{X}_j - \bar{X}_k) \hat{\beta}_k + \bar{X}_j (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k) \quad (5)$$

em que: \bar{X}_j e \bar{X}_k são os valores médios das características observáveis, nas categorias de migração j e k , respectivamente, e com $j \neq k$; $\hat{\beta}_k$ e $\hat{\beta}_j$ são os parâmetros estimados para os dois grupos em comparação. Oaxaca e Ransom (1999) atentam para o problema de definição das categorias-base⁶ para a realização da decomposição em que há covariadas que são *dummies*, o que pode gerar um problema de identificação no modelo (resultado difere, dada a categoria escolhida). Mas, apesar desse problema, os autores afirmam que, em geral, os estudos com regressões salariais apresentam variáveis categóricas e não seria possível escapar desse problema.

O primeiro termo da Equação (5), $(\bar{X}_j - \bar{X}_k) \hat{\beta}_k$, mensura a parte do diferencial de salários explicada pelos atributos observados dos indivíduos das categorias j e k . Caso o valor dessa parcela seja positivo, indica que os trabalhadores da categoria j receberiam salários mais elevados do que os do grupo k , isso devido a níveis melhores de atributos observados. Isso pode ser interpretado como uma seleção positiva dos indivíduos da condição j em comparação com os da condição k (FERREIRA, 2012).

O segundo termo da decomposição, $\bar{X}_j (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k)$, capta a parte da diferença salarial entre os grupos j e k , quando os indivíduos da condição de migração k possuem os mesmos atributos médios do grupo j . Dessa forma, a diferença é explicada pela remuneração distinta que o mercado impõe, apenas pela sua condição de migração, e não por seus atributos produtivos. Denomina-se esse termo de diferencial não explicado.

4. Resultados e discussões

4.1. Informações descritivas do movimento migratório no Nordeste

Na Tabela 1, encontram-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, tendo em vista três categorias distintas: não migrante, migrante de retorno e migrante não natural. Observando a variável sexo, constata-se que, em média, a maioria dos não migrantes ou migrantes não naturais observados são mulheres. Porém, para os migrantes de retorno, podemos verificar que a maioria dos indivíduos

⁶ Para uma discussão mais detalhada sobre os métodos de decomposição baseados em Oaxaca (1973) e Binder (1973), ver Jann (2008).

observados é do sexo masculino, com um percentual de 53,0%. Quanto à raça, nota-se que os indivíduos não brancos representam a maioria para as três categorias. Com relação à idade, vê-se que os retornados são os mais velhos.

Verificou-se que a maioria da população nordestina não possui pelo menos o ensino fundamental completo, com maior percentual para o grupo dos não migrantes (62,7%). Os migrantes seriam, em média, mais escolarizados do que os não migrantes, assim como sugere Ferreira (2012). Dentre as condições de migração analisadas, o migrante não natural tem a maior proporção de trabalhador com o ensino superior (8,9%).

Tabela 1 – Características do não migrante, migrante de retorno e migrante não natural

	Não Migrante (%)	Migrante de Retorno (%)	Migrante Não Natural (%)
Atributos pessoais			
Homem	47,7	53,0	47,2
Branco	26,1	29,3	33,8
Idade (média)	30,90	42,20	39,73
Básico ou sem instrução	62,7	53,4	53,5
Fundamental	13,0	14,9	13,2
Médio	20,0	24,9	24,4
Superior	4,32	6,87	8,92
Família			
Chefe	30,0	52,5	42,7
Casado	39,1	59,3	52,5
Filho14	43,8	35,1	37,0
Tamanho da família (média)	3,75	3,31	3,40
Características do trabalho			
Empregado sem carteira assinada	20,0	19,7	17,0
Empregado com carteira assinada	26,2	23,3	28,7
Empregador	2,05	3,45	4,26
Funcionário público	6,79	6,77	7,14
Autônomo	23,8	30,1	27,6
Estabilidade (média)	9,69	9,19	8,85
Residência			
Urbana	72,5	78,1	81,2
Região Metropolitana	21,9	13,5	15,7

Nota: Resultados expandidos para a população.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Em relação às características familiares, tem-se que os indivíduos migrantes possuem maior média de chefes de família e de pessoas casadas do que os que não migrantes. Esse resultado suscita a ideia de que indivíduos com maiores obrigações familiares tendem a migrar mais, em busca de melhores condições para si e para os de sua família.

Observando as variáveis que indicam à posição ocupada no mercado de trabalho, verificou-se que entre os indivíduos que migraram existe uma maior proporção de pessoas empregadas no setor formal (empregados com carteira de trabalho assinada e funcionários públicos). Já os trabalhadores autônomos têm maior participação na categoria dos migrantes de retorno e menor entre os não migrantes, evidência consistente com aquelas encontradas por Gama e Machado (2014) e Oliveira e Ramalho (2015). Isso pode ser explicado devido ao fato do migrante de retorno ter adquirido conhecimentos ou habilidades que favoreceram a obtenção do próprio negócio (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002).

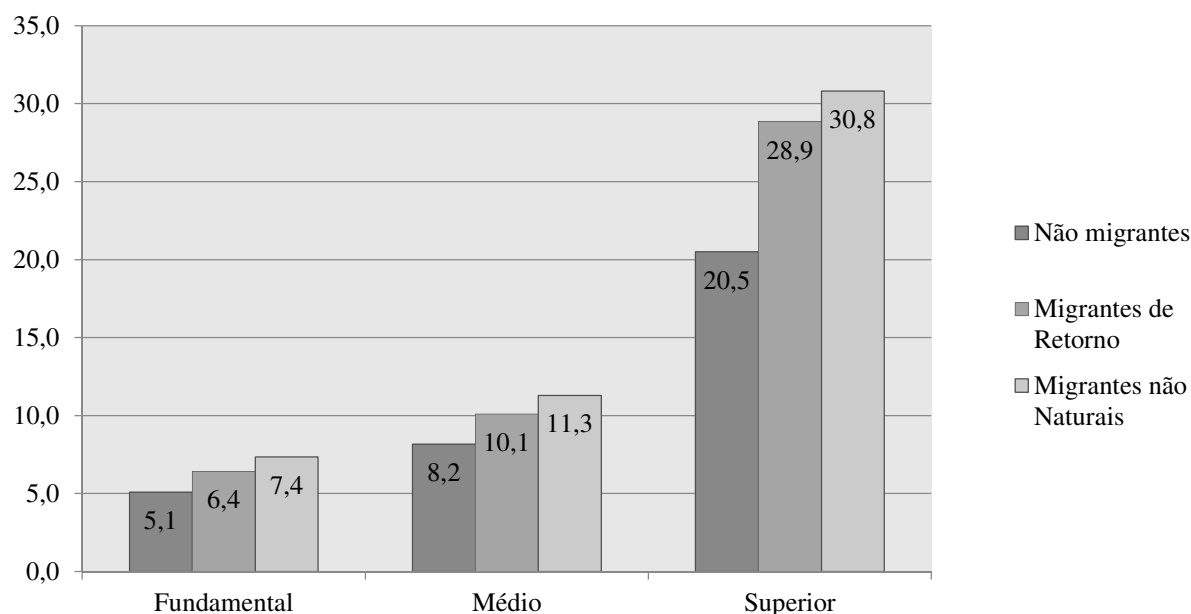
Quanto à residência, nos grupos analisados, predominam os indivíduos que residem em área urbana e não metropolitana.

O Figura 1 traz informações a respeito da média do salário/hora para os não migrantes e migrantes (retornados e não naturais) segundo o nível de escolaridade. As evidências mostram que quanto maior a educação, maior o salário auferido pelos trabalhadores. É preciso destacar um resultado importante vislumbrado no Figura 1: independentemente do nível educacional, os migrantes não naturais da

região Nordeste são os que possuem uma média de salário/hora maior, R\$ 7,40 para os com ensino fundamental, R\$ 11,30 para os com ensino médio e R\$ 30,80 para aqueles com ensino superior.

Quando se investiga a categoria com menor média do salário/hora, percebe-se que os não migrantes, independente da escolaridade, são os que recebem menores salários, esses achados estão na mesma linha de Assis e Alves (2014), Assis, Costa e Silva (2012), Ramalho e Queiroz (2011). Verifica-se que a diferença salarial média entre as condições de migração é maior para os migrantes não naturais com relação aos não migrantes com ensino superior (hiato salarial médio de R\$ 10,30).

Figura 1 – Média do salário/hora dos não migrantes e migrantes na região Nordeste segundo nível educacional



Nota: Resultados expandidos para a população.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

4.2. Equações de salários

A Tabela 2, a seguir, apresenta os coeficientes estimados das regressões salariais, sem correção e corrigidas para o viés de seleção da amostra. O coeficiente das variáveis *dummies* Homem e Branco apresentaram sinais positivos para todas as categorias indicando que, em média, os homens e os brancos recebem maiores salários. Cada ano a mais de idade eleva o salário/hora no trabalho principal, para todos os grupos analisados. Entretanto, quando a idade se torna mais avançada, o salário tende a decair.

No que se refere ao efeito da escolaridade nos rendimentos dos trabalhadores, verifica-se que a cada faixa de ensino concluída, comparada à categoria omitida (ensino básico ou sem instrução), gerou um incremento salarial. Os indivíduos com diploma universitário superam a categoria base em 199,2%, 278,5%, 222,8% para os grupos de não migrantes, migrantes de retorno e não naturais, respectivamente⁷. Caso o indivíduo analfabeto ou detentor do ensino fundamental incompleto houvesse concluído o ensino médio, teria um retorno em relação à educação de 56,5% para os não migrantes, 68,0% para os migrantes de retorno e 59,8% para os migrantes não naturais.

O alto retorno do investimento em educação percebido pelos remigrados comparado com as outras categorias pode estar relacionado ao efeito diploma, visto que os migrantes de retorno auferem maiores rendimentos ao término de cada nível de estudo. Essa evidência pode estar associada ao efeito

⁷ Conforme sugerido por Halvorsen e Palmquist (1980), para calcular o valor percentual dos coeficientes das *dummies*, utilizou-se a seguinte fórmula: $[\exp(\text{coeficiente}) - 1] \times 100$.

brain gain, os migrantes de retorno podem ter adquirido capital físico ou humano na região de destino (CHISWICK, 2005).

Tabela 2 – Resultados das regressões de salários por condição de migração com e sem correção do viés de seleção amostral

	Não Migrante		Migrante de Retorno		Migrante Não Natural	
	Corrigida	Sem correção	Corrigida	Sem correção	Corrigida	Sem correção
Homem	0,242*** (0,0099)	0,269*** (0,0092)	0,270*** (0,0285)	0,292*** (0,0242)	0,347*** (0,0300)	0,379*** (0,0282)
Branco	0,0421*** (0,0108)	0,0710*** (0,0101)	0,0773*** (0,0263)	0,0854*** (0,0264)	0,0479 (0,0417)	0,136*** (0,0322)
Idade	0,0219*** (0,0025)	0,0299*** (0,0020)	0,0292*** (0,0076)	0,0360*** (0,0054)	0,0391*** (0,0064)	0,0460*** (0,0059)
Idade2	-0,0002*** (0,00003)	-0,0003*** (0,00003)	-0,0003*** (0,00008)	-0,0004*** (0,00007)	-0,0004*** (0,00007)	-0,0005*** (0,00007)
Fundamental	0,196*** (0,0143)	0,219*** (0,0135)	0,257*** (0,0332)	0,273*** (0,0313)	0,285*** (0,0487)	0,314*** (0,0467)
Médio	0,448*** (0,0139)	0,466*** (0,0135)	0,510*** (0,0314)	0,519*** (0,0303)	0,469*** (0,0418)	0,530*** (0,0366)
Superior	1,096*** (0,0225)	1,149*** (0,0202)	1,313*** (0,0485)	1,331*** (0,0474)	1,172*** (0,0881)	1,382*** (0,0559)
Empregado sem carteira	-0,120*** (0,0117)	-0,121*** (0,0118)	-0,129*** (0,0286)	-0,121*** (0,0277)	-0,0738* (0,0401)	-0,133*** (0,0364)
Empregador	0,593*** (0,0375)	0,654*** (0,0376)	0,605*** (0,0815)	0,625*** (0,0797)	0,487*** (0,0875)	0,601*** (0,0804)
Funcionário público	0,428*** (0,0180)	0,404*** (0,0181)	0,331*** (0,0445)	0,324*** (0,0438)	0,425*** (0,0622)	0,330*** (0,0575)
Autônomo	-0,246*** (0,0147)	-0,220*** (0,0139)	-0,261*** (0,0328)	-0,243*** (0,0306)	-0,212*** (0,0421)	-0,180*** (0,0405)
Estabilidade (anos)	0,00288** (0,0012)	-0,000728 (0,0009)	0,000736 (0,0021)	-0,00111 (0,0015)	0,00958*** (0,0032)	0,00309 (0,0022)
Urbana	0,198** (0,0204)	0,246*** (0,0189)	0,246*** (0,0371)	0,265*** (0,0340)	0,139** (0,0699)	0,292*** (0,0560)
Região Metropolitana	0,264** (0,0214)	0,162** (0,0132)	0,271** (0,0559)	0,205*** (0,0277)	0,326*** (0,0668)	0,134*** (0,0326)
Mills (<i>lambda</i>)	0,567*** (0,104)		-0,195 (0,144)		-0,786*** (0,246)	
Constante	0,300** (0,0458)	0,243*** (0,0449)	0,617 (0,401)	0,105 (0,119)	1,690*** (0,597)	-0,140 (0,139)
Observações	32802		4987		3450	

Nota: Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Analisando o impacto do setor de ocupação nos níveis salariais, os trabalhadores empregados sem carteira de trabalho assinada e os autônomos recebem menores salários se comparados com os trabalhadores empregados com carteira de trabalho assinada. O oposto se verifica para o trabalhador empregador ou funcionário público. Para os não migrantes e migrantes não naturais, a variável Estabilidade impacta positivamente nos salários.

No que concerne à localização, independente da condição de migração, os residentes na área urbana e metropolitana auferem melhores rendimentos.

Em relação às razões inversas de Mills⁸, essas apresentaram coeficientes estatisticamente significantes a 1,0% para a categoria dos não migrantes e migrantes não naturais, indicando que a omissão dessa variável ocasionaria estimativas enviesadas.

⁸ Os resultados do modelo *logit* multinomial encontram-se na Tabela A.2 no Apêndice.

4.3. Efeito da condição de migrante sobre os diferenciais de salários

A Tabela 3 expõe os resultados da decomposição⁹ salarial para a população de não migrantes e migrantes não naturais segundo o nível educacional. O hiato salarial é favorável aos migrantes não naturais independentemente do nível de educação. Verifica-se uma maior diferença salarial na comparação entre as categorias dos migrantes não naturais *versus* não migrantes para aqueles com ensino superior (0,362), sendo o grupo dos migrantes naturais aqueles com melhores salários. Nesse caso, tomando o grupo dos não migrantes como base, cerca de 22,0% da diferença é explicada pelos atributos observados e a parte não explicada, que pode ser interpretada como os efeitos potenciais de diferenças nas variáveis não observadas, explica 78,2% do diferencial. Note que ambos os efeitos captados pela decomposição agem no sentido de aumentar o diferencial (ambos seguem o mesmo sinal do diferencial total).

Para os trabalhadores com nível fundamental, 34,4% da diferença salarial entre não migrantes e migrantes não naturais é devido aos atributos pessoais e 65,6% devido ao efeito migração (diferencial não explicado). Com relação àqueles que possuem nível médio, 54,7% da diferença em favor dos migrantes não naturais é explicada pela valorização das características não observáveis.

Tabela 3 – Decomposição de Oaxaca-Blinder: diferencial de salários por condição de migração segundo nível educacional no Nordeste

Categoria-base: Não Migrante	Migrante Não Natural <i>versus</i> Não Migrante					
	Fundamental		Médio		Superior	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Diferencial total	0,224*** (0,0409)	100,0	0,214** (0,0272)	100,0	0,362*** (0,0456)	100,0
Diferencial devido aos atributos	0,077*** (0,0243)	34,4	0,097*** (0,0180)	45,3	0,079*** (0,0274)	21,8
Diferencial não explicado	0,147*** (0,0363)	65,6	0,117*** (0,0235)	54,7	0,283*** (0,0428)	78,2

Nota: Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

A Tabela 4 traz para a discussão a decomposição salarial entre não migrantes e migrantes de retorno por nível de educação. A maior diferença salarial foi constatada entre os não migrantes e os migrantes de retorno também com nível superior (0,251). Os remigrados são positivamente selecionados tanto em características observáveis como em características não observáveis. Esse resultado corrobora com o achado de Ribeiro (2013), que sugere autosseleção positiva para os imigrantes de retorno brasileiros, pois esses recebem salários mais altos do que os não migrantes homólogos em mais de 87,0% dos casos.

A lacuna entre os rendimentos dos não migrantes e dos migrantes de retorno com nível fundamental e médio, captada pelo diferencial total, é positiva (0,125 e 0,118, respectivamente). Esse resultado indica que os migrantes de retorno têm melhores rendimentos médios em comparação com aqueles que optam por não migrar, corroborando com a análise descritiva feita anteriormente por meio do Figura 1.

A parcela relativa aos atributos representa 43,2% do diferencial total para aqueles com nível fundamental e 24,6% para os com ensino médio. Nesse caso, o coeficiente dos não migrantes é mantido fixo e são analisadas as diferenças nas características produtivas e que são observadas. Como destacado na metodologia, um sinal positivo dessa parcela indica uma seleção positiva dos migrantes de retorno se comparados com os não migrantes.

⁹ Os resultados das equações de seleção e salários para cada nível de educação, embora não reportados no texto, podem ser fornecidos pelos autores, mediante requisição.

Tabela 4 – Decomposição de Oaxaca-Blinder: diferencial de salários por condição de migração segundo nível educacional no Nordeste

Categoria-base: Não Migrante	Migrante de Retorno <i>versus</i> Não Migrante					
	Fundamental		Médio		Superior	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Diferencial total	0,125*** (0,2981)	100,0	0,118*** (0,0220)	100,0	0,251*** (0,0435)	100,0
Diferencial devido aos atributos	0,054** (0,0235)	43,2	0,029* (0,0150)	24,6	0,084*** (0,0312)	33,5
Diferencial não explicado	0,071** (0,0277)	56,8	0,089*** (0,0198)	75,4	0,167*** (0,0430)	66,5

Nota: Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

A última tabela refere-se ao hiato salarial entre as duas categorias de migrantes (migrantes retornados e não naturais). Os trabalhadores não naturais do Nordeste apresentam superioridade salarial frente aos trabalhadores que retornaram à região, em todos os níveis educacionais, principalmente para aqueles com ensino superior (0,111). Essa superioridade salarial dos migrantes não naturais em relação aos migrantes de retorno é consistente com o estudo de Assis, Costa e Silva (2012) para o estado da Bahia.

Tabela 5 – Decomposição de Oaxaca-Blinder: diferencial de salários por condição de migração segundo nível educacional no Nordeste

Categoria-base: Migrante de Retorno	Migrante de Retorno <i>versus</i> Migrante Não Natural					
	Fundamental		Médio		Superior	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Diferencial total	0,099** (0,0488)	100,0	0,095*** (0,0328)	100,0	0,111* (0,0577)	100,0
Diferencial devido aos atributos	-0,024 (0,0216)	-24,2	0,028 (0,0182)	29,5	-0,040 (0,0282)	-36,0
Diferencial não explicado	0,123** (0,0491)	124,2	0,067** (0,0300)	70,5	0,151*** (0,0526)	136,0

Nota: Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Observa-se que o componente não explicado corresponde a 136,0% do diferencial para os migrantes com ensino superior, 70,5% para os com ensino médio e 124,2% para os que possuem apenas o ensino fundamental, indicando uma seleção positiva do migrante não natural em comparação com o migrante de retorno. Esse percentual implica que, caso se mantenham fixos os atributos médios dos migrantes naturais, o mercado remunera melhor esses migrantes apenas por não terem nascido na região Nordeste e não por diferenças em atributos produtivos observáveis.

Nota-se, a partir dessas comparações e de forma geral, que há uma vantagem referente aos migrantes, sejam eles de retorno ou não naturais. Esse resultado indica que existe um componente relativo à absorção de capital humano advindo do processo migratório que beneficia os migrantes em contraponto aos não migrantes, que, caso possuíssem melhores características, ainda possuiriam as piores remunerações. Esse resultado é semelhante ao observado por Ramalho e Queiroz (2011) e Assis e Alves (2014).

Conclui-se que o fato de ter no mínimo um diploma de graduação aumenta a diferença salarial dos migrantes frente aos que decidem por não migrar e entre os migrantes não naturais com relação os remigrados.

Com base nesses resultados, sugere-se como destacado por Sassen (1990) que os grupos de migrantes têm vantagens no mercado de trabalho. Esses possuem, em média, maiores salários em

relação aos não migrantes com mesmo nível de educação, pois tendem a se inserir nos extremos da estrutura ocupacional. Essas evidências assemelham-se com as encontradas por Vilela (2011). A autora, apesar de analisar a migração internacional, encontra que os imigrantes internacionais têm menores chances de se encontrarem na classe 3 do que os brasileiros¹⁰.

5. Considerações finais

Este artigo teve como objetivo verificar os diferenciais de rendimentos entre os migrantes e os não migrantes na região Nordeste avaliando-os por diferentes níveis educacionais, em 2014. Para tanto, estimou-se um modelo de múltiplas escolhas (*logit* multinomial) e uma equação de salários *minceriana*. Por fim, analisaram-se as diferenças salariais entre as condições migratórias utilizando a decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973).

As estatísticas descritivas mostraram que, em média, a maioria da população nordestina não possui pelo menos o ensino fundamental, com maior percentual para o grupo dos não migrantes (62,7%). Os migrantes seriam, em média, mais escolarizados do que os não migrantes, assim como sugere Ferreira (2012). Além disso, independentemente do nível educacional, os migrantes não naturais da região Nordeste são os que possuem uma média de salário/hora maior.

Com relação às regressões salariais, observou-se que, para cada faixa de ensino concluída, comparada à categoria omitida (ensino básico ou sem instrução), gerou-se um incremento salarial. O alto retorno do investimento em educação percebido pelo remigrado se comparado com as outras categorias pode estar relacionado ao efeito diploma, visto que o migrante de retorno auferir maior rendimento ao término de cada nível de estudo. Essa evidência pode estar associada ao efeito *brain gain*, o migrante de retorno pode ter adquirido capital físico ou humano na região de destino.

Os resultados das decomposições indicam que os migrantes apresentam maiores rendimentos quando comparados aos nordestinos que não migraram, indicando uma seleção positiva. Porém, quando comparados os tipos de migrantes, de retorno e não natural, há um favorecimento para a segunda categoria, indicando uma seleção positiva do migrante não natural. Conclui-se que o fato ter no mínimo um diploma de graduação aumenta a diferença salarial dos migrantes frente aos que decidem por não migrar.

A partir desses resultados, sugere-se como destacado por Sassen (1990) que os grupos de migrantes têm vantagens no mercado de trabalho, pois estão inseridos nos extremos da estrutura ocupacional. Essas evidências assemelham-se com as encontradas por Vilela (2011). A autora, apesar de analisar a migração internacional, encontra que os imigrantes internacionais têm menores chances de se encontrarem na classe de trabalhadores menos qualificados do que os brasileiros.

Deixa-se como sugestão de análise, para trabalhos futuros, a investigação da qualificação profissional desses migrantes com nível superior, fato que, como sugerido anteriormente, pode justificar essa diferença salarial.

Diante dos resultados encontrados, nota-se que o *status* de migrante impacta positivamente sobre os rendimentos. Portanto, os migrantes podem contribuir para o desenvolvimento da região Nordeste, principalmente porque a migração de retorno pode deixar de ser um fenômeno *brain drain* para se tornar um *brain gain*.

Cabe aos formuladores de políticas a elaboração de projetos específicos a fim de potencializar os efeitos positivos desse fenômeno migratório. Por exemplo, políticas públicas que incentivem os indivíduos a deixarem suas localidades para a procura de maior capital humano e depois o retorno desses, mesmo que de forma indireta (diminuição da violência, maiores oportunidades de emprego e melhorias de salários).

¹⁰ Segundo a autora, classe 3 refere-se aos trabalhadores manuais semiquualificados e não qualificados e os trabalhadores rurais.

Referências

- ARRAES, R. A.; MARIANO, F. Z. Endogeneidade da educação na previsão da taxa de retorno: avaliação metodológica e aplicação para regiões brasileiras e estados selecionados. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 2, p. 125-139, 2016.
- ARROW, K. The theory of discrimination. In: *Proceedings of Conference on Discrimination in Labor Markets*, Industrial Relations Section Princeton. Princeton University, 1971.
- ASSIS, R. S.; ALVES, J. S. Hiato salarial entre homens e mulheres no Brasil segundo condição migratória: o mercado de trabalho é segregado ou discrimina?. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 1, p. 120-135, 2014.
- ASSIS, R. S.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M. Impacto da migração de não naturais e da migração de retorno sobre a distribuição de renda dos estados da Bahia e de São Paulo: um olhar sobre a Inserção desses indivíduos no mercado de trabalho local. In: *Anais do 39º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. Porto de Galinhas, 2012.
- BAKER, M.; BENJAMIN, D. The performance of immigrants in the Canadian labor market. *Journal of Labor Economics*, v. 12, n. 3, p. 369-405, 1994.
- BATISTA, N. N. F.; CACCIAMALI, M. C. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, v. 26, n. 1, p. 97-115, 2009.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, n. 70, v. 5, p. 9-49, 1962.
- BECKER, G. S. *The economics of discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- BLINDER, A. S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, v. 8, p. 436-455, 1973.
- BONACICH, E. A theory of middleman minorities. *American Sociological Review*, v. 38, p. 583-594, 1973.
- BORJAS, G.; BRATSBERG, B. Who leaves? The Outmigration of the Foreign-Born. *The Review of Economics and Statistics*, v. 78, n. 1, p. 165-76, 1996.
- CARVALHO A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. In: *Anais do 15º Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Associação Brasileira de Estudos Populacionais. Caxambú, MG, 2006.
- CHISWICK, B. *High skilled immigration in the international arena*. Institute for the Study of Labor, 2005. (IZA Discussion Paper, n. 1782).
- CHISWICK, B. R.; MILLER, P. W. Why is the payoff to schooling smaller for immigrants?. *Labour Economics*, v. 15, n. 6, p. 1317-1340, 2008.
- CHISWICK, B. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. *Journal of political Economy*, v. 86, n. 5, p. 897-921, 1978.
- DOERINGER, P. B.; PIORE, M. J. *Internal labor markets and manpower analysis*. Lexington: ME Sharpe, 1985.
- DUSTMANN, C.; GLITZ, A. Migration and education. *Handbook of the Economics of Education*, v. 4, p. 327-439, 2011.

- DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after remigration. *Journal of Development Economics*, v. 67, p. 351-372, 2002.
- FERREIRA, A. A. *Ensaio sobre a migração de retorno interestadual no Brasil*. 2012. 111 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2012.
- GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. *Estudos Avançados*, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.
- GHEASI, M.; NIJKAMP, P.; RIETVELD, P. Wage gaps between native and migrant graduates of higher education institutions in the Netherlands. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, v. 10, n. 3, p. 277-296, 2017.
- GORDON, M. M. *Assimilation in American life*. Orford: Oxford University Press, 1964.
- GUNDEL, S.; PETERS, H. What determines the duration of stay of immigrants in Germany? Evidence from a longitudinal duration analysis. *International Journal of Social Economics*, v. 35, n. 11, p. 769-782, 2008.
- HALVORSEN, R.; PALMQUIST, R. The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations. *American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 474-475, 1980.
- HANSON, G. H. International migration and development. In: RODRIK, D.; ROSENZWEIG, M. (Eds.). *Handbook of Development Economics*, v. 5, 2010. p. 4363-4414
- HARRIS, R. J.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, n. 60, v. 1, p. 126-142, 1970.
- HECKMAN, J. V. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, v. 47, p. 153-161, 1979.
- HUNT, J. C.; KAU, J. B. Migration and wage growth: a human capital approach. *Southern Economic Journal*, v. 51, n. 3, p. 697-710, 1985.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Rio de Janeiro: IBGE, 2014.
- JANN, B. The Blinder - Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- LEE, L-F. Generalized econometric models with selectivity. *Econometrica*, v. 51, n. 2, p. 507-512, 1983.
- OAXACA, R. L. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, v. 14, n. 4, p. 693-790, 1973.
- OAXACA, R. L.; RANSOM, M. R. Identification in detailed wage decompositions. *Review of Economics and Statistics*, v. 81, n. 1, p. 154-157, 1999.
- OLIVEIRA, C. M. S.; RAMALHO, H. M. Migração interestadual de retorno e inserção no mercado de trabalho: evidências para o estado Paraíba. In: *Anais do XI Encontro de Economia Baiana*, Salvador, BA, 2015.
- PESSOA, D. G. C.; NASCIMENTO SILVA, P. L. Análise de dados amostrais complexos. In: *Anais do 13º Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística*. Associação Brasileira de Estatística. Caxambu, SP, 1998.

- PHELPS, E. S. The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, v. 62, n. 4, p. 659-661, 1972.
- PIORE, M. J. *Birds of passage: Migrant labor and industrial societies*. Cambridge: University Press Cambridge, 1979.
- RAMALHO, H. M. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Capital humano e retorno à migração: o caso da migração rural-urbana no Nordeste do Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 38, n. 3, p. 343-364, 2007.
- RAMALHO, H. M.B., QUEIROZ, V. S. Migração interestadual de retorno e autoseleção: evidências para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 41, n. 3, p. 369-396, 2011.
- RIBEIRO, A. C. B. M. *Autosseleção de imigrantes de retorno: evidências para o Brasil de 2000 a 2010*. 2013. 82 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento). Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2013.
- RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. In: *Anais do 26º Encontro Brasileiro de Econometria, Sociedade Brasileira de Econometria*, João Pessoa, PB, 2004.
- RODRIGO, K. C. T. T.; MOURA, F. K. F.; SOUZA, S. C. I. MAIA, K. Diferença salarial segundo a condição de migração e sexo na Bahia. *Revista Economia e Desenvolvimento*, v. 14, n. 2, 181-195, 2015.
- SANTOS, W. B. *Ensaio sobre migração interna de pessoas com alta instrução no Brasil*. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2013.
- SASSEN, S. *The mobility of labor and capital: A study in international investment and labor flow*. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. *American Economic Review*, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.
- SJAASTAD, L. A. The Costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.
- SPENCE, M.; Job market signaling. *Quarterly Journal of Economics*, v. 87, n. 3, p. 355-374, 1973.
- VILELA, E. M. Desigualdade e discriminação de imigrantes internacionais no mercado de trabalho brasileiro. *DADOS – Revista de Ciências Sociais*, v. 54, n. 1, p. 89-128, 2011.

Apêndice

Tabela A.1 – Descrição das variáveis

Variáveis dependentes	
Equação de seleção	Variável tricotômica que assume valor 1 para os não migrantes*, 2 para os migrantes de retorno e 3 para os migrantes não naturais.
Equações de rendimentos	Logaritmo do rendimento do trabalho principal por horas trabalhadas.
Atributos pessoais	
Homem	Variável <i>dummy</i> : 1 homem; 0 mulher*.
Branco	Variável <i>dummy</i> : 1 branco; 0 não branco*.
Idade	Variável contínua que indica a idade do indivíduo em anos.
Idade ²	Idade ao quadrado. Visa captar o efeito do ciclo de vida sobre os rendimentos individuais.
Ensino Primário ou Sem Instrução	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para os que possuem ensino fundamental incompleto ou não possuem instrução* e 0 caso contrário.
Ensino Fundamental	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para os que possuem ensino fundamental e 0 caso contrário*.
Ensino Médio	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para os que possuem ensino médio e 0 caso contrário*.
Ensino Superior	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para os que possuem ensino superior e 0 caso contrário*.
Família	
Chefe da família	Variável <i>dummy</i> que indica a posição familiar do indivíduo. Assume valor 1 para os que são chefes do domicílio e 0 caso contrário*.
Casado	Variável <i>dummy</i> que expressa a situação conjugal. Assume o valor 1 para os que possuem cônjuge e 0 caso contrário*.
Tamanho da família	Variável contínua que indica o número de componentes da família.
Filhos menores de 14 anos	Variável <i>dummy</i> que indica se o indivíduo possui filhos menores de 14 anos. Assume o valor 1 para o indivíduo que possui filho menor de 14 anos e 0 caso contrário*.
Mercado de Trabalho	
Empregado sem carteira assinada	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 para empregados sem carteira de trabalho assinada e 0 caso contrário*.
Empregado com carteira assinada	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 para empregados com carteira de trabalho assinada* e 0 caso contrário.
Autônomo	Variável binária: 1 - trabalhador autônomo/conta-própria; 0 caso contrário*.
Funcionário público	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 para funcionários públicos e militares e 0 caso contrário*.
Empregador	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 para os empregadores e 0 caso contrário*.
Estabilidade	Variável contínua que indica o número de anos no trabalho principal.
Residência	
Região Metropolitana	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para residentes em áreas metropolitanas e 0 caso contrário*.
Urbana	Variável <i>dummy</i> que assume valor 1 para residentes na zona urbana e 0 caso contrário*.

Nota: *Categoria de referência/controle.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014

Tabela A.2 – Determinantes da migração no Nordeste – Logit Multinomial

	Retornados			Não Naturais		
	Coefficientes	p-valor	TRR	Coefficientes	p-valor	TRR
Homem	0,206*** (0,0334)	0,000	1,229***	0,102** (0,0410)	0,013	1,107**
Branco	0,141*** (0,0360)	0,000	1,151***	0,291*** (0,0446)	0,000	1,338***
Idade	0,0778*** (0,00683)	0,000	1,081***	0,0236*** (0,00770)	0,002	1,024***
Idade2	-0,000537*** (0,0000734)	0,000	0,999***	0,0000394 (0,0000827)	0,634	1,000
Fundamental	0,210*** (0,0496)	0,000	1,234***	0,107* (0,0650)	0,100	1,113*
Médio	0,110** (0,0484)	0,024	1,116**	0,189*** (0,0581)	0,001	1,208***
Superior	0,223*** (0,0724)	0,002	1,250***	0,640*** (0,0807)	0,000	1,896***
Chefe	0,211*** (0,0345)	0,000	1,235***	0,0527 (0,0386)	0,173	1,054
Casado	0,0849** (0,0422)	0,044	1,089**	0,142*** (0,0467)	0,002	1,153***
Filho14	0,197*** (0,0491)	0,000	1,217***	0,190*** (0,0511)	0,000	1,209***
Tamanho da família	-0,107*** (0,0135)	0,000	0,898***	-0,0910*** (0,0178)	0,000	0,913***
Empregado sem carteira	0,0928* (0,0502)	0,065	1,097**	-0,137** (0,0547)	0,012	0,872**
Empregador	0,291*** (0,0970)	0,003	1,338***	0,368*** (0,102)	0,000	1,445***
Funcionário público	-0,104 (0,0728)	0,152	0,901	-0,298*** (0,0816)	0,000	0,742***
Autônomo	0,207*** (0,0414)	0,000	1,230***	0,126*** (0,0480)	0,009	1,135***
Estabilidade (anos)	-0,0248*** (0,00205)	0,000	0,976***	-0,0241*** (0,00265)	0,000	0,976***
Urbana	0,285*** (0,0539)	0,000	1,329***	0,517*** (0,0918)	0,000	1,677***
Região Metropolitana	-0,857*** (0,0452)	0,000	0,424***	-0,703*** (0,0556)	0,000	0,495***
Constante	-3,986*** (0,164)	0,000	0,0186***	-3,456*** (0,199)	0,000	0,0315***
Observações	47.600					

Nota: Categoria de referência (omitida): Não migrante. Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 4, pp. 453-476, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DOS DOMICÍLIOS RURAIS BRASILEIROS*

Ascânio Vitor Vasconcelos Fonseca

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: ascaniovitor@gmail.com

Viviani Silva Lirio

Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

E-mail: vsilirio@ufv.br

Lorena Vieira Costa Lelis

Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: lorena.costa@ufv.br

João Eustáquio de Lima

Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: jelima@ufv.br

RESUMO: Ao reconhecer o bem-estar como um fenômeno indiscutivelmente multidimensional, este trabalho apresenta a mensuração do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), a nível dos domicílios rurais brasileiros, para o ano de 2013. Além das seis dimensões de condições de vida que compõem o IDF, avaliaram-se adicionalmente indicadores alusivos à Segurança Alimentar dos domicílios rurais. Para a construção dos indicadores de desenvolvimento domiciliar, foram utilizados os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referente ao ano de 2013. No tocante aos resultados, as estimativas indicaram um nível médio de desenvolvimento humano e social para os domicílios rurais analisados. Além disso, observou-se que o IDF é maior conforme mais elevado o estrato de rendimento domiciliar *per capita*; bem como os domicílios considerados vulneráveis, isto é, aqueles sob responsabilidade de mulheres, de negros ou de trabalhadores(as) agrícolas, apresentam IDFs inferiores aos verificados para seus respectivos grupos contrafactuais. Destaca-se que os domicílios rurais cuja sustentabilidade pertence às mulheres negras apresentaram o mais baixo nível de desenvolvimento. Por fim, os resultados evidenciaram que os níveis de desenvolvimento das regiões Norte e Nordeste foram relativamente inferiores quando comparados aos níveis observados para o Brasil e para as demais regiões.

Palavras-chave: Índice de Desenvolvimento da Família (IDF); Bem-estar social multidimensional; Rural.

Classificação JEL: D60; D63; I12; I31; I32; I38.

DEVELOPMENT INDEX OF THE BRAZILIAN RURAL HOUSEHOLDS

ABSTRACT: When considering the well-being as an undoubtedly multidimensional phenomenon, this paper presents the measurement of the Family Development Index (IDF in Brazilian acronyms) at the level of Brazilian rural households for the year 2013. In addition to the six dimensions of living conditions that composes the IDF, indicators related to Food Security of rural households are also analyzed. The construction of the index was done through the microdata from the National Household Sample Survey (PNAD) of 2013. This research indicated an average level of human and social development for rural households. Furthermore, IDF is higher how much higher the household income per capita stratum, as well as the vulnerable households, that is, those under the responsibility of women, blacks or agricultural workers, had lower IDFs that the verified for their respective counterfactual groups. Rural households whose sustainability pertains to black women in particular had the lowest level of development. Moreover, results showed that the development levels of the North and Northeast regions were relatively lower when compared to the levels observed for Brazil and for the other regions.

Keywords: Family Development Index; Multidimensional welfare; Rural.

JEL Codes: D60; D63; I12; I31; I32; I38.

*Recebido em: 22/03/2018; Aceito em: 26/10/2018.

1. Introdução

Embora a renda monetária seja ampla e majoritariamente empregada nos estudos de desenvolvimento como medida primeira, essa abordagem unidimensional do bem-estar social não consegue contemplar todas as necessidades e oportunidades relacionadas a uma vida digna (KAGEYAMA; HOFFMANN, 2006). Ottonelli et al. (2011) afirmam que esse entendimento desencadeou, nas últimas décadas, uma profunda discussão sobre o significado de desenvolvimento humano e social, a partir de seu caráter multifacetário. E da necessidade em quantificá-lo, esse avanço foi acompanhado ainda pela busca de medidas multidimensionais que sintetizassem o maior número possível de dimensões relevantes para a análise do bem-estar (PAES DE BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2003).

Dessa forma, os trabalhos mais recentes apresentam uma evolução qualitativa em termos metodológicos de mensuração, promovendo na literatura uma tendência às análises multidimensionais, em detrimento das unidimensionais (OLIVEIRA; STADUTO; KRETER, 2017). Portanto, a avaliação de bem-estar realizada neste estudo é feita sobre um indicador sintético, escalar e multidimensional: o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), proposto por Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003). O IDF é construído com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e é composto por seis dimensões, a saber: *i*) ausência de vulnerabilidade, *ii*) acesso ao conhecimento, *iii*) acesso ao trabalho, *iv*) disponibilidade de recursos, *v*) desenvolvimento infantil e *vi*) condições habitacionais. De acordo com os autores, à exceção da primeira dimensão do IDF, cada uma das demais "representa, em parte, o acesso aos meios necessários para os domicílios satisfazerem suas necessidades e, em outra parte, a consecução de fins, isto é, a satisfação efetiva de tais necessidades" (PAES DE BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2003, p.8).

O IDF, além de compartilhar com o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH)¹ a vantagem de levar em consideração diversas dimensões do desenvolvimento, para além da suficiência de poder aquisitivo e da abordagem unidimensional (destaca-se que o IDF amplia o escopo do IDH ao se dobrar o número de dimensões e aumentar de 4 para 48 o número de indicadores), sana ainda a impossibilidade de desagregação do IDH para unidades familiares. De acordo com Oliveira, Staduto e Kreter (2017), essa vantagem se dá em virtude do IDF reverter a ordem de agregação do IDH e agrupar primeiramente informações temáticas acerca das famílias/domicílios, gerando índices individuais, para, somente após esse passo, agrupar informações tanto de natureza espacial e geográfica como, também, de grupos sociais e demográficos.

A relevância na agregação do IDF ao nível familiar e/ou domiciliar se justifica pelo fato de que, uma vez que as pessoas vivem com suas famílias, é natural que o nível de desenvolvimento dessas esteja relacionado às características dos domicílios em que residem. Nesse contexto, segundo Rocha, Moreira e Santos (2008, p. 2), o domicílio, como unidade de análise, representa um:

[...] importante espaço no "conjunto capacitário"; tem papel fundamental na liberdade de escolhas e na possibilidade de acesso a importantes atributos do desenvolvimento humano, tais como desempenho educacional, baixa vulnerabilidade e acesso ao mercado de trabalho. Indivíduos que integram famílias bem estruturadas, em que os laços de convivência são pautados por melhores condições de vida, têm maiores possibilidades de obter ganhos de bem-estar em uma sociedade.

Apresentadas essas considerações sobre o IDF, uma vez que características de saúde não pertencem ao questionário básico da PNAD, a seleção adicional de informações relacionadas à pesquisa suplementar de Segurança Alimentar da PNAD de 2013 torna-se certamente uma importante contribuição desse estudo para a temática do bem-estar. Essa inclusão, ao permitir uma análise direta das características de alimentação, possibilita ainda uma avaliação (in)direta de certos

¹ O IDH, elaborado por Mahbub ul Haq e Amartya Sen junto ao Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), ligado à Organização das Nações Unidas (ONU), no início da década de 1990, é considerado um marco na criação de indicadores multidimensionais de desenvolvimento.

indicadores de saúde, haja vista que a saúde está fortemente associada a uma alimentação adequada e saudável.

Assim, este estudo tem por objetivo apresentar as mensurações do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e de suas dimensões, a nível dos domicílios rurais brasileiros, para o ano de 2013; bem como dos indicadores alusivos à Segurança Alimentar para esses domicílios.

Além disso, devido à heterogeneidade econômica e social presente em todo o País, especialmente no meio rural, apresentam-se também os cálculos de forma desagregada para as grandes regiões do Brasil; conforme os rendimentos domiciliares *per capita*; e, para alguns grupos demográficos, tais como: domicílios sob responsabilidade de mulheres, de negros e de trabalhadores(as) agrícolas.

Salienta-se que a análise aqui voltada ao meio rural brasileiro é feita em vista da maior exclusão social e das condições de vida mais críticas nessa área, cuja incidência da pobreza monetária, resultante, por exemplo, das piores condições trabalhistas e educacionais, é proporcionalmente superior à encontrada no meio urbano, em todas as regiões do País (SANTOS, 1993; HELFAND; ROCHA; VINHAIS, 2009; BUAINAIN et al., 2014).

Portanto, ao fundamentar conceitualmente o desenvolvimento como um fenômeno multidimensional e, com isso, incorporar à avaliação informações domiciliares, ambientais e sociais, o presente estudo permite verificar quão bem está a qualidade de vida dos domicílios rurais brasileiros, em suas distintas necessidades, oportunidades ou, ainda, privações. Em suma, essa abordagem permite melhor conhecer a realidade social e econômica da população rural brasileira, justamente por ampliar a visão e as discussões sobre o tema.

Além disso, para Sousa (2005), a construção de indicadores sintéticos, como o IDF, contribui potencialmente para o planejamento, a execução e o sucesso das políticas públicas de caráter social. Nesse ponto, segundo Ottoneli et al. (2011, p. 857), esses índices possibilitam "identificar as dimensões de vida em que a população é mais privada de condições e, conseqüentemente, focalizar as políticas para melhor suprir essas necessidades". Ou, ainda, permitem às políticas sociais identificar "as regiões e os grupos demográficos mais carentes e o que os difere dos mais desenvolvidos" (ROCHA; MOREIRA; SANTOS, 2008, p. 2).

Realizadas essas considerações iniciais, a próxima seção apresenta as fundamentações teóricas; a seção três traz a metodologia de construção do IDF; a quarta seção expõe os resultados e as discussões; e, por fim, na quinta seção, têm-se as considerações finais.

2. Fundamentação teórica

2.1. Teorias de bem-estar social e desenvolvimento

Ao longo de toda a história do pensamento econômico, foram desenvolvidas e aprofundadas diversas teorias com os propósitos de se definir e mensurar o Bem-Estar Social. Mesmo com todo o avanço da literatura, a maior parte dos trabalhos que trata do tema ainda o avalia sob a abordagem unidimensional, em que a renda é o seu exclusivo indicador. Nesse sentido, enfatiza-se a necessidade de se ampliar o foco, para além da suficiência de renda e do crescimento econômico, e considerar a abordagem multidimensional do bem-estar como o verdadeiro desenvolvimento de uma sociedade.

Dessa forma, na sequência, são caracterizadas as abordagens unidimensional e multidimensional do Bem-Estar Social, como forma de se subsidiar a construção de um indicador sintético de desenvolvimento.

2.1.1. A abordagem unidimensional do bem-estar social

Sob forte respaldo da Teoria Econômica Tradicional (ou Neoclássica) e do pensamento utilitarista, cunhou-se a visão Unidimensional e Monetária de Bem-Estar Social. De acordo com Sen (2000), nessa concepção, a utilidade representa a medida numérica do prazer ou da felicidade

para um indivíduo e, portanto, o bem-estar desse está associado à maximização de sua utilidade. O indivíduo, ao ser considerado um consumidor cujo comportamento visa à maximização de sua utilidade, faz com que seus gastos em consumo reflitam a utilidade proporcionada a ele. Logo, o bem-estar individual é definido com base na sua função consumo e, por extensão, a função de Bem-Estar Social é expressa exclusivamente pela maximização da soma das utilidades dos bens consumidos ou, então, pela função consumo total.

Portanto, a renda é considerada como indicador exclusivo do Bem-Estar Social, baseando-se na suficiência de rendimentos e na capacidade de garantir as condições mínimas de subsistência a um indivíduo, dado um ponto empírico de referência: as linhas de pobreza e indigência (extrema pobreza). Para Paes de Barros, Henriques e Mendonça (2000, p. 22), essas linhas divisórias são "parâmetros que permitem, a uma sociedade específica, considerar como pobres todos aqueles indivíduos que se encontrem abaixo de seus valores".

A visão estritamente monetária do Bem-Estar Social tem como implicação direta nas políticas econômicas e sociais a ideia de que países subdesenvolvidos ou em desenvolvimento devem buscar o crescimento econômico, entendido como condição suficiente para que o aumento na renda doméstica elimine a pobreza interna, tão característica desses países (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011). Assim, o Produto Interno Bruto (PIB) e, principalmente, sua extensão, o PIB *per capita*, ganham *status* de indicadores de bem-estar monetário de uma nação, devido, sobretudo à facilidade de serem calculados; permitirem a comparabilidade entre os países; e, claro, por apresentarem variáveis que afetam diretamente o bem-estar monetário, como renda média e consumo (BERGH, 2009).

Entretanto, ainda segundo Bergh (2009), o PIB *per capita* (ou renda individual) não caracteriza de forma eficaz o bem-estar de uma sociedade, em decorrência de que existem outros elementos não monetários e não presentes no PIB que influenciam diretamente o nível de bem-estar dos indivíduos. Por exemplo, o PIB não capta os benefícios da atividade econômica; não captura o acesso dos indivíduos a serviços básicos; e, especialmente, desconsidera a distribuição de renda, *i.e.*, podem vir a existir países com altas taxas de PIB, porém, com baixo índice de desenvolvimento humano (SEN, 2001; BERGH, 2009).

Em outras palavras, o desenvolvimento socioeconômico não pode ser confundido com o crescimento econômico. Sendo o primeiro conceito entendido "como o processo capaz de promover melhorias econômicas e sociais para a população, através da ampliação de suas oportunidades de escolhas, redução das desigualdades socioeconômicas e eliminação da pobreza" (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011, p. 5).

Diante do exposto, a visão estritamente monetária do desenvolvimento já não pode mais ser aceita como medida primeira de bem-estar de uma sociedade. Por conseguinte, uma medida de Bem-Estar Social que considera a multidimensionalidade do fenômeno, seja para o indivíduo, domicílio ou país, faz-se necessária e é empregada neste estudo.

2.1.2. A abordagem multidimensional do bem-estar social

Para introduzir a multidimensionalidade do Bem-estar Social, cita-se como primeira vertente a abordagem das Necessidades Básicas. De maneira intuitiva, nessa vertente, o desenvolvimento de uma vida humana íntegra ocorre somente quando certas necessidades básicas são satisfeitas. Para Streeten et al. (1981, p. 21 apud SILVA; LACERDA; NEDER, 2011, p. 13), essa abordagem "chamou a atenção para o que deveria ser a preocupação fundamental do desenvolvimento: os seres humanos e suas necessidades". Assim, sob a justificativa de que os indivíduos não necessitam apenas de renda, seria preciso dar a eles oportunidades para levarem uma vida plena, garantindo-lhes o acesso a bens e serviços públicos, como: educação, saneamento e habitação.

O enfoque das Necessidades Básicas vincula-se à concretização de direitos humanos objetivos e, sobretudo, universais. Para tanto, a provisão social precisaria deixar de ser mínima, como defendida na concepção utilitarista, para ser básica (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011).

Ao se preocupar mais em introduzir o caráter multidimensional nos estudos de bem-estar do que quantificá-lo, a Teoria das Necessidades Básicas teve contribuição inquestionável para a teoria do desenvolvimento. Destarte, a abordagem das Capacitações, desenvolvida pelo economista e filósofo indiano Amartya Sen, pode ser dita como uma ampliação coerente dos direitos humanos levantados pela abordagem das Necessidades Básicas.

Na Abordagem das Capacitações, o Bem-estar Social remete às liberdades individuais substantivas, isto é, às capacidades que os indivíduos têm para levarem a vida que eles, com justiça, valorizam ou, em outras palavras, com base naquilo que os indivíduos são capazes de ser e fazer (SEN, 2000). Nessa abordagem, o bem-estar é avaliado em termos de dois componentes: os funcionamentos (*functionings*) e as capacitações.

Os funcionamentos são os elementos constitutivos do estado de existência de uma pessoa; ou seja, são os ser e fazer dessa. O bem-estar de uma pessoa é, portanto, mensurado em função da qualidade do estado em que essa se encontra. Nesse sentido, os funcionamentos podem ser identificados desde fatores básicos, como: estar nutrido adequadamente, ter acesso a uma boa educação, etc., até realizações mais complexas, tais como: ser feliz, ter respeito próprio, participar de reuniões de sindicato rural e assim por diante (SEN, 2001).

Conexa à ideia de funcionamentos está a noção de capacidade (ou capacitações) para realizar tais funcionamentos. Em outros termos, segundo Sen (2001), as capacitações representam o conjunto potencial de funcionamentos (ou bem-estar) que uma pessoa pode gerar a partir da liberdade substantiva dessa pessoa para levar o tipo de vida que ela ajuíza e valoriza. Ainda segundo o autor, se os funcionamentos constituem o bem-estar da pessoa, traduzidos em ser e estar, a capacitação para pôr em prática os funcionamentos é a liberdade da pessoa de realizar seu bem-estar.

Portanto, a Abordagem das Capacitações procura avaliar justamente a liberdade substantiva de escolha de uma pessoa, dentre os funcionamentos, para a obtenção de seu bem-estar. Assim sendo, para Sen (2000), são os níveis (ou a ampliação) das liberdades que determinam os estágios de desenvolvimento de uma sociedade.

A abordagem multidimensional do Bem-estar Social, seja sob enfoque das Capacitações ou das Necessidades Básicas, traz consigo a vantagem de propiciar um maior entendimento das diversas condições de vida, que vão além do conceito de suficiência de renda e incluem informações acerca de acesso ao conhecimento, ao trabalho, a condições habitacionais, etc.

Nesse viés, foram desenvolvidas medidas também compatíveis com a evolução do pensamento científico sobre a temática. Como a literatura alusiva à abordagem das Capacitações acaba por mensurar mais funcionamentos do que propriamente capacitações, ela, diretamente, também agrega os elementos pertencentes ao enfoque das Necessidades Básicas (SILVA; LACERDA; NEDER, 2011). Desse modo, a construção de novos indicadores sintéticos de Bem-estar Social, similares ao Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), envolvendo, entretanto, um número maior de dimensões, dá-se, sobretudo, nos funcionamentos ou nas necessidades humanas básicas e universais. Como exemplo destaca-se o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), desenvolvido por Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003), adotado neste estudo como medida de desenvolvimento humano e social.

3. Metodologia

3.1. Fonte e tratamento de dados

A base de dados utilizada neste estudo é construída a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2013, disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A escolha em se analisar a PNAD referente ao ano de 2013 se faz pelo propósito de se avaliar o maior número possível de dimensões relevantes para o nível de bem-estar de um domicílio. Assim, uma vez que a PNAD (2013) oferece informações suplementares acerca de Segurança Alimentar, pode-se incluir essa dimensão à análise.

A unidade de análise deste estudo são os domicílios rurais². Assim, são selecionados dados individuais referentes aos membros e aos respectivos domicílios em todas as cinco regiões do País. Exclui-se, dentre os membros: os pensionistas, os (as) empregados (as) domésticos (as) e os parentes desses. Portanto, a unidade domiciliar de análise inclui além da família nuclear, os parentes dessa que vivem no mesmo domicílio (ainda que formem outras famílias) e os agregados.

Após a delimitação da base, a amostra final da PNAD com microdados conexos ao meio rural brasileiro consiste em 51.784 pessoas e 15.586 domicílios.

3.2. A construção do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF)

O Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), adaptado com pequenos ajustes de conceituação e de exclusão de indicadores primários³, é composto por 44 indicadores socioeconômicos dicotômicos que representam 25 componentes de 6 dimensões⁴, selecionados com base nos microdados da PNAD de 2013 (Tabela 1).

De acordo com Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003), as seis dimensões do IDF – *i*) Ausência de Vulnerabilidade das Famílias; *ii*) Acesso ao Conhecimento; *iii*) Acesso ao Trabalho; *iv*) Disponibilidade de Recursos; *v*) Desenvolvimento Infantil; e *vi*) Condições Habitacionais –, medem se o domicílio tem oportunidades para adquirir habilidades, oportunidades para usar produtivamente essas habilidades e condições para aproveitar essas oportunidades.

Além das seis dimensões sintetizadas no IDF, são selecionadas informações alusivas à análise adicional de Segurança Alimentar (Tabela 2).

Ao serem utilizadas apenas variáveis dicotômicas do tipo sim (1) e não (0), cada sim (meios ou fins atendidos) é computado como algo positivo e eleva a pontuação do domicílio na direção de um maior grau de desenvolvimento. Logo, os índices resultantes dessas variáveis variam entre zero (para aqueles domicílios na pior situação possível) e um (para os domicílios na melhor situação possível).

Dito isso, o IDF e a dimensão Segurança Alimentar são obtidos a partir do conjunto selecionado de indicadores básicos, $\{B_i : i = 1, \dots, m\}$, por meio de:

$$IDF \text{ (ou Segurança Alimentar)} = \sum_i w_i * \{(B_i - l_i)/(L_i - l_i)\} \quad (1)$$

em que L_i e l_i são, respectivamente, o limite superior e o inferior para o indicador i , e w_i , o peso dado a esse indicador.

² Nesse estudo, opta-se por analisar as áreas rurais referentes às seguintes situações censitárias definidas pela PNAD: *i*) aglomerado rural, isolado, povoado; *ii*) aglomerado rural, isolados, outros aglomerados; e *iii*) zona rural, exclusive aglomerado rural. Logo, a avaliação exclui duas situações censitárias rurais: o aglomerado rural de extensão urbana, por compreender as áreas adjacentes ao perímetro urbano dos municípios (com distância inferior a 1 km), resultante do crescimento horizontal das cidades; e o aglomerado rural, isolado, núcleo, haja vista que as áreas, ao pertencerem a um único proprietário (empresa agrícola, indústria, usina etc.), têm como característica definidora o seu caráter privado empresarial (DEL GROSSI; GRAZIANO DA SILVA, 2002).

³ O IDF, ao todo, é composto por 48 indicadores socioeconômicos dicotômicos que representam 26 componentes de 6 dimensões distintas das condições de vida. Logo, excetuam-se quatro indicadores e um componente (Acesso à coleta de lixo) do índice. Os quatro indicadores são: Ausência de adulto analfabeto funcional (Acesso ao Conhecimento); Há, no máximo, uma mãe cujo filho tenha morrido (Desenvolvimento Infantil); e Domicílio Próprio ou Cedido, bem como Lixo é coletado (Condições Habitacionais). As particularidades quanto à escolha final dos indicadores socioeconômicos que compõem o IDF dizem respeito à situação censitária de análise. Como esse estudo concentra sua investigação sobre o meio rural, alguns indicadores propostos por Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003) tornam-se inadequados para o caso, devido principalmente às características distintas entre o meio rural e o restante do País.

⁴ Para o entendimento das dimensões do IDF, desde suas caracterizações até importâncias, consultar Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003).

Tabela 1 – Dimensões, componentes e indicadores socioeconômicos que compõem o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF)*Continua*

Dimensão	Componente	Indicador socioeconômico	
Ausência de Vulnerabilidade das Famílias	Fecundidade	V1. Nenhuma mulher teve filho nascido vivo no último ano V2. Nenhuma mulher teve filho nascido vivo nos últimos dois anos	
	Atenção e cuidados especiais com crianças, adolescentes e jovens	V3. Ausência de criança (idade menor a 12 anos) V4. Ausência de criança ou adolescente V5. Ausência de criança ou adolescente ou jovem	
		Cuidados esp. com idosos	V6. Ausência de idoso V7. Presença de cônjuge
		Dependência econômica	V8. Mais da metade dos membros encontra-se em idade ativa
	Presença da mãe	V9. Não existe criança no domicílio cuja mãe tenha morrido V10. Não existe criança no domicílio que não viva com a mãe	
		Analfabetismo	C1. Ausência de adulto ⁵ analfabeto ⁶ C2. Presença de pelo menos um adulto com fundamental completo
	Acesso ao Conhecimento	Escolaridade	C3. Presença de pelo menos um adulto com ensino médio completo C4. Presença de pelo menos um adulto com alguma educação superior
		Qualificação profissional	C5. Presença de pelo menos um trabalhador com qualificação média ou alta
	Acesso ao Trabalho	Disponibilidade de trabalho	T1. Mais da metade dos membros em idade ativa ⁷ encontra-se ocupada T2. Presença de pelo menos um trabalhador há mais de seis meses no trabalho atual
			Qualidade do posto de trabalho
Remuneração		T6. Presença de pelo menos um ocupado com rendimento superior a 2 SM	
Disponibilidade de Recursos		Extrema pobreza	R1. Renda <i>per capita</i> ⁸ superior à linha de extrema pobreza (< 1/4 SM) ⁹
		Pobreza	R2. Renda <i>per capita</i> superior à linha de pobreza (< 1/2 SM)
		Capacidade gerar renda	R3. Maior parte da renda familiar advém do trabalho
Desenvolvimento Infantil	Trabalho precoce	D1. Ausência de criança de 10 a 14 anos trabalhando D2. Ausência de criança de 10 a 16 anos trabalhando D3. Ausência de criança de 3 a 6 anos fora da escola	
		Acesso à escola	D4. Ausência de criança de 7 a 14 anos fora da escola D5. Ausência de criança de 7 a 17 anos fora da escola D6. Ausência de criança de até 14 anos com mais de 2 anos de atraso
			Progresso escolar
	Mortalidade infantil	D9. Ausência de mãe cujo filho tenha morrido D10. Ausência de mãe com filho nascido morto	

⁵ Considera-se adulto a pessoa com 25 anos ou mais (BRASIL, 1990).

⁶ Toma-se como analfabeto aquele indivíduo que autodeclara não saber ler e escrever.

⁷ Seguindo a metodologia adotada pelo IBGE, define-se idade ativa: a faixa etária entre 15 e 60 anos.

⁸ O rendimento domiciliar *per capita* (RDPC) é definido como a razão entre o rendimento domiciliar total e o número de moradores (componentes), excluindo-se as pessoas cuja condição no domicílio é pensionista, empregado doméstico ou parente de empregado doméstico.

⁹ Uma vez que o salário mínimo vigente para o ano de 2013 era de R\$678,00; para a linha de pobreza extrema, assume-se o rendimento domiciliar mensal *per capita* de R\$169,50; e, para a linha de pobreza, o valor *per capita* de R\$ 339,00.

Tabela 1 – Dimensões, componentes e indicadores socioeconômicos que compõem o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF)

Dimensão	Componente	Indicador socioeconômico	Conclusão
Condições Habitacionais	Propriedade	H1. Domicílio próprio	
	Déficit habitacional	H2. Densidade de até 2 moradores por dormitório	
	Abrigabilidade	H3. Material de construção permanente	
	Acesso a abast. de água	H4. Acesso adequado à água	
	Acesso a saneamento	H5. Esgotamento sanitário adequado	
	Acesso à energia elétrica	H6. Acesso à eletricidade	
		H7. Acesso a fogão e geladeira	
		H8. Acesso a fogão, geladeira, televisão a cores ou rádio	
	Acesso a bens duráveis	H9. Acesso a fogão, geladeira, televisão a cores ou rádio e telefone	
		H10. Acesso a fogão, geladeira, televisão a cores ou rádio, telefone e computador	

Nota: SM = Salário mínimo.

Fonte: Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003) a partir da PNAD (2013).

Tabela 2 – Dimensão, componentes e indicadores de Segurança Alimentar

Dimensão	Componente	Indicador socioeconômico
Segurança Alimentar	Presença de Alimentos	S1. Presença de Alimentos até nova aquisição
	Alimentação suficiente	S2. Alimentação em quantidade suficiente para todos os membros
	Qualidade do alimento	S3. Alimentação saudável e variada
	Despreocupação	S4. Despreocupação com o término de alimentos antes de nova aquisição

Fonte: Elaboração própria a partir da PNAD (2013).

Esse procedimento de cálculo para indicadores sintéticos permite acomodar qualquer número de indicadores e dimensões, bem como qualquer sistema de pesos. Nesse estudo, adota-se um sistema neutro (ou simétrico) de pesos, análogo ao utilizado para o cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Assim, seguindo Paes de Barros; Carvalho e Franco (2003, p. 13), atribui-se a mesma ponderação: "(a) a todos os indicadores de cada componente de uma dimensão; (b) a todos os componentes de uma dimensão; e (c) a cada uma das dimensões que compõem o IDF". Dessa forma, ao se admitir que cada indicador assume o valor 0 ou 1, ou seja, $L_i=1$ e $L_i=0$, o índice sintético IDF fica definido a partir dos indicadores básicos por meio da seguinte equação:

$$IDF = \left(\frac{1}{6}\right) * \sum_k \left(\frac{1}{m_k}\right) * \sum_j \left(\frac{1}{n_{jk}}\right) * \sum_i (B_{ijk}) \quad (2)$$

em que m_k é o número de componentes da k -ésima dimensão; n_{jk} , o número de indicadores do j -ésimo componente da k -ésima dimensão; e B_{ijk} denota o i -ésimo indicador básico do j -ésimo componente da k -ésima dimensão.

Entretanto, conforme Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003, p. 14): "indicadores básicos de componentes distintos terminam, em geral, tendo pesos também distintos, porque o número de indicadores por componentes e o número de componentes por dimensão não são homogêneos". Assim, rearranjando os termos da equação anterior, a Equação 4 demonstra que o peso de um indicador depende do componente e da dimensão a que pertence.

$$IDF = \sum_k \sum_j \left(\frac{1}{6 * m_k * n_{jk}}\right) * \sum_i (B_{ijk}) \quad (3)$$

$$w_{ijk} = \left(\frac{1}{6 * m_k * n_{jk}} \right) \quad (4)$$

Implicitamente, a Equação 3 permite ainda a construção de indicadores sintéticos para cada uma das dimensões (S_k), possibilitando analisar detalhadamente cada uma delas. Seja cada componente (S_{jk}) obtido por:

$$S_{jk} = \left(\frac{1}{n_{jk}} \right) * \sum_i (B_{ijk}) \quad (5)$$

Tem-se que:

$$S_k = \left(\frac{1}{m_k} \right) * \sum_j S_{jk} \quad \therefore \quad S_k = \left(\frac{1}{m_k} \right) * \sum_j \left(\frac{1}{n_{jk}} \right) * \sum_i (B_{ijk}) \quad (6)$$

Assim como:

$$IDF = \left(\frac{1}{6} \right) * \sum_i S_k \quad (7)$$

Portanto, as equações 5, 6 e 7 demonstram, respectivamente, que: o indicador sintético de cada componente, S_{jk} , é a média aritmética dos indicadores utilizados para representar esse componente; bem como o indicador sintético de cada dimensão, S_k , é a média aritmética dos indicadores sintéticos dos seus componentes; e, por fim, o indicador sintético global IDF é a média aritmética dos indicadores sintéticos das seis dimensões que o compõem.

4. Resultados e discussão

4.1. Análise do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) para os domicílios rurais brasileiros

Anteriormente à avaliação dos índices, subíndices e indicadores socioeconômicos de desenvolvimento, a análise da renda média dos domicílios rurais torna-se relevante "na medida em que a grande maioria das necessidades básicas de um domicílio pode ser satisfeita através de bens e serviços adquiridos no mercado e, desse modo, a renda passa a ser um recurso fundamental na determinação do bem-estar" desses (PAES DE BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2003, p. 11). Assim, conforme os resultados, as rendas domiciliares total e *per capita* médias da amostra são de R\$1.297,27 e de R\$455,53, respectivamente, para o ano de 2013. Como sublinha Kageyama (2001), em média, o nível de renda rural é baixo, bem como inferior àquele observado no meio urbano. Em maior parte, esse fato decorre da ocupação dessa população em atividades agropecuárias de baixa qualificação e produtividade, sendo agravado pelo exercício de atividades não remuneradas de auxílio à pequena produção familiar ou orientadas à produção para o próprio consumo que, na maioria dos casos, não agrega valor para o rendimento domiciliar (CGEE, 2013).

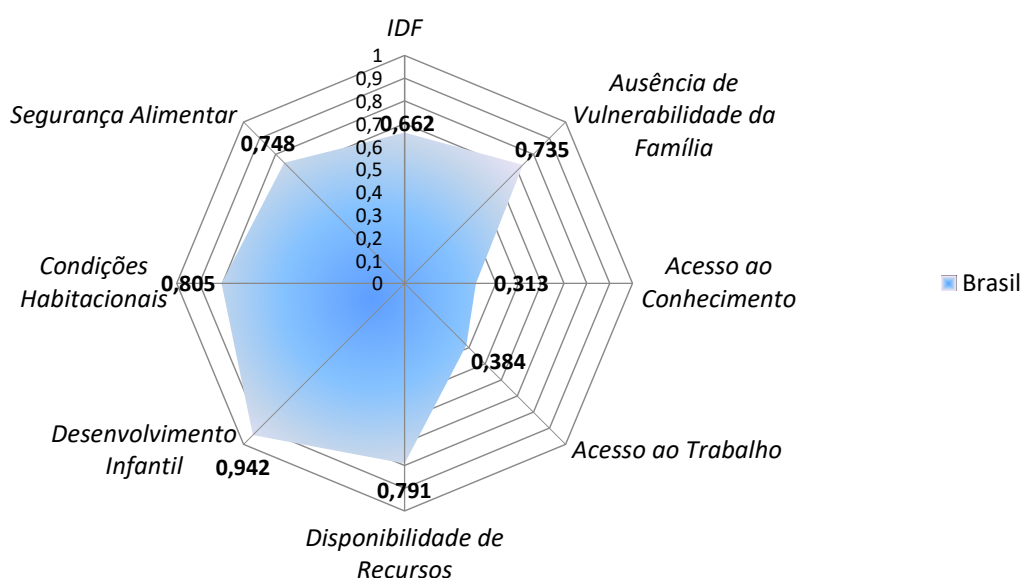
Entretanto, segundo Buainain et al. (2014), apesar de ainda baixa, a renda média no meio rural cresceu nos últimos anos. Dentre outros fatores, contribuíram para a elevação da renda média rural: *i*) a valorização do salário mínimo; *ii*) os programas sociais de transferências de renda; *iii*) os aumentos dos salários e da produtividade, decorrentes das tecnologias incorporadas na produção agropecuária e que demandam trabalhadores mais qualificados; *iv*) o crescimento da participação do trabalho assalariado com carteira de trabalho; e *v*) a pressão ocasionada nos salários devido à redução da população ocupada agrícola.

Já com enfoque nos indicadores sintéticos, o IDF calculado para os domicílios rurais brasileiros, de acordo com os microdados da PNAD (2013)¹⁰, tem média igual a 0,662 (Figura 1). Contribuem negativamente para o valor do IDF as dimensões Acesso ao Conhecimento e Acesso ao

¹⁰ Uma vez que a PNAD adota um plano amostral estratificado e conglomerado com um ou mais estágios de seleção, *i.e.*, não sendo uma amostra aleatória simples com reposição, um tratamento incorreto do desenho amostral geraria resultados viesados. Desta forma, é imprescindível a declaração do desenho como sendo uma amostra complexa para a obtenção de estimativas não viciadas das variâncias (SILVA; PESSOA; LILA, 2002).

Trabalho, que têm valores médios muito inferiores às demais dimensões. Em relação à primeira dimensão, seu valor médio igual a 0,313 pode ser atribuído ao alto contingente de analfabetos e ao baixo nível de escolaridade da população rural. Já em relação ao trabalho (0,384), esse subíndice é prejudicado pelas maiores rotatividade e informalidade dos postos de trabalho, assim como pelos menores rendimentos auferidos nas atividades agrícolas. Essas menores rendas agrícolas interferem ainda no terceiro subíndice, referente à Disponibilidade de Recursos, cujo valor médio é 0,791.

Figura 1 – Biograma do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), Brasil rural, 2013



Fonte: Elaboração própria.

Por sua vez, as características relacionadas ao Desenvolvimento Infantil e às Condições Habitacionais dos domicílios, com valores médios iguais a 0,942 e 0,805, respectivamente, representam elevado atendimento a esses aspectos das condições de vida e, logo, elevam o IDF para a população residente no rural do País.

Dessa forma, o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) mensurado para os domicílios rurais brasileiros, com valor médio igual a 0,662 para 2013, indicou, conforme a classificação proposta por Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003)¹¹, um nível de desenvolvimento médio para esse setor. Apenas se reitera que o valor médio é muito próximo do limiar 0,670.

Após esse exame resumido do IDF, suas dimensões e seus respectivos indicadores socioeconômicos são analisados pormenorizadamente nas próximas tabelas. De início, as estatísticas da dimensão Ausência de Vulnerabilidade das Famílias são expostas na Tabela 3.

Conforme os resultados, em relação ao componente Fecundidade, a média 0,926 diz que 7,4% dos domicílios rurais têm pelo menos 1 (um) filho nascido nos últimos dois anos. No que diz respeito aos Cuidados Especiais que devem ser tomados para com indivíduos específicos, as médias 0,603 e 0,667 mostram que 39,7% e 33,3% dos domicílios têm presença de, pelo menos, uma criança e um idoso, respectivamente. É interessante notar no componente Cuidados Especiais o alto desvio padrão face às médias de seus indicadores. Destaca-se ainda que em 75,7% dos domicílios rurais há membros que vivem conjugalmente ou como companheiros. Por fim, com média igual a 0,951, em 4,9% nesses domicílios os filhos são educados e criados sem a presença das mães, devido a essas morarem fora da unidade domiciliar. Em parte, as mães residem fora do domicílio devido ao trabalho não agrícola que, com maiores salários, possibilita a redução da vulnerabilidade para seus

¹¹ São considerados para a análise e classificação do índice os valores de corte de 0,670 e 0,500, que indicam situações de 'grave' e 'muito grave' desenvolvimento dos domicílios, respectivamente.

filhos ou, ainda, de suas famílias. Nesse sentido, ressalta-se que no meio rural a taxa de ocupação das mães é superior a das mulheres sem filhos (NERI; MELO; MONTE, 2012).

Tabela 3 – Estatísticas da dimensão ausência de vulnerabilidade da família, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Ausência de vulnerabilidade da família	0,735	0,157
Ausência de filho(a) de até 1 ano	0,926	0,263
Ausência de filho(a) de até 2 anos	0,888	0,315
Ausência de crianças	0,603	0,489
Ausência de adolescentes	0,445	0,497
Ausência de jovens	0,374	0,484
Ausência de idosos	0,667	0,471
Presença de cônjuge	0,757	0,429
Maioria dos membros em idade ativa	0,547	0,498
Ausência de criança cuja mãe morreu	0,995	0,068
Ausência de criança cuja mãe mora fora	0,951	0,215

Fonte: Elaboração própria.

Ao avançar para outra dimensão, todos os indicadores socioeconômicos da dimensão Acesso ao Conhecimento, apresentados na Tabela 4, contribuem para um baixo índice de desenvolvimento educacional dos domicílios rurais (0,313). Entretanto, ressalva-se o elevado desvio-padrão para essa dimensão. Nota-se por meio da média 0,629 que 37,1% dos domicílios rurais têm pelo menos um membro adulto analfabeto. Além disso, somente 16,8% e 3,9% dos domicílios formaram algum de seus membros no ensino médio e superior, respectivamente. Como cálculo complementar, analisam-se os anos de estudo médio dos adultos. Segundo os resultados, os domicílios rurais têm média de 6,3 anos de estudo. Um nível baixo de escolaridade, mas coerente para as áreas rurais, em decorrência da maior dificuldade de acesso às escolas (ALVES; ROCHA, 2010), assim como da maior probabilidade do exercício do trabalho precoce, remunerado ou de ajuda, marcante para as décadas anteriores.

Tabela 4 – Estatísticas da dimensão acesso ao conhecimento, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Acesso ao conhecimento	0,313	0,267
Ausência de adulto analfabeto	0,629	0,483
Presença de membro com fundamental	0,103	0,304
Presença de membro com ens. médio	0,168	0,374
Presença de membro com ens. superior	0,039	0,193
Presença de trabalhador qualificado	0,207	0,405

Fonte: Elaboração própria.

Ney e Hoffmann (2009) afirmam que existem evidências inequívocas da interação entre o baixo nível educacional e as graves condições de vida. Segundo a literatura, o nível educacional é um dos fatores (meios) que mais contribui para a melhora do nível de bem-estar e, conseqüentemente, para a redução da pobreza. Para Marinho e Araújo (2010), a contribuição da educação no combate à pobreza decorre do fato de ela, quando considerada um ativo, e nos mercados um ativo escasso, ser capaz de gerar renda para os seus proprietários. Em vista disso, espera-se que um indivíduo busque sempre uma maior formação educacional no intuito de melhorar sua capacitação e, assim, ser capaz de obter uma melhor qualificação no mercado de trabalho. Ou ainda, ser capaz de absorver novos conteúdos e processos produtivos que, ao promover um ambiente organizacional inovador, gera maior produtividade e valor agregado (VIEIRA; FISHLOW, 2017).

Contudo, nessa premissa, apenas 20,7% dos domicílios rurais têm algum membro trabalhador com qualificação média ou elevada¹². Ou seja, somente essa pequena parcela pode ter absorvido da educação uma formação capaz de qualificá-lo a exercer uma atividade, seja agrícola ou não agrícola, de maior remuneração (BUAINAIN et al., 2014).

No que concerne à dimensão Acesso ao Trabalho, conforme Paes de Barros, Carvalho e Franco (2003, p. 11): "tão importante quanto garantir que as famílias tenham acesso aos meios que necessitam, é dar-lhes a oportunidade de usá-los" por meio de suas capacidades produtivas. O baixo indicador para esse subíndice (0,384), já mencionado na Figura 1 e agora desmembrado na Tabela 5, é fortemente afetado pelos menores rendimentos auferidos no setor agrícola, no qual apenas 16,4% dos domicílios têm algum trabalhador com rendimento superior a 2 salários mínimos (SM). Além disso, do total de domicílios, somente 38,6% têm algum membro que recebe mais de 1 SM em suas atividades profissionais. Esses percentuais são resultantes ainda da baixa qualificação dos postos de trabalho observada na dimensão anterior. Em especial para a amostra de 'estabelecimentos rurais de pequeno porte sob gestão familiar', com baixos níveis de emprego tecnológico e de produtividade ou, ainda, orientados à produção para o próprio consumo (NAVARRO; PEDROSO, 2011; CGEE, 2013; BUAINAIN et al., 2014).

Tabela 5 – Estatísticas da dimensão acesso ao trabalho, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Acesso ao trabalho	0,384	0,262
Maior parte em idade ativa ocupada ¹³	0,662	0,473
Trabalhador há mais de 6 meses	0,123	0,329
Trabalhador formal ¹⁴	0,592	0,492
Trabalhador não agrícola	0,377	0,485
Trabalhador de 1 salário mínimo	0,386	0,487
Trabalhador de 2 salários mínimos	0,164	0,370

Fonte: Elaboração própria.

Nesse contexto de rendimentos na pequena produção, Alves e Rocha (2010) salientam que o salário mínimo tem impacto direto na migração campo-cidade, uma vez que funciona como referência para as tomadas de decisões dos membros familiares entre manterem-se na atividade rural ou buscarem novas oportunidades no mercado de trabalho urbano.

Esses salários são ainda menores quando considerada a informalidade nas relações de emprego, tão presente no setor produtivo rural (NAVARRO; PEDROSO, 2011). De acordo com as estatísticas, é expressiva a parcela de domicílios que tem algum morador que trabalha no setor informal da economia (40,8%). Buainain et al. (2014, p. 581) expõem que, dentre outras consequências negativas, a informalidade "coloca parcela importante dos trabalhadores à margem do sistema de proteção social".

Além disso, contribuem para o baixo nível de Acesso ao Trabalho: a alta rotatividade inerente ao trabalho agrícola, em que somente 12,3% dos domicílios têm algum residente que trabalha há mais de 6 meses no mesmo (atual) emprego; e a desocupação, cuja média 0,662 mostra que 33,8% dos domicílios rurais têm algum morador que, mesmo em idade ativa, não trabalha. Esses indicadores, em virtude da mão de obra rural ainda ser predominantemente pouco qualificada, são explicados, em parte, pela reestruturação tecnológica do setor produtivo rural que impactou diretamente seu mercado de trabalho. A modernização tecnológica na agropecuária, ao demandar

¹² Devido à subjetividade quanto à classificação de um trabalhador com qualificação média ou alta, segundo sua posição de ocupação ou grupamento ocupacional, associa-se como trabalhador com qualificação média ou alta aquele indivíduo que estava ocupado na semana de referência e tinha, no mínimo, concluído o ensino médio.

¹³ Para a variável pessoa ocupada, ocupada em setor formal e em setor não agrícola, são considerados os indivíduos com mais de 10 anos de idade.

¹⁴ Por ocupação formal consideram-se os trabalhadores com carteira de trabalho assinada, funcionários públicos, trabalhador por conta própria ou empregador. Trabalhadores sem carteira assinada, para o próprio uso ou consumo e sem remuneração são caracterizados como informais.

cada vez mais trabalhadores qualificados para atender aos novos critérios de produção, alterou tanto a quantidade como a qualidade de sua mão de obra. Logo, contribuiu para aumentar a subutilização da força de trabalho, ou seja, reduzir a empregabilidade de trabalhadores permanentes e elevar a sazonalidade da demanda por trabalho (BUAINAIN et al., 2014). Todavia, quanto à desocupação, a estimativa poderia indicar que esses membros estivessem estudando ao invés de trabalhando, o que seria um aspecto interessante para esses domicílios.

Como ainda mencionado por Buainain et al. (2014), observa-se como outro aspecto relevante do mercado de trabalho agrícola brasileiro que a mão de obra no setor tem se tornado cada vez mais escassa, isto é, há uma tendência de queda da população ocupada em atividades agrícolas. Essa dinâmica é observada na Tabela 5, em que 37,7% dos domicílios têm algum membro com renda não agrícola.

Parte-se agora para uma análise mais monetária e unidimensional do Desenvolvimento. Conforme apresentado na Tabela 6, a dimensão Disponibilidade de Recursos tem valor médio igual a 0,791, influenciado pelas baixas rendas advindas no setor agropecuário (e discutidas na dimensão anterior), assim como pelo grau de dependência desses domicílios em relação às transferências governamentais.

Tabela 6 – Estatísticas da dimensão disponibilidade de recursos, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Disponibilidade de recursos	0,791	0,262
Renda per capita acima de 1/4 SM	0,933	0,250
Renda per capita acima de 1/2 SM	0,847	0,360
Maior parte da renda advinda do trabalho ¹⁵	0,592	0,491

Fonte: Elaboração própria.

A maior parcela dos estabelecimentos agropecuários pertence à categoria da agricultura familiar (BUAINAIN et al., 2014), ou como melhor definida por Navarro e Pedrosa (2011): à classe dos 'estabelecimentos rurais de pequeno porte sob gestão familiar'. Esses estabelecimentos, dentre outras restrições, apresentam menor acesso ao crédito e a capacidades gerencial e de absorção de conhecimento e tecnologia, do que o resto da economia. E, em virtude do baixo valor agregado que é gerado por esse expressivo contingente de produtores rurais, a solução do problema da renda e, logo, da pobreza, somente por meio da agropecuária tem pouca possibilidade de êxito. Observa-se que, em muitos casos, "o estabelecimento serve basicamente como moradia, sendo a atividade agrícola insignificante" (ALVES; ROCHA, 2010, p. 276).

Nesse contexto, a diversificação das fontes de renda promovida pelas políticas estatais cumpriu e cumpre papel essencial para a composição do rendimento do agregado familiar e para o desenvolvimento rural (SANTOS, 1993; CGEE, 2013). Como consequência, Neri; Melo e Monte (2012, p. 91) afirmam que "a renda do trabalho é relativamente menos importante na área rural do que no resto do país", devido à maior importância relativa dos benefícios previdenciários e dos programas sociais, como: as aposentadorias e o Bolsa Família. Ao serem marcantes para o meio rural, essas políticas reduzem a participação do trabalho como fonte de renda e, logo, interferem no terceiro indicador dessa dimensão (0,592), impactando-o negativamente. Ressalta-se que a renda advinda dos programas sociais foi a fonte de renda que mais cresceu no rural brasileiro desde a virada do milênio (NERI; MELO; MONTE, 2012).

As rendas não agrícolas conjuntamente com o aumento do salário mínimo e com as políticas de desenvolvimento rural direcionadas aos 'estabelecimentos rurais de pequeno porte sob gestão familiar', como: o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae) tiveram importante contribuição para a redução da pobreza rural (NERI; MELO; MONTE, 2012; BUAINAIN et al., 2014; VIEIRA; FISHLOW, 2017). Entretanto, os indicadores de pobreza

¹⁵ Definido como a razão entre o somatório do rendimento mensal individual de todos os trabalhos, excluindo-se as pessoas que declararam possuir rendimento nulo, e o somatório do rendimento total (ou de todas as fontes).

mostram que é preciso avançar. Observa-se que 84,7% dos domicílios rurais apresentam renda domiciliar *per capita* superior à linha de pobreza (de 1/2 SM), ou seja, 15,3% dos domicílios se encontram no estado de pobreza, ao passo que 6,7% se encontram no estado de pobreza extrema (0,933).

É possível observar por meio da Tabela 7 um elevado nível de Desenvolvimento infanto-juvenil em todos os seus indicadores¹⁶. Nota-se, com média igual a 0,960, que em 4,0% dos domicílios rurais há algum jovem entre 10 e 16 anos que trabalha. Sublinha-se que no meio rural o trabalho infantil é mais comum, funcionando como uma 'ajuda' na força de trabalho familiar e na geração de renda domiciliar. Todavia, sendo um fator prejudicial ao desenvolvimento educacional dessas crianças, Buainain et al. (2014) citam que os programas de erradicação, o maior rigor na legislação trabalhista e os ganhos socioeconômicos das últimas décadas contribuíram para a redução do trabalho infanto-juvenil nas áreas rurais.

Tabela 7 – Estatísticas da dimensão desenvolvimento infantil, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Desenvolvimento infantil	0,942	0,089
Jovem até 14 anos trabalhando	0,982	0,133
Jovem até 16 anos trabalhando	0,960	0,197
Criança até 6 anos fora da escola	0,936	0,245
Membro de 7 a 14 anos fora da escola	0,992	0,091
Membro de 7 a 17 anos fora da escola	0,961	0,192
Membro até 14 anos com atraso escolar	0,906	0,291
Membro de 10 a 14 anos analfabeto	0,989	0,105
Membro de 15 a 17 anos analfabeto	0,997	0,053
Filho(a) morreu	0,801	0,399
Filho(a) nasceu morto (natimorto)	0,943	0,232

Fonte: Elaboração própria.

Já a maior proporção de domicílios com crianças entre 3 e 6 anos de idade fora da sala de aula (6,4%, *i.e.*, média igual a 0,936), em comparação com outros dois indicadores de Acesso à Escola, pode ser resultante da maior dificuldade de acesso a creches e pré-escolas no meio rural, bem como da insegurança recorrente dos pais em deixarem seus filhos em idades menores só tanto para utilizarem o transporte público escolar quanto para ficarem nas próprias instituições.

Além disso, nessa dimensão, sobressai negativamente o componente Mortalidade Infantil. Com média igual a 0,801 para o penúltimo indicador, em 20,0% dos domicílios o pleno desenvolvimento das crianças não foi garantido, perdendo essas a vida antes mesmo de chegarem à fase adulta. Por sua vez, a média 0,943 mostra que 5,7% dos domicílios rurais tiveram bebês nascidos mortos (natimorto).

Por seu turno, na Tabela 8, são apresentados os indicadores das Condições Habitacionais. O alto índice das condições de moradia da população rural (0,805) é coerente com os bons indicadores primários dessa dimensão¹⁷. É possível observar o *efeito cascata* no componente Acesso a Bens Duráveis, cuja percentagem reduz desde o indicador presença de fogão e geladeira (0,875) até o

¹⁶ Entretanto, é importante reconhecer uma limitação na construção dos indicadores que compõem o IDF, especialmente quando se analisa a dimensão Desenvolvimento Infantil. Essa limitação está relacionada à natureza dicotômica dos indicadores socioeconômicos, o que, de certa forma, tende a superestimar os índices de bem-estar. Por exemplo, ao avaliar a alfabetização de jovens entre 15 e 17 anos, se um domicílio tem um jovem analfabeto, recebe valor igual a zero; caso tenha todos os jovens alfabetizados, esse recebe valor igual a 1 (um); mas e aqueles domicílios que não têm jovens nessa faixa de idade como membros da unidade domiciliar? Esses domicílios acabam também por receber valores iguais a 1 (um) para o indicador, 'superestimando-o'.

¹⁷ Entretanto, é importante destacar, como limitação para a dimensão Condições Habitacionais, a ausência de outros aspectos físicos dos domicílios, *e.g.*, aqueles alusivos à construção de telhados, pisos, portas, janelas etc., em razão da limitação da base de dados; ainda mais quando as características que compõem a dimensão já fazem parte de quase toda a paisagem rural brasileira, em decorrência elevação da renda (ALVES; ROCHA, 2010).

indicador presença de fogão, geladeira, televisão e telefone fixo ou móvel (0,674). Ainda dentro desse componente, apenas 13,4% dos domicílios têm computador. Como análise adicional, os resultados mostram que 54,4% dos domicílios rurais têm veículo (motocicleta ou automóvel) e 22,8% têm freezer. Esses bens ou itens são considerados por serem importantes para a qualidade de vida daqueles que residem nas áreas rurais. Por exemplo, os veículos facilitam o deslocamento até as áreas urbanas ou a realização de trabalhos agrícolas; enquanto o freezer acondiciona adequadamente os alimentos que são produzidos e/ou abatidos nos próprios domicílios.

Tabela 8 – Estatísticas da dimensão condições habitacionais, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Condições habitacionais	0,805	0,176
Domicílio próprio	0,789	0,408
Densidade de até 2 moradores	0,831	0,374
Material Permanente	0,792	0,406
Acesso adequado à água	0,741	0,438
Saneamento e esgoto	0,870	0,336
Acesso à eletricidade	0,973	0,163
Fogão e geladeira	0,875	0,331
Fogão, geladeira e televisão	0,862	0,344
Fogão, geladeira, televisão e telefone	0,674	0,469
Fogão, geladeira, televisão, telefone e computador	0,134	0,341

Fonte: Elaboração própria.

Como fatores negativos, as médias 0,741, 0,870 e 0,792 evidenciam que nem todos os domicílios rurais têm abastecimento de água (25,9%), esgotamento sanitário adequado (13,0%), bem como são construídos com material permanente (20,8%), respectivamente. De acordo com o CGEE (2013), para os 'estabelecimentos moradia', isto é, aqueles de pequeno porte em que a produção agropecuária é insignificante, as condições habitacionais têm papel importante na qualidade de vida das famílias, e, por conseguinte, precisam ser focalizadas pelas políticas públicas. Por exemplo, vale lembrar que o Programa Luz para Todos permitiu a mecanização nos processos de produção e a superação da agricultura tradicional, impactando positivamente a viabilidade dos pequenos produtores.

Cabe ainda notar que 21,1% dos domicílios não são próprios (média igual a 0,789). Esse aspecto está conexo às relações de trabalho e de posse da terra. Por exemplo, um trabalhador rural pode morar em um domicílio cedido pelo empregador; ou, ainda, uma família rural pode residir em um domicílio situado em área arrendada (NERI; MELO; MONTE, 2012).

Após as dimensões que compõem o IDF, abre-se aqui um parêntese para avaliar indicadores conexos à Segurança Alimentar. Uma alimentação contínua e adequada está intimamente relacionada a melhores níveis nutricionais e de saúde e, logo, à qualidade de vida da população. Assim sendo, observa-se na Tabela 9 que o indicador com valor médio mais baixo (0,699) revela que 30,1% dos domicílios rurais se preocupam com a falta ou término de alimentos antes da obtenção de recursos para uma nova compra; fato esse intimamente associado à pobreza.

Tabela 9 – Estatísticas da dimensão segurança alimentar, Brasil rural, 2013

	Média	Desvio Padrão
Segurança alimentar	0,748	0,384
Presença de alimentos	0,778	0,416
Alimentação suficiente	0,777	0,416
Alimentação saudável e variada	0,738	0,440
Despreocupação término de alimentos	0,699	0,459

Fonte: Elaboração própria.

Nessa dimensão, é essencial destacar a presença, em muitos domicílios rurais, de pequenas criações e cultivos destinados a atender parte das necessidades de consumo alimentar da própria família. Como as estruturas de consumo da área urbana e da rural são diferenciadas, em razão da produção para o autoconsumo, pessoas com rendimentos semelhantes tendem a estar mais satisfeitas nas áreas rurais, ou seja, a produção para o autoconsumo se torna um importante aspecto positivo para a apreciação do bem-estar familiar (CGEE, 2013).

Entretanto, mesmo diante de um grau elevado de suficiência de alimentos (0,777), a média 0,738 mostra que em 26,2% dos domicílios rurais há, pelo menos, um membro que considera não ter uma alimentação saudável e variada. Sobre essa estatística, Hoffmann (2014) ressalta que é preciso levar em conta o caráter subjetivo das respostas referentes à Pesquisa Suplementar de Segurança Alimentar da PNAD de 2013.

Assim, expostos os resultados acerca de cada uma das dimensões consideradas, as próximas seções apresentam a versatilidade no emprego do IDF quanto à desagregação.

4.1.2. Análise do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) para o rural brasileiro conforme as faixas de rendimento

O IDF calculável ao nível de cada domicílio pode ser facilmente aglomerado para qualquer grupo econômico, social ou demográfico. Dessa forma, nesta seção, o IDF é estimado para os domicílios rurais do País segundo os estratos de rendimento domiciliar *per capita* (Tabela 10).

Como se observa na Tabela 10, o IDF é maior conforme mais elevado o estrato de rendimento domiciliar *per capita*. Esse é um resultado esperado, haja vista que a literatura evidencia que quanto maior a renda domiciliar maior o nível de bem-estar da população (NEY; HOFFMANN, 2009). Nesse ponto, com valor médio bem abaixo para os demais estratos na dimensão Disponibilidade de Recursos, observa-se a maior dependência à renda para os domicílios pertencentes ao primeiro estrato de renda (até 1/4 SM – extrema pobreza).

Tabela 10 – Médias do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e de suas dimensões, de acordo com as faixas de renda, Brasil rural, 2013

	Faixas de Renda Domiciliar <i>Per Capita</i>				
	Até 1/4 SM	Entre 1/4 e 1/2 SM	Entre 1/2 e 1 SM	Entre 1 e 2 SM	Superior a 2 SM
IDF	0,547	0,658	0,666	0,728	0,773
Ausência de vulnerabilidade da família	0,722	0,719	0,731	0,762	0,759
Acesso ao conhecimento	0,244	0,299	0,286	0,380	0,464
Acesso ao trabalho	0,210	0,327	0,376	0,533	0,645
Disponibilidade de recursos	0,468	0,899	0,834	0,866	0,927
Desenvolvimento infantil	0,930	0,933	0,945	0,960	0,961
Condições habitacionais	0,710	0,775	0,827	0,867	0,884
Segurança alimentar	0,521	0,679	0,811	0,902	0,893

Nota: SM = Salário Mínimo.

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à dimensão Vulnerabilidade das Famílias (e não ausência desta), essa é maior para os domicílios que se encontram no estado monetário de extrema pobreza (0,722) e de pobreza (0,719). Já os indicadores da dimensão Acesso ao Conhecimento são bem melhores para os domicílios pertencentes às duas últimas faixas de renda domiciliar *per capita*. De acordo com Paes de Barros et al. (2001), o baixo investimento em capital humano é tanto mais acentuado quanto mais pobre é a família. Quando a renda domiciliar é muito baixa, as famílias dependem do trabalho de seus membros mais jovens e, com isso, deixam de investir na educação dos filhos e optam por colocá-los para trabalhar de forma precoce, a fim de obter auxílio à geração de renda.

Segundo ainda os autores acima, dado que os indivíduos menos escolarizados serão, com maior probabilidade, pobres no futuro, essa natureza diferenciada de investimento em educação pode levar à perpetuação intergeracional da pobreza. Daí a importância de rendas domiciliares maiores para o

acompanhamento educacional e para o pleno Desenvolvimento Infantil, os jovens de domicílios com maior renda per capita têm maiores chances de frequentarem a escola, enquanto os jovens mais pobres são os que mais precocemente entram no mercado de trabalho (MARINHO; ARAUJO, 2010). Somam-se a esse agravante os fatos dos jovens e das crianças mais pobres terem menor motivação para aprender, menor participação em atividades extracurriculares, bem como apresentarem taxas mais elevadas de analfabetismo e de abandono escolar (SHADPOUR, 2013).

Por sua vez, o Acesso ao Trabalho, assim como o IDF – *i.e.*, crescente com o aumento da renda domiciliar *per capita* –, é resultante sobretudo dos ganhos salariais. Esse diferencial salarial, positivamente relacionado com a renda domiciliar *per capita*, é consequência das melhores condições de trabalho nos postos formais e não agrícolas que exigem maior qualificação dos trabalhadores (BUAINAIN et al., 2014).

É interessante elucidar ainda que maiores níveis de rendimento *per capita* possibilitam não somente a aquisição de bens duráveis em um primeiro momento (SANTOS, 1993), mas também melhorias de infraestrutura da residência, ou seja, acessos adequados à água, à eletricidade, a esgotamento sanitário, etc. Em suma, maiores estratos de renda domiciliar traduzem-se em níveis superiores de Condições Habitacionais.

Por fim, os resultados para a dimensão Segurança Alimentar encontram respaldo em Hoffmann (2014). Segundo o autor, como a dificuldade de acesso regular e permanente aos alimentos por um contingente significativo da população decorre majoritariamente da insuficiência de renda, quanto menor a classe de rendimento mensal domiciliar *per capita*, maior a proporção de domicílios em situação de insegurança alimentar. Nesse contexto, programas sociais de transferência de renda podem cumprir função essencial para a aquisição de alimentos e para a produção familiar (CGEE, 2013); o que minimizaria a restrição qualitativa e quantitativa de alimentos ou, ainda, o fenômeno da fome nesses domicílios.

4.1.3. Análise do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) para o rural brasileiro conforme os grupos vulneráveis

Nesse tópico, são expostos os cálculos do IDF e de suas respectivas dimensões em relação a quatro grupos que estudos de cunho sociológico apontam como predominantemente vulneráveis (Tabela 11). São eles: *i*) domicílios cujas responsabilidades pertencem às mulheres ('chefiados' por mulheres); *ii*) domicílios 'chefiados' por negros; *iii*) domicílios 'chefiados' por trabalhadores(as) agrícolas; *iv*) e domicílios 'chefiados' por mulheres negras. Esses grupos são considerados vulneráveis em decorrência da discriminação que se traduz em menor acesso ao mercado de trabalho ou menor remuneração (ROCHA; MOREIRA; SANTOS, 2008).

Tabela 11 – Médias do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) de suas dimensões, de acordo com os grupos vulneráveis, Brasil rural, 2013

	Características dos Responsáveis pelos Domicílios						
	Masculino	Feminino	Branco	Negro	Não-Agrícola	Agrícola	Feminino e Negra
IDF	0,670	0,629	0,700	0,640	0,754	0,635	0,614
Ausência de vulnerabilidade da família	0,750	0,679	0,746	0,728	0,760	0,727	0,672
Acesso ao conhecimento	0,319	0,294	0,379	0,277	0,447	0,276	0,268
Acesso ao trabalho	0,400	0,326	0,436	0,356	0,598	0,323	0,306
Disponibilidade recursos	0,806	0,733	0,830	0,769	0,937	0,749	0,718
Desenvolvimento infantil	0,946	0,928	0,955	0,936	0,956	0,939	0,921
Condições habitacionais	0,802	0,816	0,855	0,777	0,831	0,797	0,798
Segurança alimentar	0,756	0,718	0,850	0,691	0,786	0,737	0,662

Fonte: Elaboração própria.

Os índices apresentados corroboram com a hipótese de vulnerabilidade para esses grupos, em que todos têm um nível de desenvolvimento abaixo daquele observado nos grupos contrafactuais. Assim, os três primeiros grupos vulneráveis – domicílios 'chefiados' por mulheres, por negros ou

por trabalhadores (as) agrícolas – apresentam IDFs inferiores aos verificados para os domicílios cuja sustentabilidade pertence aos homens, aos brancos e aos que exercem atividades não agrícolas. A piora nos indicadores ocorre para a totalidade das dimensões em que os grupos vulneráveis apresentam indicadores inferiores aos verificados para os contrafactuais. Apesar da dimensão Condições Habitacionais, com índice igual a 0,816, ser superior para os domicílios sob responsabilidade das mulheres frente aos 'chefiados' por homens (0,802), a diferença não é estatisticamente significativa.

Assim, nos domicílios rurais sob responsabilidade das mulheres, o IDF é pior ao contrafactual em cerca de 4 pontos percentuais (p.p.). Nesse grupo, são graves as dimensões Acesso ao Conhecimento (0,294) e Acesso ao Trabalho (0,326). Esses resultados, conforme Najjar, Baptista e Andrade (2008), servem como instrumentos de monitoramento e implementação para as políticas públicas de combate à feminização da pobreza, uma vez que as mulheres que sustentam os domicílios rurais têm dificuldades para obter trabalho remunerado e com carteira assinada, bem como possuem rendas e níveis de escolaridade menores.

No que diz respeito aos domicílios 'chefiados' por negros, esses têm um IDF igual a 0,640. Tais domicílios apresentam os piores indicadores de Condições Habitacionais (0,777) e de Segurança Alimentar (0,691) dentre os três primeiros grupos vulneráveis. Os indicadores desse grupo de domicílios refletem a situação social dos negros na sociedade brasileira, marcada por: desigualdade de acesso à escola e menor nível de educação; dificuldade de inserção no mercado de trabalho e exercício de atividades em setores com menor remuneração; discriminação de renda; e maior representatividade nas regiões Norte e Nordeste, onde as condições de trabalho são piores (GUIMARÃES, 2006).

Já em relação aos domicílios cujos responsáveis têm atividade principal no setor agrícola, nota-se que esse grupo vulnerável apresenta a maior variação de IDF quando comparado ao seu contrafactual, *i.e.*, ao grupo de domicílios rurais cujos responsáveis exercem atividades não agrícolas. A diferença no IDF entre esses dois grupos é de quase 12 pontos percentuais. Além disso, devido à maior disponibilidade de alimentos resultante da produção para o autoconsumo, os 'domicílios agrícolas' têm o maior indicador médio para a dimensão Segurança Alimentar – 0,737. No mais, as características dos postos de trabalho (0,323), bem como de acesso à educação (0,276) para esse grupo são piores do que as referentes aos dois grupos vulneráveis anteriores.

Por fim, é interessante verificar um efeito cascata negativo sobre o último grupo vulnerável considerado. Quando o domicílio rural é sustentado financeiramente por mulheres negras, tanto o IDF quanto os demais subíndices são inferiores aos indicadores dos outros seis grupos de domicílios; a ressalva do indicador alusivo às condições de moradia (0,798). Desse modo, os domicílios 'chefiados' por mulheres negras têm o pior Índice de Desenvolvimento da Família (0,614), ou seja, encontram-se, em média, em situações de grave desenvolvimento humano e social.

4.1.4. Análise do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) para o rural brasileiro conforme as grandes regiões

Por meio da agregação geográfica do IDF, descreve-se agora o perfil socioeconômico das grandes regiões brasileiras, assim como as diferenças espaciais de desenvolvimento. Dessa forma, observa-se que o nível de desenvolvimento dos domicílios nordestinos encontra-se quase 11 p.p. abaixo da média da região Sul, em melhor situação nacional, cujo IDF é igual a 0,730 (Tabela 12). As regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, com Índices de Desenvolvimento da Família iguais a 0,730, 0,717 e 0,707, respectivamente, e mais próximos da borda na Figura 2, podem ser consideradas como regiões de elevado nível de desenvolvimento para os domicílios rurais. Enquanto que os IDFs do Norte (0,644) e do Nordeste (0,619), mais próximos da origem, indicam que essas áreas se encontram em situações de grave desenvolvimento.

Em relação às duas regiões mais críticas, verifica-se que o Nordeste apresenta os piores indicadores para as dimensões Ausência de Vulnerabilidade das Famílias (0,709), Acesso ao Conhecimento (0,247), Acesso ao Trabalho (0,314), Disponibilidade de Recursos (0,715) e

Segurança Alimentar (0,637). Por sua vez, os domicílios da região Norte apresentam os piores índices de Desenvolvimento Infantil (0,926) e Condições Habitacionais (0,684). Salienta-se que as condições de moradia dos domicílios nortistas e de alimentação dos nordestinos estão 12 p.p. e 11 p.p. abaixo da média nacional, respectivamente. Portanto, percebe-se que os níveis de bem-estar dos domicílios rurais das regiões Norte e Nordeste são menores não somente em relação ao índice sintético IDF, como também para as médias das dimensões; inclusive para as rendas domiciliares total e *per capita*, numa avaliação monetária.

Tabela 12 – Médias do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF), de suas dimensões e indicadores socioeconômicos, de acordo com as grandes regiões, Brasil rural, 2013

Variável	Grandes Regiões					
	Brasil	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte	Nordeste
IDF	0,662	0,707	0,730	0,717	0,644	0,619
Aus. de vulnerabilidade fam.	0,735	0,752	0,756	0,776	0,720	0,719
Ausência de criança	0,603	0,665	0,719	0,683	0,510	0,555
Ausência de idosos	0,667	0,651	0,600	0,724	0,730	0,671
Presença de cônjuge	0,757	0,762	0,782	0,757	0,773	0,742
Acesso ao conhecimento	0,313	0,363	0,429	0,366	0,318	0,247
Ausência de adulto analfabeto	0,629	0,746	0,844	0,767	0,668	0,483
Presença fundamental completo	0,103	0,108	0,153	0,115	0,103	0,084
Presença superior completo	0,039	0,047	0,072	0,060	0,034	0,023
Acesso ao trabalho	0,384	0,430	0,495	0,476	0,398	0,314
Maioria ocupada	0,662	0,682	0,789	0,642	0,648	0,619
Setor não agrícola	0,377	0,392	0,399	0,373	0,404	0,357
2 Salários mínimos	0,164	0,210	0,338	0,309	0,145	0,076
Disponibilidade de recursos	0,791	0,866	0,871	0,893	0,815	0,715
Acima da linha da pobreza	0,847	0,935	0,964	0,944	0,818	0,768
Desenvolvimento Infantil	0,942	0,954	0,963	0,959	0,926	0,933
Criança até 14 anos trabalha	0,982	0,991	0,988	0,989	0,962	0,981
Criança até 14 anos fora da escola	0,992	0,992	0,996	0,993	0,985	0,992
Criança até 14 anos analfabeta	0,989	0,999	0,999	0,996	0,980	0,983
Natimorto	0,943	0,938	0,961	0,955	0,947	0,936
Condições habitacionais	0,805	0,879	0,864	0,830	0,684	0,784
Material permanente	0,792	0,983	0,554	0,807	0,393	0,897
Acesso adequado à água	0,741	0,936	0,957	0,925	0,633	0,596
Saneamento e esgoto	0,870	0,972	0,979	0,970	0,851	0,785
Televisão	0,862	0,945	0,968	0,916	0,666	0,840
Segurança alimentar	0,748	0,892	0,907	0,860	0,695	0,637
Alimentação suficiente	0,777	0,907	0,911	0,872	0,737	0,678
Preocupação alimentação	0,699	0,862	0,881	0,830	0,636	0,573
Renda domiciliar total	1297,27	1504,27	1856,94	1561,42	1208,8	1056,34
Renda domiciliar per capita	455,53	538,54	667,69	600,61	389,99	366,07

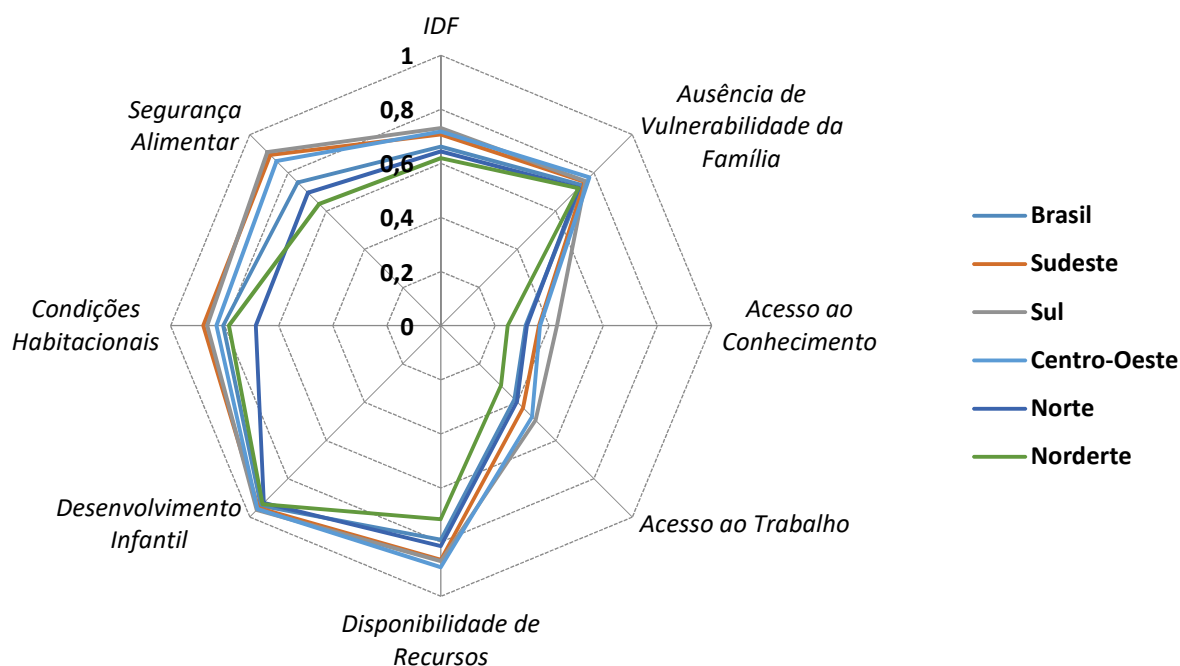
Fonte: Elaboração própria.

O pior nível de desenvolvimento domiciliar para a região Nordeste, mensurado nas dimensões, é reflexo, em primeira escala, de seus indicadores socioeconômicos. Por exemplo, no Nordeste, 51,7% das residências rurais têm pelo menos um adulto analfabeto; apenas 8,4% têm moradores com ensino fundamental completo; somente 7,6% têm trabalhadores remunerados em mais de 2 salários mínimos; e em 32,2% dos domicílios rurais nordestinos faltam alimentos.

Isso posto, os indicadores relacionados à educação, ao trabalho e à renda, e mencionados acima, demonstram a inequívoca maior associação dessas dimensões com o nível de desenvolvimento, haja vista que funcionam como meios que possibilitam alcançar a satisfação das demais necessidades e oportunidades (PAES DE BARROS; CARVALHO; FRANCO, 2003). Assim, o grave desenvolvimento dos domicílios rurais nordestinos é resultante, em parte, de um

mercado de trabalho, muitas vezes, informal e que exige baixo capital humano e qualificação, que acaba auferindo menor rendimento aos trabalhadores. Além disso, contribui para o atraso social à majoritária presença de estabelecimentos familiares de pequeno porte, que, em consequência da limitada incorporação de tecnologias e assistência técnica, têm baixas produtividades (VIEIRA FILHO; FISHOW, 2017; BUAINAIN et al., 2014).

Figura 2 – Biograma do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) conforme as Grandes Regiões, Brasil rural, 2013



Fonte: Elaboração própria.

É conveniente ainda detalhar alguns indicadores das Condições Habitacionais para as regiões Norte e Nordeste, uma vez que há disparidades em relação às demais regiões. Cita-se que 16,0% e 33,4% dos domicílios rurais do Nordeste e Norte não têm fogão ou geladeira ou televisão, respectivamente; 21,5% e 14,9% não têm esgotamento sanitário adequado, respectivamente; e cerca de 60,0% dos domicílios não têm acesso adequado à água. Por fim, destaca-se que somente 39,3% das residências rurais da região Norte são construídas com material permanente.

Por outro lado, percebe-se que o nível desenvolvimento rural da região Sul se encontra quase 7 pontos percentuais acima do desenvolvimento médio dos domicílios rurais brasileiros. Cabe destacar que, nessa região, têm-se os melhores indicadores para as dimensões Acesso ao Conhecimento (0,429), Acesso ao Trabalho (0,495), Desenvolvimento Infantil (0,963) e Segurança Alimentar (0,907). Como apresentado por Vieira Filho e Fishlow (2017), a região Sul obtém os melhores indicadores de desenvolvimento e o menor percentual de pobreza por ser considerada a região de maior dinamismo na produção familiar, uma vez que suas atividades agropecuárias são modernas, mais eficientes e com maior produtividade da terra e/ou do trabalho. Destaca-se ainda que, relativamente, é a região com mais trabalhadores com carteira assinada (emprego formal).

Já a região Centro-Oeste tem os melhores indicadores de Ausência de Vulnerabilidade das Famílias (0,776) e de Disponibilidade de Recursos (0,893). Essa última dimensão é positivamente impactada pela presença de domicílios com trabalhadores remunerados em mais de dois salários mínimos (30,9%). Fato esse relacionado ao melhor ambiente organizacional e ao maior dinamismo do setor agropecuário da região que, por meio de substanciais ganhos de produtividade via expansão da fronteira agrícola e intensificação e concentração da produção (apropriação de técnicas e tecnologias), com intensa seletividade, demanda mão de obra assalariada mais qualificada e especializada (BUAINAIN et al., 2014).

Portanto, como observado nos resultados, a ocorrência de padrões heterogêneos de desenvolvimento rural entre as regiões brasileiras se justifica, em grande parte, pela desigualdade de renda e de capacidade produtiva, que é resultante das especificidades regionais (por exemplo, condições climáticas, terras em condições adequadas, informalidade nas relações de trabalho e níveis educacionais) e do processo de modernização agrícola (*e.g.*, acesso ao crédito). Essa desigualdade favorece as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, com mais espaços organizacionais dinâmicos e inovadores a incorporarem conteúdo tecnológico às atividades agropecuárias; ao passo que mantém a estagnação das regiões marginalizadas Norte e Nordeste, marcadas por processos produtivos desarticulados. Nessas duas regiões, a desigualdade inviabiliza os investimentos e a inclusão dos agricultores de pequeno porte na dinâmica tecnológica, como ainda nos processos de aprendizado e difusão de novas técnicas de maior produtividade, o que prejudica o crescimento desses (HABERNAS, 1987; CASTRO; PORTO JR., 2007; VIEIRA FILHO; FISHOW, 2017).

Em suma, conforme o CGEE (2013, p. 134): "o ambiente socioeconômico e biofísico pode influenciar de maneira significativa a capacidade de geração de renda agrícola", que, por sua vez, permitiria o acesso às demais dimensões do desenvolvimento, por meio de sua capacidade em obtê-las via mercado.

Assim sendo, essa análise geográfica permitiu identificar não apenas quais regiões apresentam as piores infraestruturas, mas também em quais dimensões se concentram as maiores diferenças, possibilitando o seu mapeamento e espacialização, bem como favoreceu a comparabilidade para as distintas políticas públicas lidarem com as carências multidimensionais conforme as realidades regionais.

5. Conclusões

A partir da caracterização do desenvolvimento como um processo complexo de ordem econômica, política e, principalmente, humana e social, as mensurações do Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e de suas dimensões; além dos indicadores pertinentes à Segurança Alimentar para diferentes grupos sociais e demográficos representaram um esforço para melhor caracterizar esse fenômeno. Logo, foi possível identificar as dimensões de vida em que cada grupo de domicílios rurais e, logo, suas populações, é mais privado.

O Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) calculado para os domicílios rurais brasileiros, com valor médio igual a 0,662 para 2013, indicou um nível de desenvolvimento médio para esse setor. Além disso, o IDF foi maior conforme mais elevado o estrato de rendimento domiciliar *per capita*. Esse último resultado já era esperado haja vista que a literatura evidencia que quanto maior a renda domiciliar maior o nível de bem-estar da população. Observou-se assim a maior dependência à renda para os domicílios rurais pertencentes às faixas de renda mais baixas.

Na análise dos grupos vulneráveis, os índices mensurados corroboraram com a hipótese de vulnerabilidade para esses grupos, em que todos tiveram um nível de desenvolvimento abaixo daquele observado nos grupos contrafactuais. Isto é, os três grupos vulneráveis – domicílios 'chefiados' por mulheres, por negros ou por trabalhadores (as) agrícolas – apresentaram IDFs inferiores aos verificados para os domicílios cuja sustentabilidade pertence aos homens, aos brancos e aos que exercem atividades não agrícolas. Destaca-se que os domicílios rurais 'chefiados' por mulheres negras tiveram o pior nível de desenvolvimento humano e social, medido pelo IDF.

Por sua vez, a avaliação realizada por meio da agregação espacial revelou que as regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste, com IDFs iguais a 0,730, 0,717 e 0,707, respectivamente, podem ser consideradas como regiões de elevado nível de desenvolvimento para os domicílios rurais. Já os IDFs do Norte (0,644) e do Nordeste (0,619) indicaram que os domicílios rurais dessas regiões se encontram em situações de grave desenvolvimento humano e social, o IDF nordestino encontra-se quase 11 pontos percentuais abaixo da média da região Sul. Os níveis de desenvolvimento dos domicílios rurais nordestinos e nortistas foram menores não somente em relação ao índice sintético IDF, mas também nas médias para demais condições de vida (dimensões), inclusive para as rendas domiciliares total e *per capita*.

Assim, espera-se que as evidências empíricas encontradas neste estudo e o uso de um indicador de bem-estar multidimensional contribuam com subsídios e conhecimentos para a gestão das políticas sociais e econômicas, de forma que ações mais específicas que levam em conta as diferentes dimensões do desenvolvimento possam ser implementadas no campo, a fim de desenvolvê-lo.

Como sugestão para futuras pesquisas, seria interessante a replicação deste estudo para além do meio rural e com o acréscimo de outros indicadores de desenvolvimento, de modo que, por meio de outras bases de dados, como o Censo Demográfico ou a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), poder-se-ia realizar uma análise sobre um maior conjunto de indicadores socioeconômicos complementares ao IDF.

Por fim, por mais pertinente que seja analisar um maior conjunto de necessidades e oportunidades na construção do IDF, em virtude de não haver uma fundamentação teórica clara para a definição dos pesos na agregação de diversos indicadores em um único índice escalar, o que acarreta inúmeras possibilidades de agregação, a distribuição balanceada (ou simétrica) dos pesos entre as dimensões adotada neste estudo tem de ser considerada na análise dos resultados.

Referências

- ALVES, E.; ROCHA, D. Ganhar tempo é possível? In: GASQUES, J., VIEIRA FILHO, E., NAVARRO, Z. (Orgs.). *A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas*. Brasília: IPEA, 2010. p. 275-290.
- BERGH, C. The GDP paradox. *Journal of Economic Psychology*, v. 30, n. 2, p. 117-135, 2009.
- BRASIL. Lei 8.069, de 13 de julho de 1990. Dispõe sobre o Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA). *Diário Oficial da União*. Brasília, DF, 1990.
- BUAINAIN, A.; ALVES, E.; SILVEIRA, J.; NAVARRO, Z. (Orgs.). *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília: Embrapa, 2014.
- CASTRO, R.; PORTO JR, S. Efeitos da desigualdade de renda sobre o crescimento econômico no Brasil: uma análise não linear. *Perspectiva Econômica*, v. 3, n. 1, p. 27-61, 2007.
- CGEE – Centro de Gestão de Estudos Estratégicos. *A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível?* Brasília: CGEE, 2013.
- DEL GROSSI, M.; GRAZIANO DA SILVA, J. *O uso das PNADs para as áreas rurais*. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, n. 874).
- GUIMARÃES, A. Depois da democracia racial. *Tempo Social*, v. 18, n. 2, p. 269-287, 2006.
- HABERMAS, J. A Nova intransparência - A crise do estado de bem-estar social e o esgotamento das energias utópicas. *Novos Estudos Cebrap*, n. 18, p. 103-14, 1987.
- HELFAND, S.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 1, p. 59-80, 2009.
- HOFFMANN, R. Brasil, 2013: mais segurança alimentar. *Segurança Alimentar e Nutricional*, v. 21, n. 2, p. 422-436, 2014.
- PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. *PNAD 2013: microdados*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 2013.
- KAGEYAMA, A. As múltiplas fontes de renda das famílias agrícolas brasileiras. *Revista de Economia Agrícola*, v. 48, n. 2, p. 57-69, 2001.

- KAGEYAMA, A; HOFFMANN, R. Pobreza no Brasil: uma perspectiva multidimensional. *Economia e Sociedade*, v. 15, n. 1, v. 26, p. 79-112, 2006.
- MARINHO, E.; ARAUJO, J. Pobreza e o sistema de seguridade social rural no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 64, n. 2, p. 161-174, 2010.
- NAJAR A.; BAPTISTA T.; ANDRADE C. Índice de desenvolvimento da família: uma análise comparativa em 21 municípios do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. *Caderno de Saúde Pública*, v. 24, p. 134-147, 2008.
- NAVARRO, Z.; PEDROSO, M. *Agricultura familiar: é preciso mudar para avançar*. Brasília: Embrapa, 2011. (Texto para Discussão, n. 42).
- NERI, M.; MELO, C.; MONTE, S. *Superação da pobreza e a nova classe média no campo*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2012.
- NEY, M.; HOFFMANN, R. Educação, concentração fundiária e desigualdade de rendimentos no meio rural brasileiro. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 1, p. 147-181, 2009.
- OLIVEIRA, N.; STADUTO, J.; KRETER, A. C. Vulnerabilidade e pobreza das chefes de famílias rurais: uma análise para o Brasil e Regiões. In: *Anais do 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Santa Maria, 2017.
- OTTONELLI, J.; MARIN, S.; PORSSE, M.; GLASENAPP, S. A importância das medidas multidimensionais de pobreza para a administração pública: um exercício em Palmeira das Missões (RS). *Revista de Administração Pública*, v. 45, n. 3, p. 837-859, 2011.
- PAES DE BARROS, R.; CARVALHO, M. C.; FRANCO, S. *O índice de desenvolvimento da família (IDF)*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. (Texto para Discussão, n. 986).
- PAES DE BARROS, R.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. (Org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. p. 21-47.
- PAES DE BARROS, R.; MENDONÇA, R.; SANTOS, D. D.; QUINTAES, G. *Determinantes do desempenho educacional no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001. (Texto para discussão, n. 834).
- ROCHA, L.; MOREIRA, R.; SANTOS, G. Índice de Desenvolvimento da Família (IDF): uma análise para as microrregiões e grupos demográficos do Estado de Minas Gerais. In: *Anais do Fórum BNB de Desenvolvimento e XIII Encontro Regional de Economia*, Fortaleza, 2008.
- SANTOS, B. O Estado, as relações salariais e o bem-estar social na semiperiferia: o caso português. In: SANTOS, B. (Org.). *Portugal: um retrato singular*. Porto: Edições Afrontamento, 1993. p.17-56.
- SEN, A. *Desenvolvimento como liberdade*. Tradução Laura Teixeira Mota. São Paulo: Companhia das Letras, 2000.
- SEN, A. *Desigualdade Reexaminada*. Rio de Janeiro: Record, 2001.
- SHADPOUR, B. *The facts about women and poverty*. 2013. Disponível em: <<http://www.canadianwomen.org/facts-about-poverty>>. Acesso em: 03 de abril de 2017.
- SILVA, A.; LACERDA, F.; NERDER, H. A evolução do estudo da pobreza: da abordagem monetária à privação de capacitações. *Bahia Análises & Dados*, v. 21, p. 509-527, 2011.
- SILVA, P.; PESSOA, D.; LILA, M. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. *Ciência Saúde Coletiva*, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

- SOUSA, D. Utilização do Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF) como ferramenta de análise urbana. *Revista Caminhos de Geografia*, v. 20, n. 16, p. 225-234, 2005.
- STREETEN, P.; BURKI, S. J.; HAQ, M. U.; HICKS, N.; STEWART, F. Why basic needs? In: STREETEN, P. (Org.). *First things first: meeting basic human needs in developing countries*. Washington, DC: World Bank, 1981.
- VIEIRA FILHO, J. E.; FISHLOW, A (Orgs.). *Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade*. Brasília: IPEA, 2017. 305 p.

**MOBILIDADE PENDULAR NA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE:
UMA INVESTIGAÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTO DO TRABALHO***

Danyella Juliana Martins de Brito

Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco - Centro Acadêmico do Agreste
(UFPE-CAA)

E-mail: danyjbrito@hotmail.com

Marcus Vinícius Amaral e Silva

Departamento de Administração da Universidade Federal do Piauí - Campus Senador Helvídio Nunes de Barros
(UFPI-CSHNB)

E-mail: vinicius_amaral@msn.com

Ana Maria Hermeto

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG)

E-mail: ahermeto@cedeplar.ufmg.br

RESUMO: Os deslocamentos pendulares representam custos financeiros e de tempo. Assim, a realização de tais movimentos envolve características pessoais e relacionadas ao espaço territorial. A existência de desiguais padrões de demanda por trabalho nas distintas localidades possivelmente se reflete sobre os níveis de rendimento individuais. Utilizando microdados do Censo Demográfico de 2010 e métodos de decomposições de rendimento na média (Oaxaca-Blinder) e por quantil (Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly), é conduzida uma análise do diferencial de rendimentos entre pendulares e não pendulares, na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH). Os resultados evidenciam que os indivíduos pendulares recebem, em média, rendimentos do trabalho relativamente menores, quando comparados àqueles que não realizam tal deslocamento. A análise por quantil de renda mostra que os indivíduos pendulares possuem, em média, menor rendimento, comparativamente aos não pendulares, nos menores quantis de renda, indicativo de que o deslocamento pendular pode estar mais relacionado a uma questão de necessidade do que de escolha. Por outro lado, nos quantis superiores de renda, a situação se inverte, com os pendulares passando a obter maiores rendimentos.

Palavras-chave: Diferencial de rendimentos; Deslocamento pendular; Regressões quantílicas.

Classificação JEL: R23; J31; C31.

**COMMUTING IN THE METROPOLITAN REGION OF BELO HORIZONTE: AN
INVESTIGATION OF LABOR INCOME DIFFERENCES**

ABSTRACT: The commuting represent financial costs and time. Thus, the realization of such movements involves personal traits and characteristics related to the territorial space. The existence of unequal patterns of demand for labor in different locations possibly reflected on the levels individual income. The paper aims to investigate the relationship between wage differentials and commuting in the Belo Horizonte metropolitan area (RMBH). Using Census data 2010 and methods of income decompositions (OAXACA, 1973; BLINDER, 1973) and quantile (CHERNOZHUKOV, FERNANDEZ-VAL, MELLY, 2013) we intend to analyze the income gap between commuting and not commuting. The results show that commuters receive, on average, relatively lower labor income, when compared to those who do not perform such movement. The analysis per quantile income shows that the commuters have, on average, lower income compared to non-commuting in the lower quantile income. While in the higher quantile the situation is reversed. In this group, commuters now have higher income.

Keywords: Earning gaps; Commuting; Quantile regressions.

JEL Codes: R23; J31; C31.

1. Introdução

Os movimentos urbanos cotidianos são processos que ganham força na atualidade, especialmente aqueles relacionados aos deslocamentos intermunicipais frequentes por motivo de trabalho, conhecidos na literatura como movimentos pendulares (ÂNTICO, 2005; JARDIM, 2001). Comumente, tais deslocamentos estão associados aos grandes aglomerados urbanos, devido ao fato de que esses recebem fluxos pendulares substanciais comparativamente às demais localidades fora do perímetro metropolitano (ARANHA, 2005; AXISA; NEWBOLD; SCOTT, 2012).

Pode-se, portanto, dizer que a pendularidade é um fenômeno relativamente recente atrelado à dinâmica de crescimento urbano das cidades centrais. O processo de crescimento dessas cidades, marcado pela concentração das atividades econômicas e pelo surgimento de deseconomias de aglomeração, afeta de forma determinante a decisão individual de realizar os deslocamentos pendulares, especialmente devido à elevação do nível de preços e salários nas localidades centrais. Isso significa que a decisão com respeito à localização residencial e localização de trabalho e/ou estudo é determinada por características individuais e do ambiente no qual o indivíduo está inserido. É uma realidade a existência de custos vinculados aos deslocamentos pendulares, custos tanto financeiros como de tempo. Assim, a decisão pelo movimento pendular pode ser entendida como sendo realizada em um ambiente marcado por circunstâncias pessoais e motivações variantes ao longo da vida e do espaço.

Do ponto de vista econômico, os custos psicológicos adicionais gerados pela necessidade de deslocamento para o trabalho, envolvendo longas distâncias, deveriam ser compensados por um diferencial de remuneração ou um aumento de bem-estar. Isso implica que os indivíduos que se dispõem a realizar o movimento pendular o faria por um maior salário ou por um ganho de bem-estar, associado às melhores condições de moradia do município de residência (STUTZER; FREY, 2008).

Nesse contexto, os ganhos salariais dos indivíduos que se dispõem a realizar a pendularidade ganham um papel de destaque como instrumento que ajuda a compreender se a pendularidade é assumida como uma escolha ou como uma necessidade para aqueles que a realizam. Os desiguais padrões de demanda por trabalho, nas distintas localidades do meio metropolitano, possivelmente se refletem sobre os níveis salariais individuais. Assim, torna-se essencial nesse processo entender como os rendimentos provenientes do trabalho são determinados, ou seja, quais fatores afetam tais rendimentos ponderando, especialmente, a condição de pendular dos trabalhadores.

O dilema associado ao questionamento do indivíduo pendular no Brasil realizar tal deslocamento por uma questão de necessidade ou por uma escolha está diretamente associado ao rendimento do trabalho que esse auferir. A hipótese básica é a de que, se os pendulares recebem em média rendimentos inferiores, relativamente ao grupo de não pendulares, isso pode estar sinalizando dois fatos. Primeiro, é possível que os custos associados a tais movimentos não estejam sendo totalmente compensados pelos salários; e, segundo, pode ser que tal deslocamento esteja mais fortemente interligado a uma “necessidade” do que à própria vontade do indivíduo de morar em um lugar mais afastado do centro urbano.

So, Orazem e Otto (2001) argumentam que os salários são maiores em mercados metropolitanos, bem como os preços de aluguel também são maiores em tais localidades. Então, cabe aos consumidores/trabalhadores a opção por morar em áreas não metropolitanas com preços menores e ainda auferir os ganhos salariais urbanos, incorrendo obviamente nos custos da pendularidade. Através de um modelo de decisão conjunta de onde morar e onde trabalhar, So, Orazem e Otto (2001), utilizando microdados do censo dos Estados Unidos, demonstram que os indivíduos tomam essas decisões avaliando o *trade off* entre salários, preços de habitação e custos da pendularidade. Neste sentido, Hazans (2004), através de uma análise de efeito-tratamento, estima os ganhos salariais individuais para pendulares rural-urbano ou entre cidades nos Países Bálticos e percebe que esses ganhos são substanciais na maioria dos casos, mas não em todos os casos. Também, Laird (2006) parece encontrar evidências de que os salários mais elevados compensam os deslocamentos pendulares na Escócia.

Stutzer e Frey (2008) investigam o deslocamento pendular considerando o efeito desse sobre o bem-estar dos indivíduos na Alemanha. Os autores argumentam que, em teoria, os custos envolvidos diante da necessidade do deslocamento diário deveriam ser compensados por um maior nível de bem-estar, o que justificaria a escolha pela pendularidade. Os principais resultados do estudo apontam para existência de um efeito negativo entre o tempo gasto no deslocamento pendular e a satisfação com a vida, contrariando aquilo que era esperado pelos autores. Há duas linhas explicativas utilizadas no estudo para justificar tal resultado. Em primeiro lugar, as pessoas podem não ser capazes de compreender corretamente os reais custos da pendularidade e a relação dessa com o seu bem-estar. Por outro lado, os pendulares podem não ter força de vontade suficiente para tentar a mudança do local de trabalho, sempre postergando a decisão de procurar um novo emprego.

Ântico (2005), analisando os deslocamentos pendulares ocorridos na Região Metropolitana de São Paulo, aponta que as regiões da cidade que concentram o maior número de empregos também são aquelas com maiores rendimentos médios. Tais resultados indicam que há uma tendência de expansão populacional de trabalhadores de menor renda em áreas periféricas, sendo esses indivíduos, portanto, os mais prejudicados pelo deslocamento diário casa-trabalho. Lameira (2014), utilizando dados do Censo Demográfico de 2010, investiga o impacto da aglomeração urbana sobre os rendimentos dos indivíduos pendulares por motivo de trabalho, em municípios com população acima de 50 mil habitantes. Os resultados não corroboram a hipótese de diferencial de rendimento positivo em favor do trabalhador pendular, contudo, a autora aponta que o menor custo de habitação pode estar compensando os menores ganhos desses indivíduos.

É importante destacar que, tal como observado por Miranda e Domingues (2010), os grandes centros urbanos possuem população caracterizada por preferências diversas relativas à localização de moradia e trabalho. Assim, famílias de alta e baixa renda podem residir próximo ou distante do centro, local de maior oferta de emprego. Se, por um lado, famílias de baixa renda podem ser forçadas a estabelecer residência em municípios próximos àquele em que trabalham, devido, por exemplo, ao elevado custo de aluguel, por outro lado, esse movimento também pode acometer famílias com maior renda, que se afastam do centro procurando maior qualidade de vida.

A literatura nacional também apresenta estudos que consideram o diferencial de rendimentos sob outras perspectivas. Matos e Machado (2006) analisam o tema considerando a discriminação por gênero e cor. As autoras corroboram a presença de discriminação por cor e gênero no Brasil. Ainda que as mulheres brancas e negras sejam, em média, mais escolarizadas do que os homens brancos e negros, os rendimentos obtidos por estes foram superiores. Já Menezes Filho, Mendes e Almeida (2004) investigam os determinantes do diferencial salarial entre o trabalho formal e informal. Os principais resultados indicam que os salários auferidos pelos trabalhadores do setor formal, quando controlado o viés de autosseleção, são menores em comparação ao setor formal. Nesse sentido, o nível de escolaridade é o fator de maior importância na determinação do diferencial salarial, indicando a maior relevância dessa variável sobre o nível de rendimento dos trabalhadores, em detrimento da formalização do trabalho. Machado, Oliveira e Antigo (2008) analisam a evolução do diferencial de rendimentos no Brasil, entre o setor formal e informal, para os anos de 1992, 1998 e 2004. As autoras utilizam regressões quantílicas para a análise dos determinantes do rendimento, em diferentes grupos de renda e ao longo do tempo. Elas apontam a importância de variáveis como educação, idade e trabalho em jornada extensiva (integral), para explicar o diferencial de rendimento entre os dois grupos.

Diante do exposto, o presente estudo visa analisar o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares na Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH), identificando os fatores que mais contribuem para as disparidades de rendimento desses dois grupos, através das decomposições de Oaxaca-Blinder. Para compreender melhor as características que afetam o rendimento desses indivíduos nos distintos quantis de distribuição dos rendimentos, emprega-se uma análise de regressões quantílicas e de decomposição quantílica com base na abordagem de Chernozhukov,

Fernandez-Val e Melly (2013). O estudo utiliza os microdados provenientes do Censo Demográfico de 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)¹.

A seleção da RMBH como foco de análise do deslocamento pendular deveu-se à situação de destaque dessa área metropolitana. Em 2010, dentre aqueles que realizaram movimentos por motivo de trabalho/estudo na RMBH, 15,9% eram pendulares intermunicipais, configurando-se como a região metropolitana com a terceira maior participação de pendulares dentre as 12 regiões metropolitanas mais importantes do Brasil².

O artigo encontra-se organizada em seis seções, incluindo esta introdução. Na próxima seção, serão abordadas as estratégias empíricas utilizadas no estudo. A terceira seção apresenta a descrição e os tratamentos realizados na base de dados; na quarta seção são expostos alguns aspectos conjunturais da mobilidade pendular na RMBH; e, na quinta seção os resultados encontrados são analisados e discutidos. Por fim, na sexta seção, têm-se as considerações finais.

2. Estratégia empírica

Com o objetivo de analisar o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares na RMBH, faz-se necessário, primeiramente, identificar os fatores que mais contribuem para as disparidades de rendimento nessa área urbana, focando nas diferenças de composição e retorno associadas às características dos trabalhadores e, especialmente, na importância da condição de pendular para a determinação dos diferenciais intrametropolitanos de rendimento do trabalho. Para tanto, emprega-se a metodologia de decomposição de Oaxaca-Blinder (OB).

Posteriormente, foram estimadas regressões quantílicas no intuito de, através de um procedimento mais robusto, compreender melhor as características que afetam o rendimento dos indivíduos nos distintos quantis de distribuição dos rendimentos, dedicando uma atenção especial ao efeito da pendularidade.

Finalmente, foi utilizada uma decomposição quantílica contrafactual para avaliar o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares, em diferentes quantis. Assim, a diferença salarial associada à condição de pendular, entre os indivíduos, é analisada segundo quantis de rendimento.

2.1. Decomposição do diferencial de rendimento

A metodologia tradicional de decomposição desenvolvida por Oaxaca (1973) e Blinder (1973) tem como objetivo apontar as fontes geradoras dos diferenciais salariais entre distintos grupos sociais. Nesse estudo, essa técnica é empregada para explicar as diferenças na estrutura de rendimentos entre grupos, ou seja, o diferencial de rendimento entre indivíduos que não realizam o movimento pendular e aqueles que o fazem. As diferenças das médias salariais são decompostas, por meio de um contrafactual, com base em modelos de regressão linear.

O procedimento metodológico de decomposição de Oaxaca-Blinder consiste, basicamente, na estimativa de regressões de rendimentos para cada grupo. Assim, as equações de rendimento para cada grupo são representadas por:

$$Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$Y_{2j} = \beta_2 X_{2j} + \varepsilon_{2j} \quad (2)$$

De modo que, no presente estudo, Y_{1i} representa o *log* do rendimento no trabalho principal do indivíduo i no grupo de não pendulares (grupo 1) e Y_{2j} o *log* do rendimento proveniente do trabalho

¹ A utilização dos dados censitários referentes ao ano de 2010 deve-se ao fato de esta ser a base de dados onde se podem extrair informações mais recentes a respeito das movimentações pendulares no Brasil.

² A RMBH apenas não apresentou maior participação da população pendular por motivo de trabalho/estudo do que a regiões metropolitanas de Recife (18,3%) e de Porto Alegre (17,7%).

principal do indivíduo j no grupo de pendulares (grupo 2). Os vetores de parâmetros β_1 e β_2 são definidos tal que $E(\varepsilon_{1i}|X_{1i}) = 0$ e $E(\varepsilon_{2j}|X_{2j}) = 0$, e, por suposição, $E(\varepsilon_{1i}) = 0$ e $E(\varepsilon_{2j}) = 0$. A diferença entre os logaritmos dos rendimentos médios dos dois grupos pode ser dada por:

$$R = E(Y_1) - E(Y_2) = E(X_1)' \beta_1 - E(X_2)' \beta_2 \quad (3)$$

Tal como descrito Jann (2008), (3) pode ser rearranjado de modo simples, somando e subtraindo $E(X_1)' \beta_2$, $E(X_1)' \beta_1$, e $E(X_2)' \beta_2$ no lado direito da equação. Após alguma álgebra, temos:

$$R = \{E(X_1) - E(X_2)\}' \beta_2 + E(X_2)' (\beta_1 - \beta_2) + \{E(X_1) - E(X_2)\}' (\beta_1 - \beta_2) \quad (4)$$

ou, de forma alternativa, podemos formular (4) sob o ponto de vista do segundo grupo:

$$R = \{E(X_1) - E(X_2)\}' \beta_1 + E(X_1)' (\beta_1 - \beta_2) + \{E(X_1) - E(X_2)\}' (\beta_1 - \beta_2) \quad (5)$$

considerando que nenhum coeficiente discriminatório deve ser usado para determinar a contribuição de diferentes preditores, é possível reescrever (5) como:

$$R = \{E(X_1) - E(X_2)\}' \beta^* + \{E(X_1)' (\beta_1 - \beta^*) + E(X_2)' (\beta^* - \beta_2)\} \quad (5')$$

A primeira parte da Equação (5') ($\{E(X_1) - E(X_2)\}' \beta^*$) é o diferencial de renda explicado pelas diferenças dos preditores, ou seja, pela diferença das características pessoais observadas. Já o segundo componente ($\{E(X_1)' (\beta_1 - \beta^*) + E(X_2)' (\beta^* - \beta_2)\}$) é a parte não explicada. As Equações (4) e (5') podem ser estimadas por (6) e (7), respectivamente.

$$\hat{R} = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' \hat{\beta}_1 + \bar{X}'_2 (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) \quad (6)$$

$$\hat{R} = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)' \hat{\beta}_2 + \bar{X}'_1 (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2) \quad (7)$$

O primeiro termo do lado direito das expressões (6) e (7) representa o componente explicado do diferencial de rendimentos (hiato predito na composição dos atributos da força de trabalho entre os grupos 1 e 2), isto é, a parte do diferencial que se deve a diferenças médias em características pessoais observadas, tais como educação e formalidade no trabalho, entre os trabalhadores dos grupos 1 e 2 (efeito composição total). Já o segundo termo das expressões refere-se ao componente não explicado (efeito estrutura salarial), que indica as diferenças nos coeficientes estimados, isto é, diferenças nos retornos dadas as características similares entre os grupos 1 e 2. Além disso, esse segundo componente também pode estar captando os efeitos das diferenças não observadas entre os grupos, na medida em que qualquer variável de controle importante relacionada às variáveis explicativas é omitida (ALTONJI; BLANK, 1999). Assim, esse componente pode, por exemplo, sinalizar a existência de prêmios salariais para os indivíduos pendulares decorrentes de fatores não observados no nível municipal. A análise da decomposição de Oaxaca-Blinder detalhada nos efeitos composição e estrutura salarial permitem isolar o efeito de cada variável de análise.

Uma das principais dificuldades na estimação de equações de rendimento se refere ao problema de viés de seleção. Tal problema é recorrente, uma vez que se observa a variável de interesse apenas para uma parcela da população, isto é, os indivíduos que estão inseridos no mercado de trabalho e, portanto, possuem rendimento não nulo do trabalho. Consequentemente, é possível que a amostra de análise seja uma amostra não aleatória da população. Sendo assim, os coeficientes estimados serão viesados e inconsistentes.

Um dos procedimentos mais usuais para lidar com essa questão de seleção amostral é a correção de viés proposta por Heckman (1979). Em síntese, estimam-se duas equações: a equação de seleção

e a equação de rendimentos. A equação de seleção (*probit*) modela a decisão do indivíduo em participar da amostra de trabalhadores. Com base na equação de seleção, obtém-se a Inversa da Razão de Mills, que é incluída na equação de rendimentos para corrigir o viés de seletividade amostral. O problema de seleção amostral é muito comum na análise de diferencial de rendimento por gênero. Neste estudo, em que são comparados pendulares e não pendulares, emprega-se a técnica de correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979).

2.2. Regressões quantílicas

A utilização de decomposições na média ou mediana é comumente feita nos estudos empíricos de diferencial salarial por características individuais (BLINDER, 1973; FONTES, 2014; JUHN; MURPHY; PIERCE, 1991; MATOS; MACHADO, 2006; OAXACA, 1973; RODRIGUES, 2009). Contudo, uma alternativa metodológica, mais robusta, é a técnica de regressões quantílicas, baseada, por sua vez, na estimação ao longo dos diversos pontos da distribuição (BRESSAN; HERMETO, 2009). Busca-se verificar, através desse método, de que forma as características pessoais e do trabalho, incluindo a condição de pendular, impactam sobre a distribuição de rendimentos em diferentes quantis. A princípio, foi estimado o seguinte modelo de regressão³ do *log* do rendimento/hora do trabalho principal, através do método de MQO:

$$\begin{aligned} \ln renda_i = & \beta_0 + \beta_1 masculino_i + \beta_2 idade_i + \beta_3 idadeq_i + \beta_4 raça_i + \beta_5 educação_i \\ & + \beta_6 urbana_i + \beta_7 cônjuge_i + \beta_8 formal_i + \beta_9 setor_atividade_i \\ & + \beta_{10} tempo_casa_trabalho_i + \beta_{11} pendular_i + e_i \end{aligned} \quad (8)$$

em que o subscrito *i* representa o indivíduo. Nessa primeira etapa, regride-se o *log* do rendimento/hora do trabalho pela idade, idade ao quadrado e *dummies* de gênero, raça, nível de educação, setor do domicílio, presença de cônjuge no domicílio, formalidade no mercado de trabalho, setor de atividade, tempo de deslocamento de casa ao trabalho e condição de pendular.

Estimado o Modelo (8), apenas para comparação de resultados, utiliza-se um modelo de regressão quantílica, a fim de observar o impacto das variáveis explicativas selecionadas ao longo dos diferentes quantis da distribuição dos rendimentos do trabalho. A intenção é observar se ocorre ou não um aumento dos rendimentos oriundos do deslocamento pendular maior para os quantis mais altos da distribuição. Os parâmetros do modelo são estimados pela minimização da soma absoluta dos erros (LAD – *Least Absolute Deviations*). Assim, os coeficientes da regressão pela mediana podem ser obtidos escolhendo-se os valores dos coeficientes que minimizam ϕ , dado por:

$$\phi = \sum_{i=1}^n |y_i - x_i' \beta| = \sum_{i=1}^n (y_i - x_i' \beta) \operatorname{sgn}(y_i - x_i' \beta) \quad (9)$$

Tal que $\operatorname{sgn}(\mathbf{a})$ é o índice de \mathbf{a} , isto é, 1 se \mathbf{a} é positivo e -1 se \mathbf{a} é negativo ou zero. Note que, na regressão mediana, apenas o sinal de cada resíduo é relevante, contrapondo-se à estimativa de MQO em que a magnitude é o que importa. As regressões quantílicas, que não são definidas na mediana, são dadas pela minimização da expressão:

$$\phi = -(1 - q) \sum_{y \leq x' \beta} (y_i - x_i' \beta) + q \sum_{y \geq x' \beta} (y_i - x_i' \beta) = \sum_{i=1}^n [q - 1(y_i \leq x_i' \beta)] (y_i - x_i' \beta) \quad (10)$$

Sabe-se que $0 < q < 1$ representa o quantil de interesse para análise. De maneira similar ao modelo de MQO, será regredido o rendimento do trabalho pela idade, idade ao quadrado e *dummies*

³ Para mais informações acerca da descrição das variáveis utilizadas, ver Quadro A.1, no Apêndice.

de gênero, raça, nível de educação, formalidade no mercado de trabalho, pendular e setor do domicílio para os quantis primeiro q0.1 (referente aos 10% mais pobres da população), quinto q0.5 (referente aos 50% inferiores e superiores em rendimentos) e décimo q0.9 (referente aos 10% mais ricos):

$$\begin{aligned} \ln renda_i = & \beta_0 + \beta_1 masculino_i + \beta_2 idade_i + \beta_3 idadeq_i + \beta_4 raça_i + \beta_5 educação_i \\ & + \beta_6 urbana_i + \beta_7 c\grave{o}njug_e_i + \beta_8 formal_i + \beta_9 setor_atividade_i \\ & + \beta_{10} tempo_casa_trabalho_i + \beta_{11} pendular_i + e_i, q(decil) \end{aligned} \quad (11)$$

De uma forma geral, espera-se que, na medida em que são observados quantis de renda mais elevados, os efeitos de diferença de gênero, educação e raça sejam mais intensificados. Em outras palavras, quantis de renda mais elevados podem estar relacionados com o aprofundamento de desigualdades de gênero e de raça. Essa hipótese é corroborada em estudos como Soares (2000), Nogueira e Marinho (2006) e Coelho et al. (2010). Conforme comumente aponta a literatura, maior qualificação profissional, via escolaridade, deve ser associada a maiores salários (CAMBOTA; MARINHO, 2007; SANTOS; RIBEIRO, 2006; SOARES, 2000).

2.3. Decomposição quantílica do diferencial de rendimento

No contexto de análises por quantil da distribuição de renda, Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013) desenvolveram um método de decomposição para modelos de regressão quantílica, tornando possível examinar o impacto de um determinado atributo de um grupo populacional ao longo de sua distribuição marginal. O procedimento consiste em uma decomposição contrafactual nas diferenças das distribuições.

Os estudos com regressão quantílica condicional às características observáveis possibilitam uma análise mais abrangente da distribuição (KOENKER; BASSETT, 1978). Assim, decomposições contrafactuais incondicionais por quantis de renda, tal como proposto por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013), permitem observar os efeitos sobre os diferenciais de rendimento dos indivíduos advindos da sua condição de pendular. Em outras palavras, enquanto a metodologia tradicional de decomposição de Oaxaca-Blinder estima os componentes explicados e não explicados na média, a decomposição quantílica fornece informações sobre os diferenciais de rendimento para pendulares e não pendulares por quantil.

A diferença entre o rendimento desses dois grupos de análise é atribuída ao efeito das características explicadas (efeito composição total) e não explicadas, entendida como a diferença nos coeficientes da estrutura salarial entre os grupos (CHRISTOFIDES; MICHAEL, 2013). Como apontado por Gimpel'son, Kukiyanova e Šarunina (2015), uma distribuição contrafactual é gerada utilizando a distribuição condicional dos rendimentos observados, em que as características dos indivíduos não pendulares são imputadas aos indivíduos pendulares. A diferença no *log* dos rendimentos entre os grupos é observada na Equação (12):

$$Y_1^\emptyset - Y_2^\emptyset = (Y_1^\emptyset - Y_{CF}^\emptyset) + (Y_{CF}^\emptyset - Y_2^\emptyset) \quad (12)$$

em que, Y_1^\emptyset representa o *log* do rendimento no trabalho no grupo de não pendulares (grupo 1), Y_2^\emptyset o *log* do rendimento proveniente do trabalho no grupo de pendulares (grupo 2), Y_{CF}^\emptyset é o contrafactual construído pela atribuição dos rendimentos dos não pendulares no grupo dos pendulares, e \emptyset indica o quantil a que os grupos pertencem. O primeiro termo da equação é o efeito das características, ou seja, representa o componente explicado do diferencial de rendimentos. O segundo termo é o efeito coeficiente, refere-se ao componente não explicado. O método proposto por Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2013) é baseado no estimador de regressão quantílica linear de Koenker e Bassett (1978).

3. Base de dados

No presente estudo, foram utilizados os microdados do Censo Demográfico Brasileiro de 2010, referentes à RMBH. Os indivíduos que realizam o deslocamento pendular (*commuter*) são caracterizados como aqueles que na data do Censo afirmaram cruzar as fronteiras territoriais municipais para trabalhar e os não pendulares são aqueles que trabalhavam dentro do município em que residem⁴.

É importante ressaltar que, enquanto a migração envolve o processo de mudança de residência, os deslocamentos pendulares caracterizam-se por deslocamentos entre o município de residência e um outro município para alguma finalidade específica, não implicando uma fixação definitiva nesse outro lugar (CARVALHO; RIGOTTI, 1998; MOURA; BRANCO; FIRKOWSKI, 2005). Com base nessa definição, optou-se por não restringir o deslocamento pendular exclusivamente àquele realizado diariamente e, sim, examinar a definição mais abrangente. Quando se analisa a pendularidade tentando compreender esta como uma escolha ou uma necessidade, existem diversos aspectos associados à vulnerabilidade de alguns setores do mercado de trabalho que devem ser ponderados. Nesse contexto, a utilização do conceito mais restrito (movimento diário) exclui do contingente pendular uma parcela de trabalhadores que, devido às próprias características de seus empregos, necessitam pernoitar no município de trabalho.

A amostra selecionada inclui apenas indivíduos que declararam estar trabalhando (informaram sua ocupação) na semana de referência do Censo, cujo rendimento no trabalho principal é positivo⁵, brasileiros natos e com idade entre 25 e 59 anos. Essa seleção tem o intuito de evitar a inclusão de aposentados, filtrando a população que apenas trabalha e com condições de decidir sobre a mobilidade pendular. A amostra final é constituída por 121.015 trabalhadores residentes da RMBH.

A variável dependente de análise é o logaritmo do rendimento do trabalho principal, no mês de referência do Censo. A partir dos dados, foi selecionado um conjunto de variáveis explicativas, para a posterior análise empírica e importantes para discriminação nos diferenciais de rendimento, a saber: gênero, raça, idade, convivência com cônjuge/companheiro(a), faixa de instrução, formalidade na ocupação, setor de atividade da ocupação, tempo de deslocamento casa-trabalho e setor de residência⁶. O Quadro A.1, no apêndice, apresenta uma descrição detalhada de cada variável selecionada.

4. Aspectos conjunturais da mobilidade pendular na RMBH

Com uma população estimada de 5.813.410 habitantes em 2015, a Região Metropolitana de Belo Horizonte, formada por 48 municípios, é a terceira RM mais populosa do Brasil, atrás apenas das Regiões Metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro. Sua principal cidade, Belo Horizonte, concentra 43,0% da população e 39,0% do PIB da região⁷. Considerando a amostra selecionada, 24,2% dos trabalhadores realizam o deslocamento pendular por motivo de trabalho, contudo, apenas 7,0% desses residem na capital do estado. Não obstante, apesar da pouca participação no total de *commuters*⁸, Belo Horizonte é o destino de 65% dos pendulares da região metropolitana, enquanto que Contagem, segundo município nesse *ranking*, recebe 12,6% dos trabalhadores pendulares.

⁴ Vale ressaltar que a análise se restringe ao ambiente intrametropolitano, isto é, apenas foram considerados os indivíduos da RMBH, no que se refere tanto ao local de residência como ao local de trabalho.

⁵ Foram excluídos aqueles indivíduos cujo rendimento do trabalho principal era superior a R\$ 300.000,00, pois tais indivíduos poderiam gerar um problema de superestimação da média do rendimento da amostra, bem como da média do rendimento de um dos grupos.

⁶ Dada a possibilidade de outras características das estruturas familiares – tal como o número de filhos na unidade domiciliar – estarem diretamente relacionadas a probabilidade de participação na força de trabalho, optou-se por incluir o número de filhos com menos de 5 anos de idade na equação de participação.

⁷ Os dados sobre população e PIB são referentes aos anos de 2015 e 2010, respectivamente.

⁸ Ao longo do artigo, o termo em inglês “*commuters*” é usado como sinônimo de pendulares.

A Tabela 1, abaixo, mostra a distribuição da população ocupada não pendular e pendular por posição na ocupação exercida no trabalho principal, ou seja, trata-se da distribuição por ocupação da amostra que será analisada no modelo empírico através da variável de “formalidade”. Foram realizados testes *t-student* para diferenças de proporções entre não pendulares e pendulares. Destaca-se o fato de que cerca de 75,0% dos indivíduos pendulares são empregados com carteira assinada e o diferencial dessa proporção em relação àqueles não pendulares é estatisticamente significativa. Outro fato que merece destaque é a pequena participação dos indivíduos empregados sem carteira assinada entre os pendulares, bem como os indivíduos que trabalham por conta própria são bem mais participativos dentro do grupo de não pendulares. Tais fatos sugerem que a mobilidade pendular na RMBH parece estar associada à existência de empregos formais.

Tabela 1 – Distribuição de trabalhadores não pendulares e pendulares por condição de ocupação (%) – RMBH, 2010

Ocupação no trabalho principal	Não Pendular	Pendular	Diferença	Total
Empregado com carteira assinada	51,96	74,84	-22,88***	57,43
Militar e Funcionário público	7,40	4,91	2,49***	6,80
Empregado sem carteira assinada	15,23	10,18	5,05***	14,02
Conta própria	23,33	9,02	14,31***	19,91
Empregador	2,08	1,04	1,04***	1,83
Total	100,00	100,00		100,00

Nota: ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.
 Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Analisando os valores médios das características socioeconômicas dos trabalhadores não pendulares e pendulares na RMBH (Tabela 2), algumas observações importantes ficam evidentes. A princípio, percebem-se as distinções existentes entre os grupos de trabalhadores não pendulares e pendulares, especialmente em termos de gênero, raça, idade, nível de instrução, trabalho com carteira assinada e localização setorial e municipal. Considerando a distribuição dos trabalhadores da RMBH segundo o gênero, fica evidente uma maior participação relativa de homens, em ambos os grupos. Destaca-se a maior proporção de homens dentre aqueles que realizam o movimento pendular, enquanto a proporção de mulheres que realizam tal deslocamento é significativamente inferior à proporção de mulheres não pendulares as quais compõem a força de trabalho.

Nota-se também a maior participação dos indivíduos de pele parda, tanto no grupo de pendulares como no de não pendulares. O fato curioso é que a proporção de indivíduos pendulares de pele preta ou parda⁹ é relativamente maior comparativamente às proporções de não pendulares, diferente do que ocorre para aqueles de pele branca.

Os indivíduos que realizam o movimento pendular são, em média, mais jovens e com perfil notadamente masculino quando comparados aos não-*commuters*. A proporção de homens no grupo de não pendulares, que fazem parte da amostra, é de 54%. Esse percentual atinge 61,0% para os pendulares. Essa característica que predomina nos *commuters*, de “homem e jovem”, é apontada na literatura e pode ser justificada, em parte, pelo fato de que os homens, em comparação às mulheres, são mais propensos a percorrer maiores distâncias no deslocamento casa-trabalho (CRANE, 1996; SANDOW, 2008; SANDOW; WESTIN, 2010; THOMAS; TUTERT, 2013; VAN OMMEREN; RIETVELD; NIJKAMP, 1997). Tal como Sandow e Westin (2010) apontam, esse deslocamento é mais frequente entre indivíduos de meia idade. Quanto ao nível de escolaridade, destaca-se a redução na proporção de trabalhadores com ensino superior completo no grupo dos pendulares.

⁹ Foram excluídos da amostra aqueles indivíduos que afirmaram como cor da pele “amarela” ou “indígena”, dada a heterogeneidade do grupo em questão.

Tabela 2 – Características socioeconômicas (médias e proporções) dos trabalhadores por condição de pendularidade – RMBH, 2010

	Não Pendular	Pendular	Diferença
Gênero			
Feminino	0,46	0,39	0,07***
Masculino	0,54	0,61	-0,07***
Cor			
Branca	0,40	0,33	0,07***
Preta	0,12	0,15	-0,03***
Parda	0,48	0,52	-0,04***
Idade	39,63	38,37	1,25***
Faixa de Instrução			
S/ instrução e fund. Incompleto	0,39	0,38	0,01
Fund. completo e médio incompleto	0,17	0,18	-0,01***
Médio completo e superior incompleto	0,29	0,33	-0,04***
Superior completo	0,15	0,10	0,05***
Cônjuge			
Não vive com cônjuge	0,35	0,31	0,04***
Vive com cônjuge	0,64	0,68	-0,04***
Trabalho			
Rendimento do trabalho principal	1.339,70	1258,86	80,84***
Salário/hora do trabalho principal	39,84	35,04	4,80***
Trabalho informal	0,39	0,19	0,20***
Trabalho formal	0,61	0,81	-0,20***
Setor de atividade			
Agropecuária	0,04	0,01	0,03***
Indústria	0,15	0,17	-0,02***
Construção civil	0,10	0,12	-0,02***
Serviços	0,52	0,55	-0,03***
Social (educação, saúde, serviços sociais, atividades culturais)	0,12	0,09	0,03***
Administração pública	0,06	0,05	0,01***
Tempo de deslocamento casa-trabalho			
Até 5 min.	0,33	0,08	0,25***
Mais de 5 min. a 30 min.	0,39	0,15	0,24***
Mais de 30 min. a 1 hora	0,21	0,38	-0,17***
Mais de 1 hora a 2 horas	0,06	0,35	-0,30***
Mais de 2 horas	0,01	0,05	-0,04***
Setor de residência			
Zona rural	0,05	0,03	0,02***
Zona urbana	0,95	0,97	-0,02***
Principais Municípios da RMBH (residência)			
Belo Horizonte	0,37	0,07	0,30***
Betim	0,09	0,10	-0,02***
Caeté	0,01	0,01	0,00
Confins	0,01	0,01	0,00
Contagem	0,07	0,09	-0,03***
Ibirité	0,02	0,09	-0,08***
Nova União	0,00	0,00	0,00***
Lagoa Santa	0,01	0,01	0,00***
Nova Lima	0,02	0,03	-0,01***
Pedro Leopoldo	0,01	0,01	0,00***
Raposos	0,00	0,02	-0,01***
Ribeirão das Neves	0,04	0,17	-0,14***
Rio Acima	0,00	0,01	-0,00***
Sabará	0,02	0,07	-0,05***
Santa Luzia	0,03	0,10	-0,07***
São Joaquim de Bicas	0,01	0,01	0,00
Vespasiano	0,01	0,05	-0,04***
Observações	92.079	28.936	

Nota: ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.
 Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

O rendimento e o salário/hora, provenientes do trabalho principal, são, em média, maiores para os indivíduos não pendulares na RMBH. Nota-se que aqueles que não realizam o movimento pendular possuem, em média, salários mais altos em relação aos *commuters*. Esse resultado mostra um padrão distinto do observado no âmbito internacional (SANDOW; WESTIN, 2010; SO; ORAZEM; OTTO, 2001). Ainda no que tangencia mercado de trabalho, fica evidente que a proporção de trabalhadores com carteira assinada é maior tanto para pendulares, como para não pendulares. Porém, a proporção de pendulares que trabalham com carteira assinada é relativamente maior.

Os setores de atividade que concentram mais trabalhadores não parecem ser muito distintos entre pendulares e não pendulares. Nota-se que as maiores proporções de *commuters* estão empregadas nos setores de serviços, indústria e construção civil; e os não-*commuters* estão nos setores de serviços, indústria e social.

As diferenças de tempo gastas no trajeto de casa ao trabalho entre pendulares e não pendulares é marcante. Percebe-se que, dos indivíduos que trabalham no município de residência, cerca de 72% deles despendem até 30 minutos no deslocamento casa-trabalho. Por outro lado, entre os pendulares, 73% dos indivíduos precisam de mais de 30 minutos a até duas horas para chegar ao município de trabalho. Os pendulares possuem um maior custo de acessibilidade no deslocamento da sua residência ao local de trabalho. Nesse sentido, Miranda e Domingues (2010) e Betarelli Junior (2015) ressaltam a importância dos fatores de acessibilidade, por exemplo, como determinantes da escolha residencial.

Quando comparadas as distribuições de trabalhadores pendulares e não pendulares residentes nos principais municípios da RMBH, percebem-se maiores proporções de pendulares em praticamente todos municípios, à exceção de Belo Horizonte, o que pode ser interpretado como um primeiro indicativo da característica de receptor de mão de obra pendular da capital mineira. Nesse contexto, tal como Ojima, Pereira e Silva (2008), é construído um *ranking* dos municípios da RMBH com maior proporção de pendulares dentro da amostra considerada (Tabela 3)¹⁰.

Tabela 3 – Ranking dos municípios com maior proporção de pendulares – RMBH, 2010

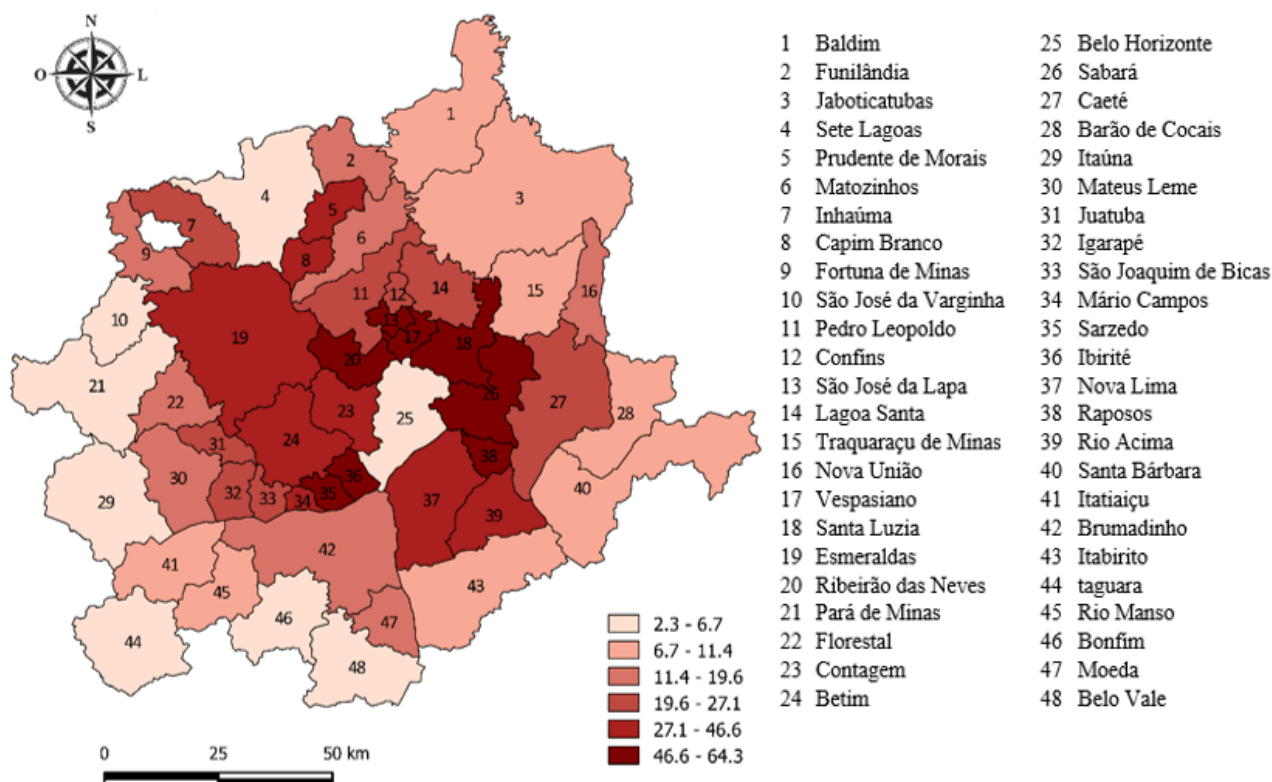
Município	Deslocamentos Pendulares	Trabalhadores Assalariados	% de Deslocamentos
Ibirité	2.897	4.502	64,3%
Raposos	542	868	62,4%
Ribeirão das Neves	5.344	8.762	61,0%
Sabará	2.101	3.651	57,5%
Vespasiano	1.653	3.100	53,3%
Santa Luzia	3.073	6.208	49,5%
Sarzedo	370	767	48,2%
São José da Lapa	560	1.202	46,6%
Prudente de Moraes	251	539	46,6%
Mário Campos	359	775	46,3%
Esmeraldas	721	1.653	43,6%
Capim Branco	221	533	41,5%
Contagem	2.929	9.333	31,4%
Nova Lima	816	2.658	30,7%
Rio Acima	172	586	29,4%
Betim	3.249	11.781	27,6%
São Joaquim de Bicas	178	663	26,8%
Juatuba	147	590	24,9%
Confins	164	673	24,4%
Caeté	267	1.138	23,5%

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

¹⁰ Tal como descrito na seleção dos dados, a amostra selecionada inclui apenas indivíduos que declararam: estar trabalhando na semana de referência do Censo; possuir rendimento no trabalho principal positivo; ser brasileiros e com idade entre 25 e 59 anos.

No município de Ibirité, localizado na região centro-sul da RM e vizinho de primeira ordem da capital, 64,3% das pessoas na amostra selecionada realizam deslocamento pendular, desse total, 67,2% do deslocamento se dá para Belo Horizonte. Outro ponto a se destacar é que, dentre os cinco municípios com maior proporção de pendulares, apenas Raposos não é geograficamente ligado à capital (não compartilha limite). Ainda assim, 56,6% dos *commuters* desse município têm como destino de trabalho Belo Horizonte. A Figura 1 abaixo fornece informações sobre a distribuição geográfica dos municípios quanto à participação de pendulares no total de trabalhadores, segundo a amostra selecionada.

Figura 1 – Distribuição da proporção de trabalhadores pendulares no total de trabalhadores (%) – RMBH, 2010



Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

A expansão populacional da RMBH nas últimas décadas se deu juntamente com o aumento dos investimentos em infraestrutura viária, beneficiando a mobilidade pendular. A distribuição espacial das atividades econômicas, concentrada principalmente em Belo Horizonte, concomitante ao maior custo de vida na capital estão entre os principais fatores que levam à pendularidade. Souza (2008) aponta que municípios como Ibirité, Ribeirão das Neves e Sabará, que estão entre aquelas regiões com maior proporção de trabalhadores pendulares na RMBH, tiveram parte da expansão imobiliária dedicada a loteamentos populares os quais, em geral, são caracterizados por infraestrutura precária e ausência de áreas destinadas a uso institucional e coletivo.

Conforme pode ser observado no Figura 1, os municípios no entorno de Belo Horizonte, em especial aqueles que fazem divisa com a capital, possuem a maior proporção trabalhadores que realizam o movimento pendular. Apesar dessa alta proporção, o rendimento médio dos indivíduos pendulares, que não residem em Belo Horizonte, é significativamente menor quando comparado àqueles trabalhadores com residência e emprego em Belo Horizonte. Tomando como um exemplo, o rendimento médio do trabalho principal para os residentes em Ibirité, que se deslocam por motivo de trabalho para Belo Horizonte, é de R\$ 963,98, o que representa apenas 48,2% da renda do grupo

daqueles que trabalham e residem na capital. Essa discrepância fica ainda mais evidente se comparados os pendulares residentes em Ibité com os pendulares com residência em Belo Horizonte. O rendimento médio do trabalho principal para este último grupo é de R\$ 2.549,96, um valor 107% maior do que o rendimento médio dos trabalhadores pendulares residentes em Ibité. Esse não é um caso isolado. A renda média do trabalho principal dos *commuters* com residência em Belo Horizonte é maior comparativamente à renda média daqueles residentes em todos os outros municípios.

O crescente deslocamento diário intermunicipal na RMBH tem aumentado o número de “cidades dormitórios”. Apesar do estabelecimento de residência fora da capital, há um fluxo diário significativo de indivíduos para Belo Horizonte, o que não ocorre apenas por motivo de trabalho, mas também para estudo, consumo e lazer (SOUZA, 2008).

Como mencionado, a Figura 1 evidencia a grande proporção de pendulares residentes nos municípios mais próximos da capital mineira. Essa realidade conduz à discussão sobre os transbordamentos associados à proximidade das áreas centrais, no sentido de que localidades mais afastadas dessas áreas centrais apresentam menores fluxos de entrada e saída de trabalhadores pendulares (BRUECKNER, 1987; MILLS, 1972; MUTH, 1969).

5. Resultados

Na intenção de observar, inicialmente, os fatores que afetam o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares, foi executado o método de decomposição de Oaxaca-Blinder, que é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, portanto, traz consigo as propriedades ótimas de tais estimadores. Logo, como padrão, a regressão é avaliada na média das variáveis explicativas. A metodologia consiste em decompor o diferencial da média do logaritmo do salário/hora com ênfase na condição de pendular, considerando a correção do viés de seleção das informações dos salários, através do procedimento de Heckman (1979)¹¹.

Através dos resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder (Tabela 4), com a correção do viés de seleção, podem-se observar as previsões médias por grupos, pendulares e não pendulares, e a decomposição de suas diferenças. Assim, a média do *log* do rendimento/hora do trabalho principal é 3,271 para os não pendulares e 3,203 para os pendulares, produzindo uma diferença de rendimento de cerca de 0,068 para os não pendulares. Por meio do antilogaritmo, esse resultado é traduzido em uma diferença de R\$ 1,75 por hora semanal a favor dos não *commuters*¹².

Os indivíduos que não realizam um deslocamento intermunicipal por motivo de trabalho ganham, em média, R\$ 1,75 por hora a mais do que os pendulares, da RMBH. Isso significa, em termos mensais, um valor, em média, de R\$ 76,85 em favor dos não pendulares, considerando uma jornada de trabalho de 44 horas semanais.

O efeito composição total reflete o aumento médio dos rendimentos/hora dos pendulares se eles tivessem as mesmas características que os indivíduos que não realizam tal movimento; e o efeito estrutura salarial reflete a mudança no rendimento dos pendulares quando aplicados os coeficientes dos não pendulares para características dos pendulares.

¹¹ Os resultados sugerem que a estimação pelo procedimento de Heckman é preferível à estimação pelo método de mínimos quadrados ordinários simples, uma vez que não é possível rejeitar que a razão inversa de Mills seja diferente de zero. Portanto, faz-se necessário corrigir o viés de seleção da amostra. Para mais detalhes sobre a equação de seleção e a equação estrutural, ver Apêndice 2.

¹² Com o intuito de confirmar os achados obtidos a respeito do diferencial de rendimento entre não pendulares e pendulares pela técnica de Oaxaca-Blinder, foi adicionalmente empregada a abordagem de decomposição proposta por Juhn, Murphy e Pierce (1991), que é uma extensão ao procedimento de decomposição de Oaxaca-Blinder no sentido de tentar isolar os efeitos dos fatores observados e não observados sobre os rendimentos. Os resultados para tal técnica corroboram aos obtidos na decomposição de Oaxaca-Blinder.

Tabela 4 – Decomposição de rendimento de Oaxaca-Blinder por condição de pendularidade, com correção de viés de seleção – RMBH, 2010

Conitnua

Média do <i>log</i> de rendimentos (hora) no grupo de não pendulares			3,2712***			
			(0,0030)			
Média do <i>log</i> de rendimentos (hora) no grupo de pendulares			3,2026***			
			(0,0046)			
Diferença total ($Y_1 - Y_2$)			0,0686***			
			(0,0055)			
	Componentes da Decomposição					
	Efeito composição total ($(X_1 - X_2)\beta_1$)	(%)	Efeito estrutura salarial ($(\beta_1 - \beta_2)X_2$)	(%)	Interação	(%)
Total	0,0973*** (0,0059)	100	-0,0134** (0,0054)	100	-0,0153*** (0,0059)	100
Masculino	-0,0269*** (0,0027)	-27,65	0,0175 (0,0217)	-130,71	-0,0023 (0,0028)	14,98
Idade	0,0146*** (0,0011)	15,04	-0,0301 (0,0293)	225,00	-0,0009 (0,0009)	5,94
Idade ao quadrado	-0,0015*** (0,0003)	-1,57	0,0053 (0,0080)	-39,70	0,0002 (0,0003)	-1,36
Preta	0,0044*** (0,0005)	4,51	-0,0062*** (0,0021)	46,48	0,0012*** (0,0004)	-7,54
Parda	0,0061*** (0,0006)	6,24	-0,0227*** (0,0050)	169,82	0,0021*** (0,0005)	-13,56
Fund. completo e médio incompleto	-0,0016*** (0,0004)	-1,62	0,0058** (0,0029)	-43,47	-0,0003* (0,0002)	2,07
Médio completo e superior incompleto	-0,0130*** (0,0014)	-13,41	0,0167** (0,0069)	-124,95	-0,0016** (0,0007)	10,77
Superior completo	0,0776*** (0,0036)	79,83	0,0095* (0,0049)	-71,04	0,0043* (0,0022)	-28,43
Zona urbana	-0,0006*** (0,0002)	-0,59	0,1269*** (0,0346)	-948,16	-0,0008*** (0,0002)	5,37
Vive com cônjuge	-0,0064*** (0,0006)	-6,58	-0,0106 (0,0067)	79,48	0,0008 (0,0005)	-5,19
Trabalha com carteira assinada	0,0106*** (0,0017)	10,85	0,0530*** (0,0090)	-395,94	-0,0113*** (0,0019)	74,22
Indústria	-0,0085*** (0,0023)	-8,76	0,0150 (0,0097)	-112,19	-0,0038 (0,0025)	24,94

Tabela 4 – Decomposição de rendimento de Oaxaca-Blinder por condição de pendularidade, com correção de viés de seleção – RMBH, 2010

	Componentes da Decomposição						Conclusão
	Efeito composição total ($X_1 - X_2$) β_1	(%)	Efeito estrutura salarial ($\beta_1 - \beta_2$) X_2	(%)	Interação	(%)	
Construção civil	-0,0005 (0,0009)	-0,54	0,0203*** (0,0060)	-152,02	-0,0031*** (0,0010)	20,51	
Serviços	0,0006 (0,0006)	0,59	0,1184*** (0,0286)	-884,72	0,0024*** (0,0009)	-15,69	
Social	0,0037** (0,0015)	3,82	0,0171*** (0,0056)	-127,50	0,0050*** (0,0017)	-32,85	
Administração pública	0,0032*** (0,0007)	3,27	0,0088*** (0,0030)	-65,80	0,0012** (0,0005)	-8,17	
De 6 min. a 30 min.	0,0198*** (0,0035)	20,36	-0,0240*** (0,0028)	179,34	-0,0318*** (0,0037)	208,30	
Mais de 30 min a 1h	-0,0039 (0,0024)	-3,97	-0,0339*** (0,0064)	253,32	0,0137*** (0,0026)	-89,55	
Mais de 1h a 2h	0,0135*** (0,0041)	13,85	-0,0136** (0,0063)	101,76	0,0106** (0,0049)	-69,28	
Mais de 2h	0,0027*** (0,0009)	2,80	0,0004 (0,0018)	-3,03	-0,0004 (0,0015)	2,30	
<i>lambda</i>	0,0035* (0,0020)	3,56	-0,0057 (0,0402)	42,89	-0,0003 (0,0024)	2,23	
Intercepto			-0,2811*** (0,0854)	2101,15			
Observações	121.015						

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

É possível notar que o efeito composição colaborou para aumentar o diferencial de médias, uma vez que o efeito composição (mudanças nas características conjuntas) foi responsável por cerca de 142% da diferença total na média do *log* do rendimento/hora, ou seja, representou 0,0973 de um total de 0,068, como pode ser observado na Tabela 4. Também é interessante notar que apenas a mudança no nível de escolaridade superior completo (referente a categoria omitida sem instrução) explica quase 80% do diferencial total entre as médias, através do efeito composição.

O efeito estrutura salarial colaborou para aproximadamente 19% na redução do diferencial médio. O efeito estrutura salarial refere-se ao efeito de mudanças nos coeficientes da regressão. Logo, tais mudanças informam a respeito da variação na sensibilidade do *log* dos rendimentos/hora em relação às características observáveis do indivíduo consideradas no modelo de regressão. Ao analisar tal efeito, percebe-se que o efeito atrelado ao intercepto obteve o maior impacto.

Neste caso, o efeito estrutural possivelmente está captando diferenças não observadas entre os grupos, dado que as características municipais (exemplo de fatores não observados nessa modelagem), normalmente associadas às características socioeconômicas incluídas, afetam o coeficiente β . Assim, fica perceptível, através da Tabela 4, que o efeito composição total é responsável por puxar a diferença da média do *log* do salário/hora entre não pendulares e pendulares para cima, através, especialmente, da maior escolaridade (nível superior completo) dos não pendulares. Por outro lado, o efeito estrutural reduz essa diferença através, essencialmente, de fatores não observados captados no intercepto e das características relacionadas ao setor da residência e à atividade no setor de serviços (referente à categoria omitida, de ocupação no setor de agropecuária).

O componente explicativo de 0,0973, que é determinado pelos atributos produtivos, implica que esses atributos aumentam o hiato salarial entre não pendulares e pendulares. Mas, como o componente que contém as características não produtivas apresenta-se negativo, constata-se que os não pendulares recebem, em média, mais do que os pendulares, sendo essa diferença determinada pelas características pessoais e produtivas dos indivíduos.

Essas abordagens baseadas na média, ou até mesmo na mediana, apresentam algumas limitações essencialmente ligadas ao fato de serem baseadas em modelos de regressão que geram médias condicionais, o que não é suficiente para compreender profundamente as disparidades de rendimento no mercado de trabalho (SANTOS; RIBEIRO, 2006). Assim, passa-se para a análise de regressões quantílicas, na tentativa de superar essas limitações.

Antes da análise das regressões quantílicas, propriamente ditas, as colunas 1 e 2 da Tabela 5 apresentam as estimativas do modelo de MQO sem correção e com correção do viés de seleção, respectivamente. O modelo de Heckman apresenta resultados mais robustos comparativamente aos obtidos pela estimação por MQO simples, uma vez que o coeficiente da variável *lambda* foi estatisticamente significativo. O sinal positivo desse coeficiente é um indicativo de que os fatores não observados que aumentam a probabilidade de participação no mercado de trabalho também aumentam os salários (KASSOUF, 1994).

Em geral, como esperado, os resultados mais relevantes apontam que os indivíduos do sexo masculino, mais escolarizados e com domicílios localizados na área urbana auferem em média rendimentos/hora mais elevados, comparativamente às categorias de referência. A questão racial ainda persiste como fonte de desigualdade salarial, dado que os indivíduos de pele preta e parda apresentam em média salários inferiores aos dos brancos. Além disso, a idade do trabalhador afeta positivamente os ganhos de rendimentos destes, porém isso ocorre até um certo nível de idade. A variável de convivência com cônjuge ou companheiro(a) indica que a possibilidade de compartilhamento das obrigações domésticas está correlacionada positivamente com maiores rendimentos.

Tabela 5 – Regressões quantílicas por condição de pendularidade – RMBH, 2010

	Variável dependente: logaritmo do rendimento (hora)				
	MQO (1)	Heckman (2)	0,1 (3)	0,5 (4)	0,9 (5)
Masculino	0,3178*** (0,0145)	0,3590*** (0,0341)	0,1873*** (0,0048)	0,3260*** (0,0047)	0,3717*** (0,0118)
Idade	0,0128*** (0,0016)	0,0121*** (0,0019)	0,0044*** (0,0003)	0,0109*** (0,0002)	0,0215*** (0,0006)
Idade ao quadrado	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Cor branca (categoria omitida)					
Preta	-0,2031*** (0,0255)	-0,1980*** (0,0270)	-0,0918*** (0,0070)	-0,1520*** (0,0063)	-0,3586*** (0,0181)
Parda	-0,1683*** (0,0301)	-0,1678*** (0,0302)	-0,0745*** (0,0048)	-0,1350*** (0,0049)	-0,2746*** (0,0119)
Sem instrução (categoria omitida)					
Fund. completo e médio incompleto	0,1807*** (0,0086)	0,1930*** (0,0088)	0,1078** (0,0060)	0,1648*** (0,0055)	0,2306*** (0,0171)
Médio completo e superior incompleto	0,4090*** (0,0252)	0,4298*** (0,0203)	0,2291*** (0,0054)	0,3857*** (0,0054)	0,5148*** (0,0152)
Superior completo	1,3315*** (0,0489)	1,3744*** (0,0361)	0,8722*** (0,0104)	1,4162*** (0,0094)	1,5549*** (0,0166)
Zona urbana	0,1907*** (0,0491)	0,2028*** (0,0460)	0,0948*** (0,0107)	0,1372*** (0,0067)	0,2651*** (0,0189)
Vive com o cônjuge	0,1105*** (0,0104)	0,1129*** (0,0100)	0,0649*** (0,0047)	0,1049*** (0,0043)	0,1229*** (0,0113)
Trabalha com carteira assinada	-0,0057 (0,0077)	-0,0054 (0,0077)	0,2097*** (0,0074)	-0,0341*** (0,0052)	-0,2123*** (0,0127)
Sector de atividade serviços (categoria omitida)					
Agropecuária	-0,2627*** (0,0271)	-0,2609*** (0,0268)	-0,2152*** (0,0170)	-0,2562*** (0,0138)	-0,3581*** (0,0362)
Indústria	0,0270*** (0,0069)	0,0271*** (0,0068)	0,0469*** (0,0060)	0,0463*** (0,0064)	-0,0093 (0,0152)
Construção civil	-0,0546*** (0,0072)	-0,0521*** (0,0070)	0,0242*** (0,0079)	-0,0478** (0,0064)	-0,1457*** (0,0180)
Social	0,0245*** (0,0070)	0,0260*** (0,0073)	0,0599*** (0,0073)	0,0172** (0,0069)	0,0268 (0,0170)
Administração pública	0,3127*** (0,0282)	0,3131*** (0,0281)	0,1500*** (0,0097)	0,3299*** (0,0134)	0,3299*** (0,0208)
Tempo de deslocamento de mais de 1h a 2h (categoria omitida)					
Até 5 min	0,1029*** (0,0209)	0,1026*** (0,0210)	-0,1645*** (0,0082)	0,0667*** (0,0075)	0,2881*** (0,0199)
De 6 min. a 30 min.	0,0575** (0,0307)	0,0576* (0,0306)	0,0129** (0,0067)	0,0350** (0,0066)	0,1156*** (0,1614)
Mais de 30 min a 1h	0,0478*** (0,0137)	0,0478*** (0,0137)	0,0255*** (0,0064)	0,0251*** (0,0061)	0,0778*** (0,0159)
Mais de 2h	-0,0227 (0,0125)	-0,0022 (0,0125)	0,0150 (0,0204)	-0,0064 (0,0159)	-0,0062 (0,0293)
Pendular	0,0208 (0,0217)	0,0206 (0,0215)	0,0232*** (0,0049)	0,0344*** (0,0052)	-0,0203 (0,0052)
<i>Lambda</i>		0,1210* (0,0623)			
Intercepto	1,9863*** (0,0756)	1,9176*** (0,0608)	1,7529*** (0,0185)	2,0298*** (0,0139)	2,4701*** (0,0380)
R-quadrado	0,3633	0,3634			
<i>Pseudo R2</i>			0,1217	0,2341	0,2389
Observações	121.015				

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significativa a 1%. **Estatisticamente significativa a 5%. *Estatisticamente significativa a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

A existência de desiguais padrões de demanda por trabalho reforça a importância da análise do setor de atividades para o exame da RMBH. Percebe-se que, apenas nos setores de agropecuária e construção civil, os salários/hora são relativamente menores do que no setor de serviços, em média. Trabalhar na sua própria residência ou a menos de cinco minutos dela aumenta em 10,26% os retornos, assim como gastar mais de 30 minutos a uma hora no trajeto casa-trabalho aumenta os retornos em 4,78%, comparando-se com aqueles que gastam mais de uma até duas horas nesse deslocamento. Isso significa que os indivíduos que enfrentam maiores trajetos não parecem estar sendo compensados financeiramente, com rendimentos mais elevados, por esse maior desgaste no deslocamento. Contudo, os resultados demonstram que a pendularidade não parece influenciar, de maneira estatisticamente significativa, o rendimento médio dos indivíduos.

No modelo de regressão quantílica, colunas de 3 a 5 da Tabela 5, deve-se observar se o aumento dos rendimentos oriundos da condição de pendular é maior nos quantis mais altos da distribuição. Assim, nota-se que a condição de pendular parece afetar positivamente os rendimentos dos indivíduos nos quantis 0,10 e 0,50 da distribuição, isto é, os 10% mais pobres e os 50% mais pobres ou 50% mais ricos. Porém, para os 10% mais ricos, a condição de pendular não parece ter efeito algum sobre os rendimentos. Para os indivíduos pertencentes ao quantil mais elevado, ou seja, para aqueles que estão entre os 10% mais ricos da amostra, os principais fatores que levam à pendularidade podem ter efeito dispersos. O alto custo de aluguel nos centros urbanos, concentradores de emprego, pode ser ponto determinante na decisão de morar fora do centro, mas em um município próximo a esse. Nesse caso, para a parcela mais pobre da população, a busca por um custo de moradia menor, junto com a necessidade de encontrar melhores salários, pode influenciar na decisão de residir em cidades menores e de realizar o movimento pendular. Para os indivíduos mais ricos, tais fatores não são decisivos, uma vez que o custo do aluguel deve representar baixa proporção de seu salário. Nesse sentido, outros motivos, como a busca de uma melhor qualidade de vida, longe dos centros urbanos, pode ser um fator mais determinante.

Outros resultados interessantes podem ser extraídos das regressões quantílicas da Tabela 5. Homens brancos possuem um rendimento salarial mais elevado em comparação ao grupo das mulheres e pessoas negras ou pardas. Fica evidente ainda que as discriminações de rendimentos por gênero e raça tornam-se bem mais fortes na medida em que se avança na análise para os quantis mais elevados da distribuição, conforme a literatura já apontou (MATOS; MACHADO, 2006).

De maneira similar, também os retornos da educação são bem maiores para os quantis superiores e a educação apresenta um papel de destaque para determinação do diferencial de rendimentos. Tal fato pode ser entendido à luz do achado de Menezes Filho, Mendes e Almeida (2004) de que o principal determinante do diferencial de salário entre trabalhadores enquadrados nos setores formal e informal é proveniente de diferenças de características individuais observadas, especialmente educação, e características não observadas.

Neste sentido, um fato curioso é que os retornos associados à formalidade (trabalhadores com carteira assinada) se reduzem para os quantis superiores, ao passo que para os 50% e 10% mais ricos ser trabalhador com carteira assinada parece afetar negativamente os rendimentos. Entre os 10% mais ricos, possuir carteira de trabalho assinada está correlacionado com uma redução em 21,23% nos retornos, comparando-se com os que não possuem carteira de trabalho assinada. Tal resultado possivelmente relaciona-se à forte presença de indivíduos que trabalham por conta própria (agrupados dentro dos informais) nesse quantil da distribuição.

Os fatores de acessibilidade são determinantes das escolhas residenciais e de local de trabalho (MIRANDA; DOMINGUES, 2010; BETARELLI JUNIOR, 2015). Como se pode observar, quando examinados os fatores de acessibilidade associados ao custo de deslocamento, usando como base os percursos de mais de uma hora a duas horas (trajetos mais longos) entre casa e trabalho, para os 10% mais ricos ter um trabalho a 5 minutos de casa representa ganhos de rendimento, enquanto para os 10% mais pobres ter um trabalho a 5 minutos reflete rendimentos inferiores. Mesmo ao longo da distribuição, os indivíduos que enfrentam maiores trajetos não parecem estar sendo compensados financeiramente.

A decomposição contrafactual do efeito total do diferencial de rendimentos entre pendulares e não pendulares, baseado em Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly, é observada na Tabela 6. Os resultados são apresentados segundo cinco quantis de renda. Para o primeiro quantil, as estimações apontam que o salário médio do não pendular é, em média, maior quando comparado ao do trabalhador pendular. O diferencial no logaritmo da renda entre esses dois grupos é de 0,0999. Isso se traduz, dado o salário/hora médio dos pendulares nesse quantil (R\$ 8,50), em um rendimento/hora semanal médio aproximadamente 10,51% maior para os não pendulares (R\$ 9,39). Levando-se em conta uma jornada de trabalho de 44 horas semanais, essa diferença gera um valor de R\$ 39,16 mensais em favor dos não pendulares. Essa situação se inverte quando observados os resultados para grupo de indivíduos no quantil mais elevado. Nesse seguimento, são os pendulares que auferem maior rendimento, quando comparados aos não pendulares.

Tabela 6 – Decomposição de contrafactual para o log da renda por quantil – RMBH, 2010

	Quantil				
	0,1	0,25	0,5	0,75	0,9
Efeito das características	0,0164 (0,0117)	-0,0177 (0,0122)	-0,0644 (0,0171)	-0,1459 (0,0259)	-0,2145 (0,0431)
Efeito dos coeficientes	0,0835 (0,0141)	0,0657 (0,0138)	0,0670 (0,0181)	0,0207 (0,0287)	-0,0181 (0,0400)
Efeito total	0,0999 (0,0140)	0,0480 (0,0127)	0,0026 (0,0171)	-0,1252 (0,0264)	-0,2326 (0,0388)

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

A decomposição contrafactual indica que, no primeiro quantil, 16,5% do diferencial nos rendimentos deve-se ao efeito das características (componente explicado), ou seja, 16,5% da diferença média nos rendimentos entre os grupos observados se deve a características pessoais observadas, tais como educação e formalidade no trabalho. Já o efeito dos coeficientes (não explicado) corresponde a 83,5% do efeito total da diferença salarial entre os grupos. Este último dado aponta a diferença salarial média dos indivíduos quando *commuters* e não *commuters* possuem características similares. Em outras palavras, tem-se a diferença de rendimento entre o contrafactual construído pela atribuição dos rendimentos dos não *commuters* no grupo dos *commuters* e o rendimento médio dos *commuters*.

A importância da decomposição contrafactual por quantis de rendimento fica evidenciada, dada a heterogeneidade dos resultados, principalmente quando observados o primeiro e o último quantil. Enquanto os resultados da decomposição de Oaxaca-Blinder apontam uma discreta vantagem salarial a favor dos não pendulares, a decomposição quantílica indica um significativo diferencial de rendimento entre os grupos. No primeiro quantil, conforme já descrito, o rendimento salarial médio é maior para os não pendulares, enquanto, no último quantil, tal rendimento é superior para o grupo dos pendulares. Para o extrato maior de renda, o diferencial no logaritmo do salário/hora entre os dois grupos é de 0,2326 a favor dos pendulares. Isto implica que o rendimento médio dos *commuters* é 23,3% maior quando comparado ao do grupo dos não *commuters* nesse quantil¹³.

Decompondo o diferencial de rendimento dos 10% com maiores rendimentos do trabalho, é possível observar que 92,2% desse se deve às características individuais observadas. Nesse sentido, parte desse diferencial pode ser explicado pelo maior nível de instrução dos indivíduos desse grupo. Trabalhadores mais qualificados têm acesso a melhores ofertas de trabalho, podendo optar com mais liberdade entre realizar ou não realizar o movimento pendular. Dessa forma, ao tomar sua decisão, o indivíduo pode considerar outros fatores que elevem seu bem-estar, como residir em regiões mais afastadas do centro urbano, que apresentem, por exemplo, melhor qualidade de vida, infraestrutura e maior segurança. Nesse caso, para esse quantil de renda, o custo da pendularidade seria compensado

¹³ Considerando o salário/hora médio dos *commuters* no último quantil (R\$ 182,66), o valor recebido pelos não pendulares é R\$ 37,90 inferior.

por maiores rendimentos. Já os indivíduos menos qualificados, que em geral estão associados a quantis menores de rendimento, possuem menor poder de escolha entre realizar a pendularidade. Não há, portanto, evidências da existência de um prêmio salarial para os *commuters* classificados no quantil mais baixo de renda, indicando que esses indivíduos que realizam o deslocamento pendular o fazem não por opção, mas por necessidade.

Um ponto a destacar é que, quando analisado na média, o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares indica um rendimento sensivelmente maior para os não *commuters*. Essa abordagem não permite a identificação das peculiaridades existentes entre diferentes grupos de indivíduos, uma vez que os motivos que levam os indivíduos a optarem pela pendularidade podem ser bastante distintos. Os diferenciais mais marcantes podem ser percebidos, no entanto, no exame ao longo dos quantis da distribuição salarial. Essa perspectiva considera que a condição de pendular pode afetar os rendimentos dos indivíduos de maneira distinta, entre os grupos, o que proporciona, portanto, a análise de um conjunto maior de informações.

6. Considerações finais

Objetivando analisar o diferencial de rendimento entre pendulares e não pendulares na RMBH em 2010 e identificar os fatores que mais contribuem para as disparidades de rendimento desses dois grupos, foi empregada a técnica de decomposição de Oaxaca-Blinder. Além disso, a fim de compreender melhor as características que afetam o rendimento desses indivíduos nos distintos quantis de distribuição dos rendimentos, foi utilizada uma análise de regressões quantílicas, a partir dos microdados provenientes do Censo Demográfico de 2010. Constatou-se que os indivíduos pendulares recebem, em média, rendimentos do trabalho relativamente menores, quando comparados aqueles que não realizam tal deslocamento.

De maneira mais específica, a análise de regressões quantílicas mostrou que a condição de pendular parece afetar positivamente os rendimentos dos indivíduos no quantis 0,10 e 0,50 da distribuição. Já para os indivíduos que estão entre os 10% mais ricos da amostra, a condição de pendular não parece ter efeito sobre os rendimentos.

A análise das características individuais aponta que os indivíduos homens teriam rendimentos superiores, comparativamente às mulheres com as demais características idênticas. Além disso, aqueles que se declararam de cor preta ou parda teriam rendimentos inferiores, quando comparados a indivíduos de cor branca. Nota-se também que níveis mais elevados de escolaridade estão associados a maiores rendimentos.

A decomposição contrafactual dos diferenciais de rendimento entre pendulares e não pendulares, por quantil de renda, mostra que há uma inversão em relação à superioridade de renda nos grupos. Os indivíduos não pendulares possuem, em média, maior rendimento, quando considerado o menor quantil de renda. Essa característica se inverte para o último quantil. Neste, os indivíduos pendulares passam a obter maior rendimento. Outro ponto de destaque é o maior peso das características observadas (explicadas) no quantil de renda superior. Os diferenciais de rendimento entre os pendulares e aqueles que não realizam tal movimento, no quantil mais elevado de renda, deve-se principalmente às diferenças médias das características pessoais observadas, como educação e formalidade no mercado de trabalho.

Os movimentos pendulares devem ser entendidos como reflexos do próprio aglomerado urbano, de modo que a intensificação desses deslocamentos representa, em certa medida, maior dinamismo do espaço urbano em análise. Assim, a intensificação dos movimentos pendulares configura-se como um indicador do bom desempenho econômico, uma vez que os indivíduos podem tentar aproveitar o ambiente favorável à mobilidade urbana, ampliando as suas fronteiras educacionais e de inserção no mercado de trabalho. Neste contexto, é extremamente importante que sejam pensadas políticas públicas espaciais e de mobilidade urbana capazes de atenuar os efeitos negativos, tais como pressões desproporcionais sobre a infraestrutura urbana, do aumento dos movimentos pendulares.

Referências

- ALTONJI, J. G.; BLANK, R. M. Race and gender in the labor market. In: ASHENFELTER, O. C.; CARD, D. (Org.). *Handbook of Labor Economics*, v. 3, Part C. Amsterdam: North Holland, 1999. p. 3143-3259.
- ÂNTICO, C. Deslocamentos pendulares na região metropolitana de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 110-120, 2005.
- ARANHA, V. Mobilidade pendular na metrópole paulista. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 96-109, 2005.
- AXISA, J. J.; NEWBOLD, K. B.; SCOTT, D. M. Migration, urban growth and commuting distance in Toronto's commuter shed. *Area*, v. 44, n. 3, p. 344-355, 2012.
- BETARELLI JUNIOR, A. A. Custo de acessibilidade entre residência e trabalho: Um enfoque das características individuais, familiares e locais. *Nova Economia*, v. 25, n. 2, p. 369-386, 2015.
- BLINDER, A. Wage discrimination: reduced forms and structural estimation. *Journal of Human Resources*, v. 8, n. 4, p. 436-455, 1973.
- BRESSAN, G. S.; HERMETO, A. M. Polarização do mercado de trabalho sob viés tecnológico e impactos sobre diferenciais salariais por gênero. In: *Anais do 37º Encontro Nacional de Economia*, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Foz do Iguaçu, 2009.
- BRUECKNER, J. K. Chapter 20 The structure of urban equilibria: A unified treatment of the muth-mills model. In: MILLS, E. S. (Org.). *Urban Economics. Handbook of Regional and Urban Economics*, v. 2. Amsterdam: North Holland, 1987. p. 821-845.
- CAMBOTA, J. N.; MARINHO, E. L. L. Discriminação como uma das fontes de desigualdade de rendimentos no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste. *Economia*, v. 7, n. 3, p. 597-619, 2007.
- CARVALHO, J. A. M. DE; RIGOTTI, J. I. R. Os dados censitários brasileiros sobre migrações internas: algumas sugestões para análise. *Revista Brasileira de Estudos de População*, v. 15, n. 2, p. 7-16, 1998.
- CHERNOZHUKOV, V.; FERNANDEZ-VAL, I.; MELLY, B. Inference on counterfactual distributions. *Econometrica*, v. 81, p. 2205-2268, 2013.
- CHRISTOFIDES, L. N.; MICHAEL, M. Exploring the public-private sector wage gap in European countries. *IZA Journal of European Labor Studies*, v. 2, n. 1, p. 1-53, 2013.
- CRANE, R. The Influence of uncertain job location on urban form and the journey to work. *Journal of Urban Economics*, v. 39, n. 3, p. 342-356, 1996.
- FONTES, G. G. *Hierarquia urbana, estrutura ocupacional e o prêmio salarial à qualificação: decomposição dos determinantes das desigualdades interurbanas de rendimento no Brasil*. 2014. 243 f. Tese (Doutorado em Economia). Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), 2014.
- GIMPEL'SON, V. E.; KUKIYANOVA, A.; ŠARUNINA, A. V. *Estimating the public private wage gap in Russia: what does quantile regression tell US?*. 2015. (Working Paper SSRN, n. 104/EC/2015)

- HAZANS, M. Does Commuting reduce wage disparities? *Growth and Change*, v. 35, n. 3, p. 360-390, 2004.
- HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- JANN, B. The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *Stata Journal*, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.
- JARDIM, A. P. *Mobilidade intrametropolitana: o caso do Rio de Janeiro*. 2001. 265 f. Tese (Doutorado em Economia). Instituto de Pesquisa e Planejamento Urbano e Regional da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ), 2001.
- JUHN, C.; MURPHY, K. M.; PIERCE, B. Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence. In: KOSTERS, M. H. (Org.). *Workers and their wages: changing patterns in the United States*, 1991. p. 43-107
- KASSOUF, A. L. The Wage Rate Estimation Using the Heckman Procedure. *Revista de Econometria*, v. 14, n. 1, p. 89-107, 1994.
- KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- LAIRD, J. *Commuting costs and their impact on wage rates*. Institute of Transport Studies, University of Leeds, 2006. (Working Paper, n. 587).
- LAMEIRA, V. C. Mobilidade pendular para trabalho e diferenciais de rendimentos nas aglomerações urbanas brasileiras: um estudo a partir do Censo 2010. In: *Anais do 42º Encontro Nacional de Economia*, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Natal, 2014.
- MACHADO, A. F.; OLIVEIRA, A. M. H. C.; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 2, p. 355-388, 2008.
- MATOS, R. S.; MACHADO, A. F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). *Econômica*, v. 8, n. 1, p. 5-27, 2006.
- MENEZES FILHO, N. A.; MENDES, M.; ALMEIDA, E. S. DE. O diferencial de salários formal-informal no Brasil: segmentação ou viés de seleção? *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 2, p. 235-248, 2004.
- MILLS, E. S. *Studies in the structure of the urban economy*. Baltimore: Johns Hopkins Press, 1972.
- MIRANDA, R. A. DE; DOMINGUES, E. P. Commuting to work and residential choices in the metropolitan area of Belo Horizonte, Brazil. *Urban Public Economics Review*, v. 12, p. 41-71, 2010.
- MOURA, R.; BRANCO, M. L. G. C.; FIRKOWSKI, O. L. C. F. Movimento pendular e perspectivas de pesquisas em aglomerados urbanos. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 121-133, 2005.
- MUTH, R. F. *Cities and housing: the spatial pattern of urban residential land use*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- OAXACA, R. L. Male-female differentials in urban market. *International Economic Review*, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.
- OJIMA, R.; SILVA, R. B.; PEREIRA, R. H. A Mobilidade pendular na definição das cidades-dormitório: caracterização sociodemográfica e novas territorialidades no contexto da urbanização brasileira. In: *Anais do XVI Encontro Nacional de Estudos de População*, Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP), Caxambu, 2008.

- RAMALHO, H. M. B.; BRITO, D. J. M. Migração intrametropolitana e mobilidade pendular: evidências para a região metropolitana do Recife. *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 4, p. 823-877, dez. 2016.
- RODRIGUES, C. G. *A relação entre a expansão do acesso ao ensino e o desempenho escolar no Brasil: evidências com base no SAEB para o período de 1997 a 2005*. 2009. 182 f. Tese (Doutorado em Economia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), Belo Horizonte, 2009.
- SANDOW, E. Commuting behavior in sparsely populated areas: evidence from northern Sweden. *Journal of Transport Geography*, v. 16, n. 1, p. 14-27, 2008.
- SANDOW, E.; WESTIN, K. The persevering commuter – Duration of long-distance commuting. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, v. 44, n. 6, p. 433-445, 2010.
- SANTOS, R. V.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres no Brasil revisitado: explorando o “Teto de Vidro”. Seminários de Pesquisa. Seminário de Pesquisa do Instituto de Economia da UFRJ, 2006. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/eventos/seminarios/pesquisa/texto06_05_02.pdf>. Acesso em: jan. 2017.
- SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. A. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: evolução e determinantes. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.
- SO, K. S.; ORAZEM, P.; OTTO, D. M. The Effects of housing prices, wages, and commuting time on joint residential and job location choices. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 83, n. 4, p. 1036-1048, 2001.
- SOARES, S. S. D. O perfil da discriminação no mercado de trabalho – homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Textos para Discussão, n. 769).
- SOUZA, J. *A expansão urbana de Belo Horizonte e da Região Metropolitana de Belo Horizonte: o caso específico do município de Ribeirão das Neves*. 2008. 194 f. Tese (Doutorado em Economia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), Belo Horizonte, 2008.
- STUTZER, A.; FREY, B. S. Stress that doesn't pay: The commuting paradox. *Scandinavian Journal of Economics*, v. 110, n. 2, p. 339-366, 2008.
- THOMAS, T.; TUTERT, S. I. A. An empirical model for trip distribution of commuters in The Netherlands: transferability in time and space reconsidered. *Journal of Transport Geography*, v. 26, p. 158–165, 2013.
- VAN OMMEREN, J.; RIETVELD, P.; NIJKAMP, P. Commuting: in search of jobs and residences. *Journal of Urban Economics*, v. 42, n. 3, p. 402-421, 1997.

Apêndice

Apêndice 1

Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatística e econométrica

Continua

Variável	Tipo	Dicionário Censo Demográfico	Descrição e codificação
Gênero			
Masculino	Binária	V0601	1 - se o indivíduo é do sexo masculino; 0 caso contrário.
Feminino (categoria omitida)	Binária	V0601	1 - se o indivíduo é do sexo feminino; 0 caso contrário.
Raça			
Branca (categoria omitida)	Binária	V0606	1 - se o indivíduo declarou-se de cor branca; 0 caso contrário.
Preta	Binária	V0606	1 - se o indivíduo declarou-se de cor preta; 0 caso contrário.
Parda	Binária	V0606	1 - se o indivíduo declarou-se de cor parda; 0 caso contrário.
Idade	Contínua	V6036	Idade do entrevistado em anos.
Idade ao quadrado	Contínua	V6036	Quadrado da diferença entre a idade do indivíduo e a média de idade de todos indivíduos na amostra.
Não há cônjuge (categoria omitida)	Binária	V0637	1 - se o indivíduo não vive com cônjuge; 0 caso contrário.
Vive com cônjuge	Binária	V0637	1-se o indivíduo vive com cônjuge; 0 caso contrário.
N. de crianças (0 a 5 anos)	Contínua	V0502, V6036, V0300	Número de filhos do chefe do domicílio com idade entre 0 e 5 anos.
Faixas de Instrução			
S/ instrução e fund. incompleto (categoria omitida)	Binária	V6400	1 - se o indivíduo não tem instrução ou tem curso fundamental incompleto; 0 caso contrário.
Fund. completo e médio incompleto	Binária	V6400	1 - se o indivíduo tem curso fundamental completo ou nível médio incompleto; 0 caso contrário.
Médio completo e superior incompleto	Binária	V6400	1 - se o indivíduo tem nível médio completo ou curso superior incompleto; 0 caso contrário.
Superior completo	Binária	V6400	1 - se o indivíduo tem curso superior completo; 0 caso contrário.
Trabalho			
Log (Rendimento do trabalho principal)	Contínua	V6513	Logaritmo do rendimento do trabalho principal.
Log (Rendimento do trabalho principal/horas trabalhadas habitualmente por semana)	Contínua	V6513, V0653	Logaritmo do salário/hora.
Trabalhador com carteira assinada (formal)	Binária	V6930	1 - se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado com carteira assinada” ou “militar ou funcionário público” ou “empregador”; 0 caso contrário.
Trabalhador sem carteira assinada (informal)	Binária	V6930	1 - se o indivíduo tem como posição na ocupação principal “empregado sem carteira assinada” ou “conta própria” ou “não remunerado”; 0 caso contrário.
Trabalhador no setor de agropecuária	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “agropecuária” (A); 0 caso contrário.
Trabalhador no setor de indústria	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “indústria” (B, C); 0 caso contrário.
Trabalhador no setor de construção civil	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “construção civil” (F); 0 caso contrário.

Quadro A.1 – Descrição das variáveis utilizadas nas análises estatística e econométrica

Conclusão

Variável	Tipo	Dicionário Censo Demográfico	Descrição e codificação
Trabalhador no setor de serviços	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “serviços”(D, E, G, H, I, J, K, L, M, N, S, T, U); 0 caso contrário.
Trabalhador no setor social	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “social” (P, Q, R); 0 caso contrário.
Trabalhador no setor de administração pública	Binária	V6471	1 - se o indivíduo tem como setor de atividade na ocupação principal “administração pública” (O); 0 caso contrário.
Deslocamento casa-trabalho de 0 a 5 min	Binária	V0662	1 - se o indivíduo gasta de 0 a 5 min no trajeto casa-trabalho; 0 caso contrário.
Deslocamento casa-trabalho de 6 min a 30 min	Binária	V0662	1 - se o indivíduo gasta de 6 min a 30 min no trajeto casa-trabalho; 0 caso contrário.
Deslocamento casa-trabalho de 31 min a 1h	Binária	V0662	1 - se o indivíduo gasta de 31 min a 1h no trajeto casa-trabalho; 0 caso contrário.
Deslocamento casa-trabalho de mais de 1h a 2h	Binária	V0662	1 - se o indivíduo gasta de mais de 1h a 2h no trajeto casa-trabalho; 0 caso contrário.
Deslocamento casa-trabalho de mais de 2h	Binária	V0662	1 - se o indivíduo gasta de mais de 2h no trajeto casa-trabalho; 0 caso contrário.
Pendular	Binária	V0660, V6604	1 - se o indivíduo é <i>commuter</i> intermunicipal; 0 caso trabalhe no mesmo município de residência.
Setor de residência			
Zona rural (categoria omitida)	Binária	V1006	1 - se o indivíduo reside no meio rural; 0 caso contrário.
Zona urbana	Binária	V1006	1 - se o indivíduo reside no meio urbano; 0 caso contrário.
Região metropolitana			
Belo Horizonte	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Belo Horizonte; 0 caso contrário.
Betim	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Betim; 0 caso contrário.
Caeté	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Caeté; 0 caso contrário.
Confins	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Confins; 0 caso contrário.
Contagem	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Contagem; 0 caso contrário.
Ibirité	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Ibirité; 0 caso contrário.
Nova União	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Ilha de Nova União; 0 caso contrário.
Lagoa Santa	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Lagoa Santa; 0 caso contrário.
Nova Lima	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Nova Lima; 0 caso contrário.
Pedro Leopoldo	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Pedro Leopoldo; 0 caso contrário.
Raposos	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Raposos; 0 caso contrário.
Ribeirão das Neves	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Ribeirão das Neves; 0 caso contrário.
Rio Acima	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Rio Acima; 0 caso contrário.
Sabará	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Sabará; 0 caso contrário.
Santa Luzia	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Santa Luzia; 0 caso contrário.
São Joaquim de Bicas	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em São Joaquim de Bicas; 0 caso contrário.
Vespasiano	Binária	V0002	1 - se o indivíduo reside em Vespasiano; 0 caso contrário.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

Apêndice 2

Tabela A.1 – Estimação da equação de seleção e da equação de rendimentos – RMBH, 2010

	Probit: Decisão de ofertar trabalho [1 = oferta trabalho; 0 = não oferta]	Variável dependente: logaritmo do rendimento (hora)
	Coefficientes	
Masculino	0,7736*** (0,0069)	0,3590*** (0,0341)
Idade	-0,0128*** (0,0004)	0,0121*** (0,0019)
Idade ao quadrado	-0,0016*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Cor branca (categoria omitida)		
Preta	0,0998*** (0,0255)	-0,1980*** (0,0270)
Parda	0,0113 (0,0074)	-0,1678*** (0,0302)
Sem instrução (categoria omitida)		
Fund. completo e médio incompleto	0,2068*** (0,0096)	0,1930*** (0,0088)
Médio completo e superior incompleto	0,3706*** (0,0085)	0,4298*** (0,0203)
Superior completo	0,8527*** (0,0128)	1,3744*** (0,0361)
Zona urbana	0,2169*** (0,0145)	0,2028*** (0,0460)
Vive com o cônjuge	0,0617*** (0,0073)	0,1129*** (0,0100)
Trabalha com carteira assinada		-0,0054 (0,0077)
Setor de atividade serviços (categoria omitida)		
Agropecuária		-0,2609*** (0,0268)
Indústria		0,0271*** (0,0068)
Construção civil		-0,0521*** (0,0070)
Social		0,0260*** (0,0073)
Administração pública		0,3131*** (0,0281)
Tempo de deslocamento de mais de 1h a 2h (categoria omitida)		
Ate 5 min		0,1026*** (0,0210)
De 6 min. a 1/2 h		0,0576* (0,0306)
Mais de 1/2h a 1h		0,0478*** (0,0137)
Mais de 2h		-0,0022 (0,0125)
Pendular		0,0206 (0,0215)
<i>lambda</i>		0,1210* (0,0623)
N. de crianças (0 a 5 anos)	-0,1074*** (0,0075)	
Intercepto	0,4448*** (0,0222)	1,9176*** (0,0608)
R-quadrado		0,3634
Observações	172.376	121.015

Nota: Desvios-padrão entre parênteses. ***Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%. *Estatisticamente significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Demográfico de 2010.

O procedimento proposto por Heckman (1979) busca corrigir problemas como o de viés de seleção. O desafio de estimar uma equação de salários é a impossibilidade de se observar os níveis individuais de rendimento para toda a amostra, com informações salariais restritas apenas àqueles que trabalham. No presente estudo, tem-se uma equação de seleção – também conhecida como equação de participação –, estimada de um modelo *probit*, que avalia a probabilidade do indivíduo trabalhar segundo algumas variáveis explicativas. A variável dependente assume o valor 1 se o indivíduo tem rendimento não nulo do trabalho principal (ocupado) e 0 caso contrário (desocupados ou inativos). Assim, obtém-se a variável *lambda*, ou razão inversa de Mills, que é utilizada como variável explicativa para estimação da equação estrutural, isto é, a equação de salários.

Como nos resultados acima o coeficiente da variável *lambda* é estatisticamente significativo, sua inclusão é necessária para correção do viés de seleção (Tabela A.1). Note que, na equação de seleção estimada, são excluídas todas as variáveis referentes ao mercado de trabalho, para as quais tem-se como respondentes apenas trabalhadores (formalidade, setor de atividade, tempo de deslocamento pendular e condição de pendular por motivo trabalho). Adicionalmente, nessa mesma equação, que avalia as chances de o indivíduo estar inserido no mercado de trabalho, inclui-se o número de crianças com menos de 5 anos de idade no domicílio. Assume-se que o número de filhos, ainda crianças, pode afetar a participação na força de trabalho (SCORZAFAVE; MENEZES-FILHO, 2001), como também a condição de migrante (RAMALHO; BRITO, 2016) e até a condição de pendular (MIRANDA; DOMINGUES, 2010), porém não há uma relação direta teórica entre o número de filhos que um indivíduo possui e o rendimento/hora que ele auferi do trabalho.



Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (RBERU)

Vol. 12, n. 4, pp. 504-520, 2018

<http://www.revistaaber.org.br>

UM ESTUDO DA CONVERGÊNCIA DE RENDA PER CAPITA ENTRE OS MUNICÍPIOS CATARINENSES*

Júlio César Araújo Silva Júnior

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP)

E-mail: julio.econometria@gmail.com

Marina Bellei

Graduação em Economia pela Universidade Comunitária da Região de Chapecó (UNOCHAPECÓ)

E-mail: marina_bellei@unochapeco.edu.br

Ismael Cittadin

Professor do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade do Extremo Sul Catarinense (UNESC)

E-mail: ismaelcittadin@hotmail.com

Gabrielito Rauter Menezes

Professor do Departamento de Ciências Sociais Agrárias da Universidade Federal de Pelotas (UFPEL)

E-mail: gabrielitorm@gmail.com

RESUMO: O estudo sobre a convergência de renda já é consolidado na literatura internacional. Em nível nacional, diversos são os estudos que investigam o comportamento da evolução da renda dos municípios e dos estados em diferentes regiões. Essas investigações são importantes para fornecer informações aos *policy makers*, que podem desenvolver estratégias para promover crescimento e desenvolvimento econômico das regiões em questão. Dentro desse contexto, os municípios do estado de Santa Catarina nunca foram investigados isoladamente sob a ótica da convergência, mesmo o estado apresentando elevadas taxas relativas de crescimento quando comparado com os demais. Neste trabalho, o objetivo é testar a hipótese de convergência de renda *per capita* entre os municípios catarinenses para o período de 2000 e 2010. Para tanto, adotamos uma estratégia composta por dois diferentes métodos, as regressões quantílicas e o método não paramétrico *B-splines*. De modo geral, os resultados indicaram convergência absoluta de renda. A análise da regressão não paramétrica sugeriu que, além da convergência absoluta, existem clubes de convergência entre os municípios catarinenses, apontando diferentes trajetórias entre grupos (quantis).

Palavras-chave: Convergência de renda; Regressão quantílica; *B-splines*.

Classificação JEL: JD31; C1; C14.

A STUDY OF THE CONVERGENCE OF PER CAPITA INCOME AMONG THE MUNICIPALITIES OF SANTA CATARINA

ABSTRACT: The study on income convergence is already consolidated in the international literature. At the national level, several are the studies that investigate the behavior of the income evolution of the municipalities and states in different regions. These investigations are important in providing information to the policymakers, who can develop strategies to promote economic growth and development in the regions concerned. Within this context, the municipalities of the State of Santa Catarina were never investigated separately from the perspective of convergence, even the State showing high relative growth rates when compared to the others. In this work, the objective is to test the hypothesis of convergence of per capita income between the municipalities of Santa Catarina for the period of 2000 and 2010. For this, we adopted a strategy composed of two different methods, the quantile regressions and the method non-parametric *B-splines*. Overall, the results indicated absolute income convergence. The nonparametric regression analysis suggested that besides convergence there are convergence clubs among the municipalities of Santa Catarina, pointing out different trajectories between groups.

Keywords: Income convergence; Quantile regression; *B-splines*.

JEL Codes: JD31; C1; C14.

*Recebido em: 20/01/2018; Aceito em: 05/11/2018.

1. Introdução

A grande diferença de renda entre as economias incentiva o surgimento de diversos estudos a respeito dos processos de crescimento e de convergência de renda entre as regiões (RIBEIRO; ALMEIDA, 2012). Compreender essas diferenças e sua evolução ao longo do tempo são fatores determinantes na elaboração de políticas para o crescimento e desenvolvimento.

De acordo com Pinto (2005), em alguns casos, a ação do Poder Público contribui para acentuar essas diferenças pela atratividade de algumas regiões com melhor infraestrutura em detrimento de outras mais carentes de recursos para atração de novos investimentos produtivos. Uma questão pertinente à discussão de convergência de renda trata dos aspectos regionais, ou seja, é interessante que se considere a influência dos efeitos espaciais sob a dinâmica de crescimento de cada região.

No Brasil, existem diversos estudos relacionados à convergência de renda para diferentes regiões. Contudo, nenhum trabalho deteve-se aos municípios catarinenses. Os resultados dos trabalhos, em sua grande maioria, evidenciam que as rendas tenderam a convergir para um ponto estável particular, variando de acordo com as especificidades econômicas de cada região em que os municípios estão inseridos. Grande diversidade social e econômica, níveis de industrialização, políticas públicas e demais variáveis regionais são determinantes para a convergência de renda.

Nesse sentido, Santa Catarina expõe ótimas condições para estudos relacionados à convergência ou divergência de renda. O estado tem uma economia fortemente descentralizada. O sul se destaca pela produção de cerâmica, de carvão, de vestuário e de descartáveis plásticos. A região oeste participa com a sua produção alimentar e de móveis. Já o Vale do Itajaí sobressai-se na produção têxtil, vestuário, naval e cristal. O norte catarinense foca na produção metalúrgica, de máquinas e equipamentos, de material elétrico, de autopeças, de plástico, de confecções e de mobiliário. A região serrana é responsável pelo setor madeireiro. E a grande Florianópolis é destaque na produção tecnológica. A indústria de base tecnológica, além de estar presente na grande Florianópolis, também se destaca em Blumenau, Chapecó, Criciúma e Joinville (SANTA CATARINA, 2015a e 2015b).

A análise de convergência de renda para os municípios catarinenses ainda é uma lacuna da literatura sobre o tema no Brasil. Apesar de serem relativamente comuns para as regiões brasileiras ou para outros estados, as pesquisas sobre convergência de renda nunca se detiveram no estado de Santa Catarina. Os estudos que utilizam técnicas de econometria para analisar a renda *per capita* dos municípios catarinenses se concentram na convergência de renda para toda a região sul do Brasil, como Russo et al. (2012) ou mais simplesmente no crescimento da renda do trabalho, como Resende e Silva (2007). Assim, este artigo visa suprir essa lacuna, contribuindo com estimativas para o estado de Santa Catarina, visto que não há, até o momento, estudos sobre o tema para o estado.

Santa Catarina acompanhou a década de crescimento experimentada pelo Brasil recentemente. Entre 2000 e 2010, o Produto Interno Bruto (PIB) catarinense aumentou 27%, de R\$ 111,3 bilhões para R\$ 152,4 bilhões¹. Esse valor foi responsável por 4% do PIB nacional (R\$ 3,675 trilhões) e colocou o estado em 2010 na 7ª posição do *ranking* nacional, ficando atrás apenas de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná e Bahia.

Em relação ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), em 2010 o resultado de Santa Catarina foi de 0,774, o que situa o estado na faixa de Desenvolvimento Humano Alto². Esse índice colocou o estado em terceiro lugar no Brasil, ficando atrás apenas de São Paulo (0,783) e do Distrito Federal (0,824). A dimensão que mais contribui para o IDHM de Santa Catarina é longevidade, com um índice de 0,860, seguido pela renda (0,773) e pela educação (0,697).

Apesar de bons resultados, em âmbito estadual, existem ainda disparidades entre os municípios do estado. Testar a hipótese de convergência de renda *per capita* nos municípios de Santa Catarina

¹ A fonte dos dados foi o IPEADATA.

² Esses dados podem ser obtidos no Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil, disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/perfil_uf/santa-catarina>.

permite identificar se as taxas de crescimento indicam uma convergência de longo prazo, ou seja, se os municípios mais pobres estão se aproximando dos mais ricos com o passar do tempo. Ressaltamos que isso é de elevada importância no desenvolvimento de políticas regionais, para a diminuição da desigualdade entre regiões e uma maior sinergia entre taxas de crescimento.

Para atendermos ao nosso objetivo, propomos a utilização de dois métodos, de forma sequencial: em um primeiro momento, fazemos uso de regressões Quantílicas e, posteriormente, utilizamos o método não paramétrico quantílico, o *B-splines*. Esse último surge como alternativa no caso de uma especificação incorreta das formas funcionais no método anterior. Essa sequência contribui para uma análise mais acurada dos resultados sobre a relação de crescimento ao longo do tempo das diferentes cidades do estado de Santa Catarina. Justificamos a não utilização dos métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) em função de seus fortes pressupostos, que teriam de ser relaxados, dadas as características do conjunto de dados, e para evitar a chamada crítica da "falácia de Galton".

Além desta introdução, o presente artigo possui mais quatro seções. Na segunda, apresentamos uma breve revisão da literatura, a qual discorre sobre convergência de renda. A seção três descreve os procedimentos metodológicos, bem como os dados e a estratégia empírica utilizada. Consecutivamente, os resultados são apresentados e discutidos na quarta seção. Por fim, as considerações finais contendo as limitações do estudo e a indicação de pesquisas futuras é efetuada.

2. Convergência de renda: uma breve revisão

A revisão de literatura, sobre convergência de renda, é apresentada em duas subseções. A primeira subseção trata dos trabalhos seminais sobre convergência e a segunda pondera sobre as evidências empíricas relacionadas ao tema.

2.1. Convergência e renda per capita

A partir de estudos realizados por Baumol (1986), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), tendo por base o modelo proposto por Solow (1956) e Swan (1956), cresceu o interesse e a discussão sobre as desigualdades regionais e sobre o processo de convergência entre os estados e países, sendo estimulado pelas aplicações empíricas das teorias de crescimento econômico, em função das maiores disponibilidades de dados de corte, em estudos regionais, em que forças intrínsecas conduzem a economia ao processo de convergência de rendas per capita (BARROS, 2011).

Dentro desse contexto, em uma abordagem macroeconômica, surgem os modelos de crescimento endógeno de Romer (1986), que ressaltam a importância do conhecimento para o crescimento econômico de longo prazo, sendo esse um modelo de equilíbrio competitivo com mudanças tecnológicas endógenas. Destaca-se, também, o modelo de Lucas (1988), expondo a relevância da acumulação de capital humano, através da escolarização, para o crescimento econômico das regiões em estudo. Esses modelos evidenciam a possibilidade de economias menos favorecidas conseguirem se desenvolver.

Nesta perspectiva, entende-se por convergência o processo no qual uma mesma variável - neste caso, renda *per capita* - apresenta valores diferentes entre países, estados, cidades ou regiões. Caso a diferença entre esses valores diminua ao longo do tempo, tem-se uma situação de convergência (LOPES, 2004).

Em termos gerais, a hipótese de convergência de renda, conforme Barro e Sala-i-Martin (1992), pode ser validada em uma de três maneiras:

- **Convergência β absoluta ou incondicional:** em que as rendas *per capita* dos países, regiões, estados ou municípios convergem para um único estado estacionário independentemente de suas condições iniciais;

- **Convergência β condicional:** neste caso, as rendas *per capita* do local em estudo que possuem características estruturais idênticas (preferências, tecnologia, taxa de crescimento da população, taxa de poupança) convergem no longo prazo independentemente das condições iniciais. A convergência condicional é compatível com a existência de vários equilíbrios estáveis de longo prazo para a renda *per capita*;
- **Clubes de convergência³:** as rendas *per capita* do local em estudo que possuem características estruturais idênticas convergem no longo prazo somente quando suas condições iniciais são muito próximas (GALOR, 1996). Nesse caso, poderíamos associar a clubes de convergência a existência de múltiplos equilíbrios estáveis.

Os primeiros estudos sobre convergência de renda se detêm a analisar o comportamento dessa variável entre países. Nesse sentido, o primeiro trabalho seminal foi desenvolvido por Baumol (1986). Nele, verificou-se a relação entre o crescimento econômico e a produtividade para um grupo de 16 países, com dados de 1870 a 1979. Os resultados confirmaram a hipótese de convergência, mas quanto maior o nível de produtividade no corte inicial, menor é o crescimento dela ao longo do tempo. Em um segundo momento, Baumol (1986) utiliza um grupo maior de países com dados de PIB *per capita* de 1950 a 1980 e verifica que se formam dois clubes de convergência: um para países de primeiro mundo e outro para as economias planificadas. Seus resultados indicam que os padrões de convergência diferem entre os grupos em questão.

O estudo clássico sobre convergência de Barro e Sala-i-Martin (1992), que estima os modelos neoclássicos de crescimento, identifica que o nível dos estados americanos mais pobres tende a crescer mais rapidamente do que os mais ricos, ou seja, confirmaram a hipótese de convergência absoluta. Para tanto, utilizaram-se dados de PIB *per capita* entre 1963 e 1988 e renda pessoal *per capita* de 1840 a 1988 para 48 estados. No mesmo estudo, os autores conduziram uma análise a nível mundial com 98 países e identificaram convergência condicional para o PIB *per capita* no período de 1960 a 1985. De acordo com os autores, se as economias possuem os mesmos parâmetros de tecnologia e preferências, há um certo estímulo que possibilita o processo de convergência.

Mankiw, Romer e Weil (1992) utilizaram a definição de convergência condicional para evidenciar que o modelo de crescimento de Solow é consistente com a evidência empírica internacional. Segundo os autores, as implicações do modelo de Solow para a convergência nos padrões de vida evidenciam que se os países pobres tendem a crescer mais rapidamente, quando comparados aos países ricos. Desde que mantenham constante o crescimento da população e a acumulação de capital, esses países podem convergir em torno da taxa que o modelo de Solow supõe.

Posterior ao trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1992) e Mankiw, Romer e Weil (1992), o artigo de Quah (1996) traz questionamentos pertinentes para a compreensão dos padrões de crescimento dos dados de seção cruzada entre os países, trazendo a questão da multimodalidade na distribuição de renda, assim como uma melhor maneira de compreender a dinâmica e a mobilidade dos rendimentos dos indivíduos na sociedade. O autor busca responder as seguintes questões: com que rapidez os países pobres alcançam os mais ricos? Quais são os fatores que contribuem nessa convergência? Nesse trabalho, são traçadas críticas ao uso do método de MQO que, ao estimar uma regressão com dados de corte da taxa de crescimento em função da renda inicial, obtém, na verdade, informação do efeito médio da renda inicial no crescimento. Para Quah (1996), o importante não é analisar se uma economia tende a um estado estacionário individual, o ponto chave é a preocupação de economias pobres convergirem para as economias ricas. Ou seja, compreender a dinâmica intra-distribuição pode fornecer uma melhor percepção sobre o processo de *catching up* dos países pobres em relação aos ricos e a dinâmica de clubes de convergência dos países.

³ A ideia de Clubes de Convergência foi instituída por Quah (1996).

2.2. Evidências empíricas para o Brasil

Com relação ao Brasil, têm se proliferado os estudos sobre convergência de renda. Os casos de convergência no país são diversos e investigam dados para o Brasil como um todo, ou para recortes de uma ou mais regiões, além disso, as técnicas econométricas são variadas. Um dos primeiros estudos a tratar desse tema foi Porto e Ribeiro (2000). No trabalho, os autores utilizaram matrizes de transição de Markov e estimação de funções de densidades de probabilidade para analisar o processo de convergência entre os municípios da Região Sul no período de 1970 a 1991. Os resultados apontaram para a formação de dois clubes de convergência entre os municípios mais ricos e mais pobres.

Azzoni e Barossi Filho (2003), utilizando dados em painel e séries temporais, concluem que existe uma fraca convergência do PIB *per capita* entre os estados do Brasil. De acordo com eles, cinco estados encontram-se em processo de convergência e três de fraca convergência, enquanto Amapá, Pará, Piauí, Santa Catarina e São Paulo não estão convergindo.

Penna e Linhares (2009) examinaram a existência de tendências de crescimento comuns e formação de clubes de convergência entre os estados brasileiros, assumindo a hipótese de heterogeneidade em seus processos de desenvolvimento tecnológico. Com base na metodologia de séries temporais proposta por Phillips e Sul (2007), verifica-se que há a formação de dois clubes de convergência: um primeiro formado pela grande maioria dos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste e, um segundo formado principalmente pelos estados do Norte e do Nordeste.

Barreto e Gondim (2004) investigaram a convergência entre estados, mesorregiões, microrregiões e municípios brasileiros. Considerando as unidades federativas, no período de 1950 a 2000, os autores verificaram instabilidade no processo de convergência. A distribuição de renda *per capita* evolui ao longo do tempo para uma formação bimodal em todos os níveis geográficos. Os autores encontram evidências robustas de convergência condicional quando a distribuição de renda *per capita* é condicionada ao nível de escolaridade e à localização geográfica.

Por meio de regressões, análise temporal da dispersão, estimação não paramétrica de distribuições de probabilidade e matrizes de transição de Markov, Marino (2004) analisou a hipótese de convergência entre as rendas *per capita* dos estados e dos municípios brasileiros, no período de 1970 a 2000, rejeitando a hipótese de convergência absoluta entre os estados. No entanto, o autor constatou a polarização da renda *per capita* em dois clubes de convergência.

Em nível municipal, para o Brasil, Alencar (2005) utilizou um modelo *threshold* e dados de seção cruzada no período de 1980 a 2000. As variáveis utilizadas como determinantes para a identificação dos clubes de convergência foram a taxa de analfabetismo e a dotação inicial da renda *per capita*. Os resultados mostraram a existência de oito clubes de convergência entre os municípios e os resultados interclubes, indicam convergência dentro de todos os clubes. Outra dedução do estudo foi que as dotações iniciais de capital humano são mais importantes para o processo de crescimento da renda *per capita* do que as dotações iniciais do capital físico.

Com uma abordagem que faz uso da metodologia de *regression trees* e testes de robustez para os municípios brasileiros de 1970 a 2000, Coelho e Figueiredo (2007) obtêm resultados que demonstram a importância das condições iniciais na determinação do nível de renda de longo prazo, sugerindo prevalência da hipótese de clubes de convergência sob as demais. Seus achados ainda indicam um caráter regional dos clubes, visto que os clubes de baixa renda se concentram nas regiões norte e nordeste, já os clubes de maior renda nas regiões sul e sudeste do país.

Amorim, Scalco e Braga (2008) estimam os parâmetros de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, para determinar se o modelo de crescimento de Solow explicaria o padrão de renda *per capita* como um todo dos estados brasileiros e para os setores de agropecuário, indústria e serviços de 1980 a 2000; e, posteriormente, a existência e velocidade de convergência para os estados como um todo e os setores no período. Por meio de estimações via MQO, os pesquisadores determinaram que havia convergência absoluta nos setores de indústria e serviços e convergência condicional apenas no setor de serviços.

Galeano (2014) examinou a situação das desigualdades regionais de renda *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1985-2008. O estudo indicou que a disparidade regional de renda no Brasil se manteve. Os indícios sugerem que o processo de convergência se dá mais pelo fraco desempenho dos estados de maior peso do que pelo desempenho dos estados que partiram de um nível menor de PIB *per capita*.

Em uma pesquisa com enfoque nos municípios e mesorregiões do estado de Minas Gerais, utilizando dados censitários de 1991 e 2000, Salvato e Matias (2010) analisam se convergência em renda implica convergência em desigualdade e pobreza, usando o método de Cadeias de Markov de primeira ordem. Baseando-se na dinâmica observada na década de 90, há uma ligeira tendência de formação de clubes de convergência entre os municípios de Minas Gerais. Isto é, mantida a mesma evolução no período, alguns municípios tendem a reduzir sua renda *per capita* em torno da média, ficando relativamente mais pobres; outros aumentaram sua renda *per capita*; alguns poucos, relativamente mais ricos, permaneceram na mesma distância da média.

Assis e Marques (2015), utilizando análise de agrupamento, verificam se houve indícios de convergência ou divergência não apenas em renda *per capita*, mas em cinco dimensões do desenvolvimento econômico do sudeste e nordeste brasileiros no período de 1990 a 2010. Considerando vinte indicadores sociais e econômicos de ambas as regiões, os autores identificam uma sensível evolução nos indicadores de desenvolvimento para o nordeste, porém sem uma redução da sua distância com relação ao sudeste. Procedendo com o teste não paramétrico de Wilcoxon, eles também não identificam indícios de convergência entre as duas regiões no período analisado. Ou seja, as distâncias que separavam os estados das duas regiões brasileiras continuavam praticamente sem alterações significativas.

Com relação às mesorregiões, Salvato e Matias (2010) constataram que não há convergência de renda entre as mesorregiões de Minas Gerais. Isso se deve ao fato de essas terem características específicas, de modo que não se pode falar em convergência absoluta, mas sempre em convergência relativa. Ou seja, municípios de uma mesorregião deverão tender para as características de suas mesorregiões, como se a mesorregião definisse estados estacionários diferenciados. Isso tem a ver com fatores de autocorrelação espacial, em que um município mais desenvolvido afeta os demais ao seu redor.

Barbosa e Barreto (2015) investigaram o comportamento do PIB *per capita* nos municípios baianos, verificando a existência de uma tendência para redução das disparidades econômicas, no período de 1996 a 2010. Os pesquisadores utilizaram um modelo de regressão múltipla não linear, por meio do método de MQO, com dados coletados dos 417 municípios do estado da Bahia em uma análise de dados de seção cruzada. Os resultados obtidos mostraram redução das diferenças entre o PIB *per capita* dos municípios, o que confirma a existência de convergência de renda.

Aplicando econometria espacial, Monasterio e Ávila (2004) analisaram o crescimento econômico das 58 áreas gaúchas no período de 1939 a 2001. Os testes de *I* de Moran mostraram que áreas ricas tenderam a ser circundadas por áreas ricas e as pobres por áreas igualmente pobres. Os resultados sugeriram que a região da Campanha, ao sul do estado, compõe um regime espacial distinto do restante do Rio Grande do Sul.

Argumentando que regressões quantílicas de fato resolvem a maior parte dos problemas decorrentes da estimação de MQO para a verificação de convergência ou divergência, porém não são capazes de captar o processo de divergência entre as curvas quantílicas que caracteriza a formação de clubes de convergência, Silva e Figueiredo (2010) utilizam regressões quantílicas não paramétricas para estimar a convergência de renda *per capita* entre os municípios da região nordeste. O intervalo de tempo verificado compreende o período entre 1970 e 1996. Os indicativos obtidos permitiram verificar a existência de clubes de convergência entre os municípios.

Com metodologia de regressões quantílicas, outro destaque é o estudo de crescimento econômico dos municípios gaúchos de 1970 a 2001 de Grolli, Oliveira e Jacinto (2006). Os resultados obtidos pelos autores indicaram a existência de convergência absoluta no período analisado na maioria dos quantis, porém, com taxas diferentes ao longo da distribuição condicional.

Ainda segundo os autores, esse resultado não surpreende, dado que um mesmo estado compartilha dos mesmos traços socioeconômicos e institucionais que favorecem o processo de convergência.

Silva e Paixão (2013) também verificam a formação de clubes de convergência entre os municípios brasileiros de 2000 a 2010 através de métodos não paramétricos. A análise de densidade de *kernel* para as rendas *per capita* inicial e final permitiu a observação de uma distribuição bimodal. O resultado das regressões quantílicas indicaram convergência apenas para o quinto percentil e primeiro decil, ocorrendo divergência a partir do primeiro decil. De acordo com os pesquisadores, isso sugere a formação de um grupo de baixa renda e um grupo de renda mais elevada. Ao testar a convergência condicional incluindo a variável escolaridade, os resultados confirmaram a convergência de renda até o terceiro quartil, indicando que quanto mais pobre o município, mais importante é a educação para explicar a taxa de crescimento de renda.

Com a utilização do modelo *Constrained B-spline Smoothing* (COBS), Silva e Paixão (2013) verificaram que a relação entre os quantis eram não lineares, com a formação de dois polos de renda: um baixo e um alto, com o inferior apresentando uma taxa menor de crescimento para o logaritmo de renda inicial.

Usando como base dados dos municípios nordestinos, Silva e Figueiredo (2010) compararam os vários métodos de inferência referentes à hipótese de convergência de renda *per capita* para o período de 1970 a 1996. O estudo utilizou-se de regressões quantílicas não paramétricas. No período analisado, os pesquisadores concluíram que entre os municípios nordestinos existe formação de clubes de convergência de renda.

Com um escopo internacional, Bertussi e Figueiredo (2009) utilizam a abordagem de regressões quantílicas para estimar equações de crescimento de renda por trabalhador em 28 países da América Latina e do Leste Asiático utilizando cortes de 1960 e 2000. Os achados obtidos mostram que apenas 10% dos países com maiores taxas de crescimento de renda estão apresentando convergência absoluta, os demais não estão apresentando convergência – embora os coeficientes obtidos não sejam estatisticamente significantes. Quanto à hipótese de convergência condicional, os resultados mostraram que ela é um fenômeno local e não uma experiência global ao longo da distribuição condicional.

Este trabalho, seguindo a tendência da utilização de métodos flexíveis (regressões quantílicas e econometria não paramétrica), investiga a realidade para dados atuais dos municípios do estado de Santa Catarina, ainda pouco explorados de maneira específica na literatura.

3. Procedimentos metodológicos

As bases de dados da coleta de informações foram o IBGE e o PNUD e o período de análise foram os anos de 2000 e 2010 (BRASIL, 2000 e 2010). Nesse período, nenhum município da amostra foi emancipado ou extinto, totalizando 293 municípios da unidade federativa catarinense.

Neste artigo, adotamos métodos de estimação robustos⁴. Seguimos como estratégia a complementação das análises dos resultados encontrados pelas regressões quantílicas e *B-splines*. As regressões quantílicas têm a vantagem de permitirem a verificação de resultados diferentes para os diferentes quantis de uma mesma amostra, reduzindo os problemas de má especificação, presença de *outliers* e heterocedasticidade. Além disso, elas fornecem resultados compatíveis, por exemplo, com as características heterogêneas de diferentes grupos de cidades.

A equação que descreve a relação que será estimada por meio das técnicas mencionadas é a seguinte:

$$\left(\frac{1}{N}\right) \log \left(\frac{Y_{iN}}{Y_{i0}}\right) = \alpha + \beta \log(Y_{i0}) + u_{i0,N} \quad (1)$$

⁴ De acordo com Huber (1996), método de estimação robusta consiste em um método que não é sensível a pequenas violações ou desvios das suposições.

em que Y_{i0} e Y_{iN} são as rendas *per capita* dos municípios i 's nos anos inicial e final, respectivamente, e $u_{i0,N}$ representa os erros médios entre o período 0 e N . De acordo com as teorias de convergência, esperam-se valores de $\beta < 0$ em situações que denotem convergência absoluta de renda.

Como Silva Junior (2017) menciona que, de maneira resumida, o método de regressão quantílica, introduzido por Koenker e Bassett (1978), minimiza a soma dos resíduos absolutos para um quantil condicional (ξ). Nesse caso, o quantil τ de interesse pode ser encontrado por:

$$\min_{\beta \in R} \sum \rho_{\tau}(y_i - \xi) \quad (2)$$

em que ρ_{τ} é a função perda condicionada ao quantil $\tau \in (0,1)$. Define-se a função perda por $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$, com I correspondendo à variável indicadora e u representando à diferença entre o valor observado e o estimado de cada observação. Para obter uma estimativa da função mediana condicional, por exemplo, substituímos o escalar (ξ) na primeira equação pela função paramétrica $\xi(x_i, \beta)$, que de modo geral descreve a relação entre as variáveis explicativas e a explicada, nesse caso descrita na Equação (1); e definimos $\tau = 0.5$. Por outro lado, para obtermos estimativas de outros quantis condicionais, substituímos valores absolutos por $\rho_{\tau}(\cdot)$, para $\tau \in (0,1)$, e resolvemos:

$$\min_{\beta \in R} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi(x_i, \beta)) \quad (3)$$

O resultante desse problema de minimização pode ser obtido por meio de uma modificação do algoritmo de Barrodale e Roberts (1973), descrito por Koenker e d'Orey (1987, 1994).

Como pode ser observado nos estudos de Silva e Figueiredo (2010) e Laurini (2007), a existência de não linearidade na relação das variáveis pode viesar os resultados das regressões quantílicas. Dito de outra forma, se a relação entre as taxas de crescimento dos municípios e os dados das rendas *per capita* não forem lineares, as estimativas podem estar viesadas. Para verificar empiricamente o formato da relação entre as variáveis, optamos pelo uso da modelagem quantílica não paramétrica, conhecida como *constrained B-spline smoothing* (COBS). Essa técnica não leva em conta uma forma funcional paramétrica, o que permite que os dados “falem” por si ao estabelecer a relação entre as variáveis. De acordo com Laurini (2007), nesse método: “a estrutura de dados e a estimação das curvas servem como informação sobre o comportamento da regressão em cada estrato”. Além disso, sua utilização segue a lógica do que vem sendo realizado, inclusive em outras áreas, para identificar as relações não lineares entre variáveis, como por exemplo, em Silva Junior (2017), na área de finanças.

O modelo não paramétrico é derivado do *spline* quantílico proposto por Koenker, Ng e Portnoy (1994). O método busca minimizar a seguinte função:

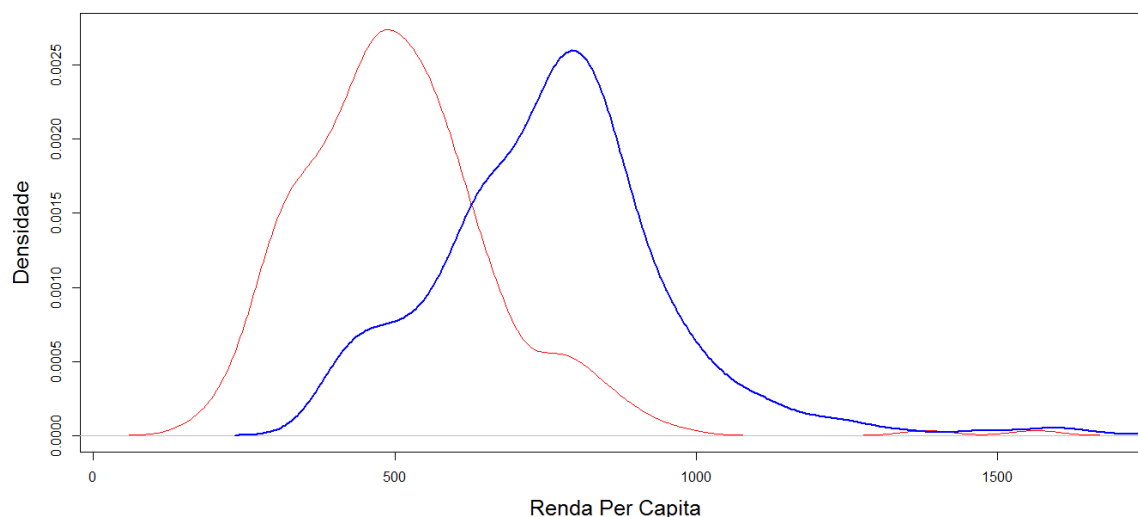
$$\min_{g \in \zeta} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau}(y_i - g(x_i))^2 - \lambda \int |g''(x)| dx \quad (4)$$

em que ζ corresponde a um *Sobolev Space* para funções diferenciáveis até a segunda ordem, g é uma função não paramétrica, λ é um parâmetro de alisamento e g'' é a segunda derivada de g em relação a x . A solução para a Equação (4) é fornecida por He e Ng (1999), por meio de um processo de otimização linear.

4. Resultados

Inicialmente, apresentamos a estimação das densidades das rendas *per capita* nos dois períodos considerados. A estimação das densidades permite a visualização de “fotografias” da distribuição dos rendimentos nos anos de 2000 e 2010. Os resultados podem ser visualizados na Figura 1.

Figura 1 – Densidade para a renda *per capita* em 2000 e 2010



Nota: A linha vermelha representa os valores de 2000 e a linha azul os valores de 2010.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A primeira característica a ser apontada é a densidade do ano 2010, que em comparação com o ano 2000 apresenta uma maior renda média, além disso, é possível perceber um deslocamento para a direita da renda *per capita* em 2010. Nesse sentido, a transição de renda entre os anos 2000 e 2010 aparenta ter sido favorável também aos municípios com rendas imediatamente superiores à renda média.

Em geral, a análise visual do Gráfico 1 indica uma mudança significativa e positiva na distribuição da renda *per capita* entre os municípios catarinenses no período analisado. Isso fornece uma ideia geral do processo de crescimento econômico da região.

4.1 Resultados paramétricos

Diante dos problemas apresentados em uma estimação via MQO⁵ para esse conjunto de dados, optamos por seguir nossa estratégia de análise e estimamos o modelo quantílico. Os resultados são sumarizados na Tabela 1. Optamos por apresentar os coeficientes relativos aos quantis 0,05, 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90 e 0,95, seguindo os trabalhos desse tema na literatura empírica.

Tabela 1 – Resultados da regressão quantílica

Quantis	0,05	0,10	0,25	0,50	0,75	0,90	0,95
<i>Const.</i>	0,380835 5,2(***)	0,475308 5,2(***)	0,519219 9,2(***)	0,548438 14,2(***)	0,672978 11,2(***)	0,824516 10,4(***)	0,870629 8,3(***)
<i>LogY₁₀</i>	-0,130397 -4,8(***)	-0,159248 -4,7(***)	-0,167159 -8,03(***)	-0,169056 -11,7(***)	-0,208046 -9,3(***)	-0,256065 -8,7(***)	-0,267577 -6,8(***)

Nota: Os símbolos entre parênteses (), (***), (**), (*) e (.) representam valores significantes à 0,1%, 1%, 5% e 10%, respectivamente, no teste *t*.

Fonte: Elaborado pelos autores.

⁵ O método dos MQO foi estimado, os testes usuais indicaram violações dos pressupostos do modelo.

É possível visualizar na Tabela 1 que os resultados em todos os quantis apresentam valores significantes a 1%. Além disso, seus sinais são negativos em $LogY_{i0}$, corroborando com a teoria e indicando a existência de convergência em todos os quantis.

Para verificar se há diferença entre os parâmetros de inclinação e se são estatisticamente significativas, adotou-se o teste Anova, com os resultados sumarizados na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultados do teste Anova

	Quantis Testados	Valor F	Significância
Toda Amostra			
<i>todos</i>	0,05 - 0,95	0,0045	**
<i>à esquerda</i>	0,05 - 0,50	0,5856	
<i>à direita</i>	0,50 - 0,95	0,0017	**
<i>extremos</i>	0,05 - 0,95	0,0016	**

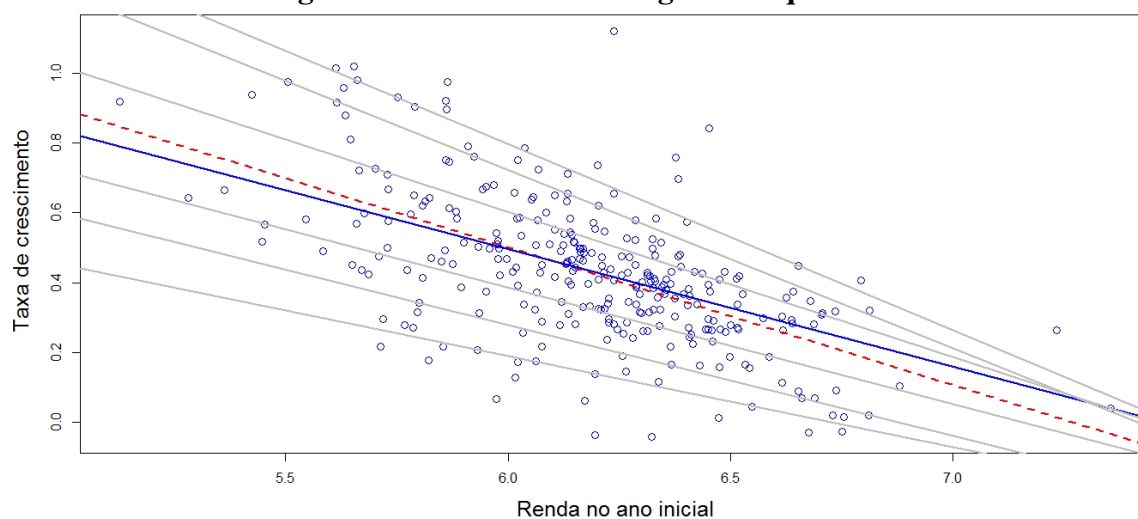
Nota: "*todos*" é a legenda para os quantis 0,05, 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, 0,90 e 0,95; "*à esquerda*" se refere aos quantis à esquerda de 0,50 (0,05, 0,10, 0,25, e 0,50); "*à direita*" são referentes aos quantis à direita de 0,50 (0,50, 0,75, 0,90 e 0,95); e os "*extremos*" compara os quantis 0,05 aos 0,95. ***, ** e * denotam a rejeição de hipótese nula ao nível de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados para "todos" os quantis testados, "à direita" e "extremos" apresentam rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 5%, indicando uma diferença significativa entre os resultados desses quantis. Já para os quantis "à esquerda" não há evidências que rejeitem a hipótese de que os valores dos parâmetros são diferentes. Esse resultado sugere uma diferença entre resultados dos diferentes quantis (grupos) de cidades, o que está alinhado com a teoria dos clubes de convergência.

A representação gráfica da Tabela 1 pode ser visualizada na Figura 2. Ela ilustra os resultados para os diferentes quantis obtidos pela regressão quantílica e contribui para a compreensão dos resultados do teste ANOVA. Neste sentido, sugere-se que a hipótese da convergência de renda *per capita* (absoluta e de clubes) é compatível com os dados catarinenses entre o período de 2000 e 2010. Essa estimativa mostra-se robusta diante à falácia de Galton e à presença de heterocedasticidade, assim como também evidenciado no estudo de Silva e Figueiredo (2010) para os municípios nordestinos.

Figura 2 – Resultados das regressões quantílicas



Nota: A linha vermelha pontilhada representa o resultado do método dos mínimos quadrados ordinários; a linha sólida azul, a mediana; e as linhas sólidas cinza, os resultados para os quantis 0,05, 0,10, 0,25, 0,75, 0,90 e 0,95, de baixo para cima, respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores.

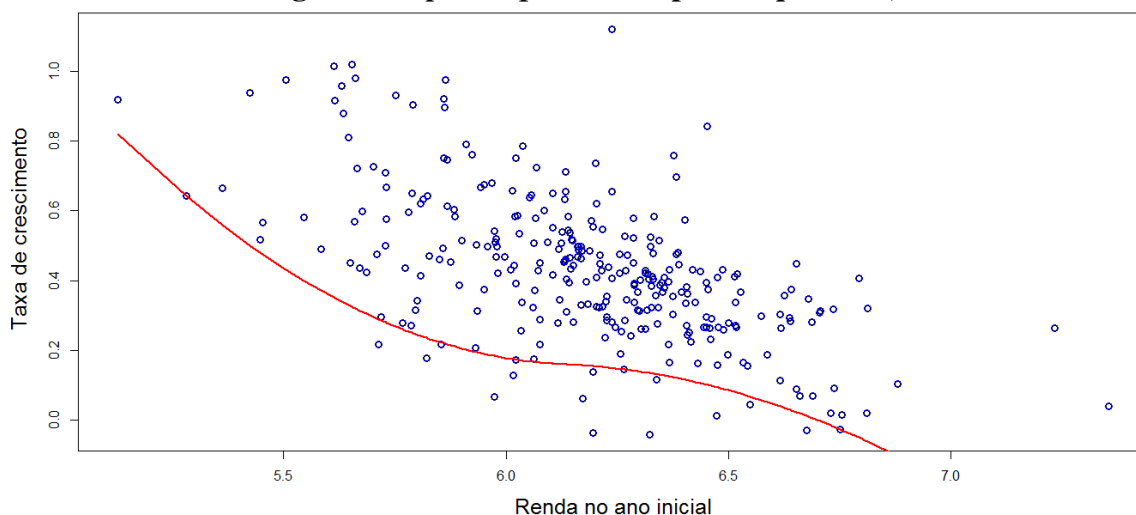
4.2. Resultados não paramétricos

Ao trabalharmos com o método de regressão quantílica do item anterior, que seguia uma parametrização linear para a relação entre as variáveis, apresentamos uma solução para os problemas de heterocedasticidade e para a falácia de Galton. Contudo, se a relação entre as variáveis para os diferentes quantis for não linear, as estimativas do modelo de regressão paramétrica poderão estar viesadas, podendo anular as suas principais vantagens das estimativas (LAURINI, 2007).

Os trabalhos empíricos de Laurini, Andrade e Pereira (2003), Coelho e Figueiredo (2007), Laurini (2007), Silva e Figueiredo (2010) confirmam os indícios de não linearidade entre a taxa de crescimento da renda e a renda inicial. Então, considerando essa característica, optamos pela modelagem quantílica não paramétrica conhecida como *constrained B-splines smoothing* (COBS), derivado do *spline* quantílico proposto por Koenker, NG e Portnoy (1994).

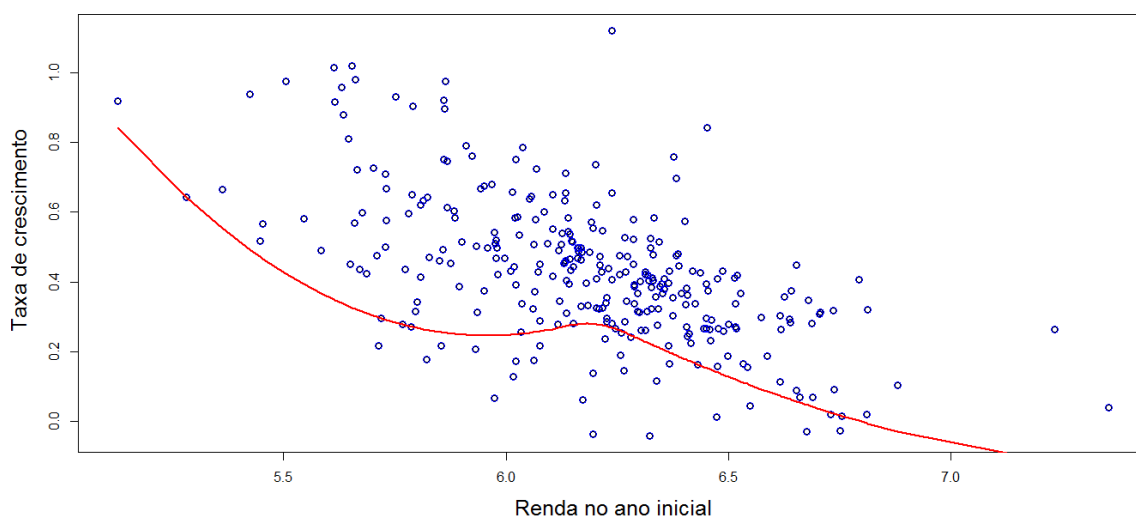
Os resultados quantílicos não paramétricos são apresentados nas Figuras 3 até 9, para os mesmos quantis da estimação linear anterior. Eles indicam, em sua maioria, uma relação negativa e não linear entre as variáveis.

Figura 3 – Splines quantílicos para o quantil 0,05



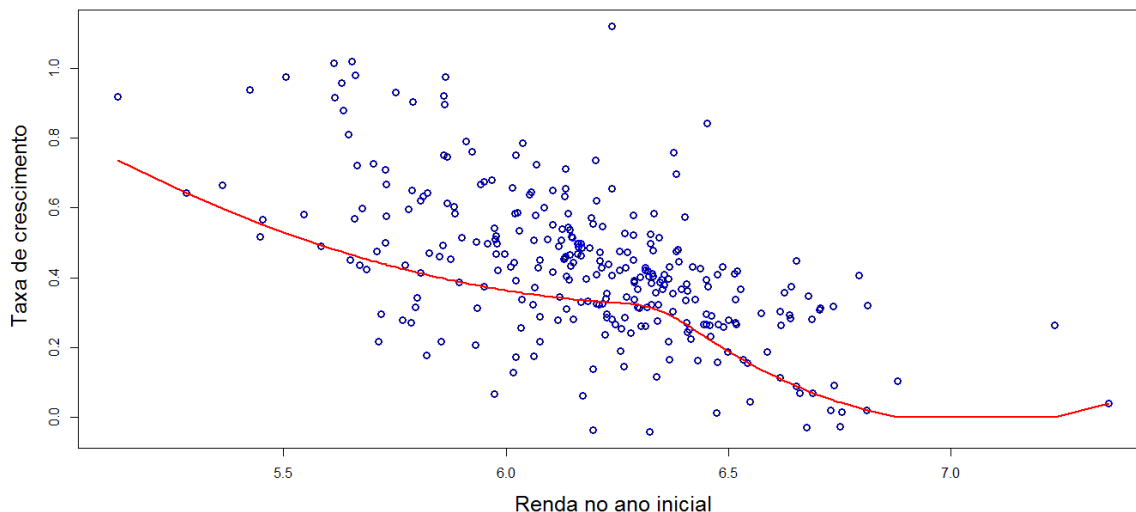
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 4 – Splines quantílicos para o quantil 0,10



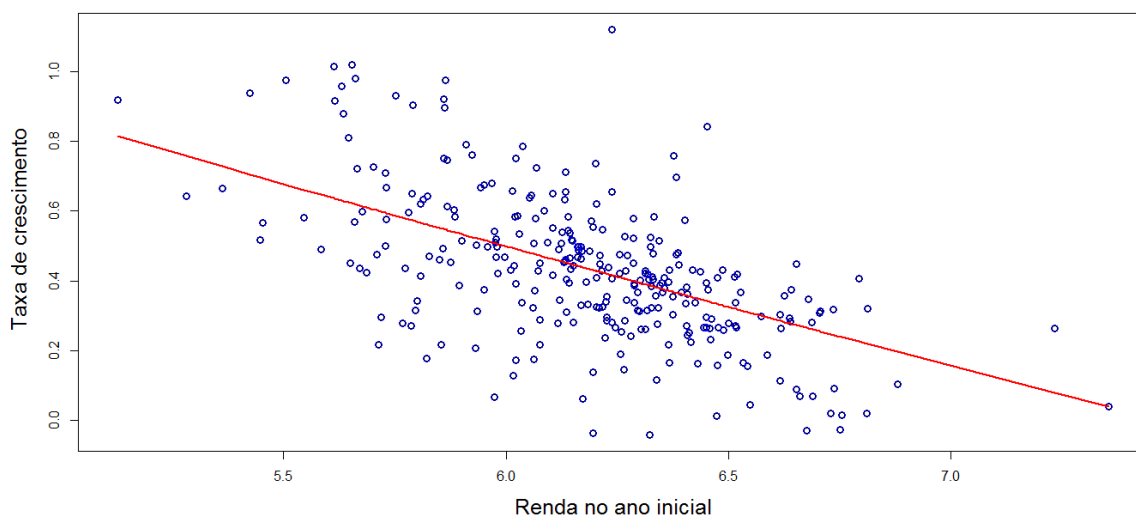
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 5 – Splines quantílicos para o quantil 0,25



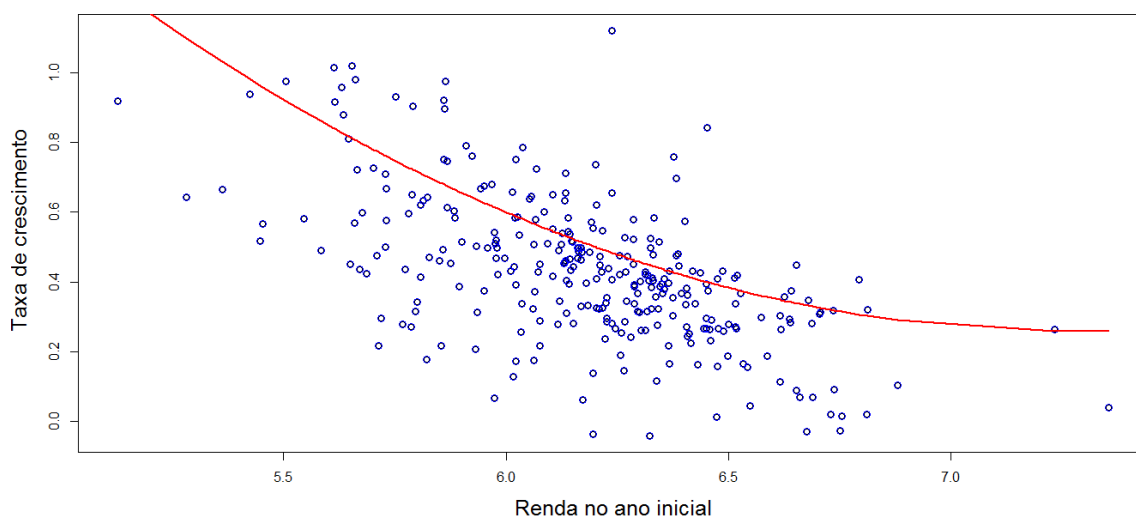
Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 6 – Splines quantílicos para o quantil 0,50

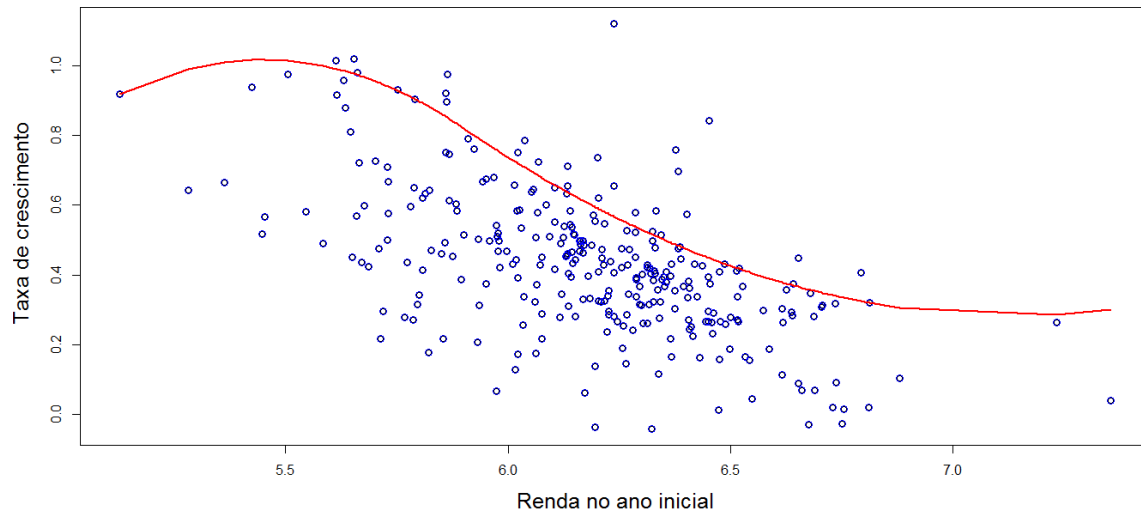


Fonte: Elaborado pelos autores.

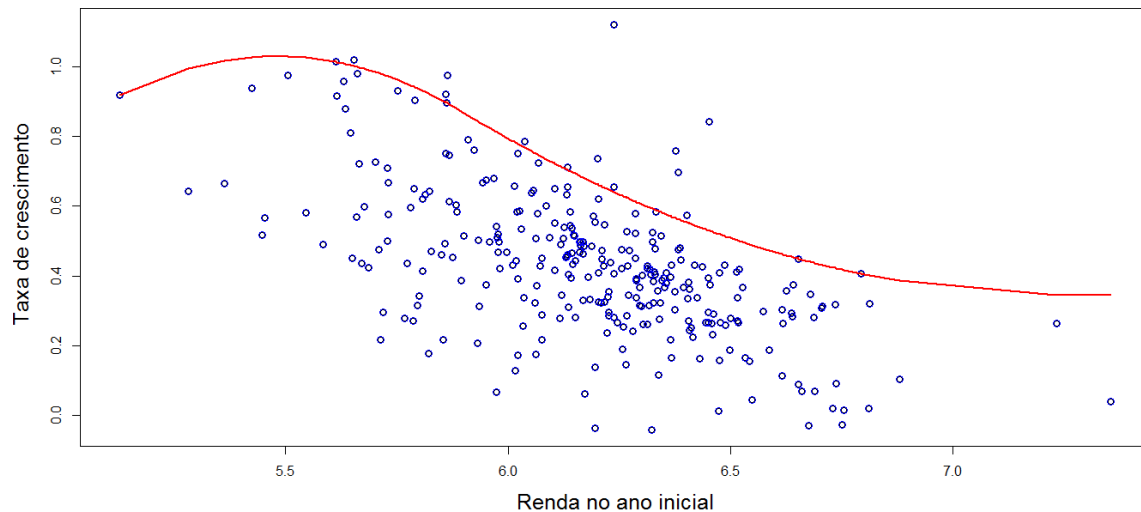
Figura 7 – Splines quantílicos para o quantil 0,75



Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 8 – Splines quantílicos para o quantil 0,90

Fonte: Elaborado pelos autores.

Figura 9 – Splines quantílicos para o quantil 0,95

Fonte: Elaborado pelos autores.

Percebemos que, de modo geral, existe uma relação inversa acentuada para a maioria dos quantis, pelo menos em algum trecho da amostra, entre a taxa de crescimento e o logaritmo da renda inicial, o que sugere a validação da hipótese de convergência absoluta de renda (Figuras 3 – 9). Isto é, quanto menor a renda *per capita* do município, maior será a sua taxa de crescimento, e a característica da sua trajetória de crescimento dependerá do quantil avaliado.

Outro ponto que se destaca é a formação de clubes de convergência. Ao que parece, diante dos resultados dos testes de especificação e do teste Anova para a forma linear da relação entre as variáveis, somados ao conjunto de resultados gráficos do *splines* não paramétrico, existem dois polos (grupos) de cidades: um grupo “alto” e outro “baixo”. O grupo inferior apresenta uma menor taxa de crescimento da renda para os municípios com maior logaritmo da renda inicial, ocorrendo o oposto para o grupo superior.

A análise não paramétrica demonstra que a modelagem quantílica linear, mesmo robusta frente à Falácia de Galton e à heterocedasticidade, não consegue captar as não linearidades da relação entre as variáveis. Assim, a análise conjunta dos métodos parece ser a mais indicada. Além

disso, os resultados apresentam características da formação de clubes de convergência, como o constatado em Silva e Figueiredo (2010) para os municípios nordestinos.

Diante dos resultados, que indicam a convergência de renda *per capita* e a formação de clubes de convergência para os municípios de Santa Catarina, questiona-se quais seriam os fatores que podem ter contribuído para isso? Mesmo não sendo o objetivo deste artigo, acreditamos que uma possível explicação está na diversificação (setorial e espacial) da atividade econômica regional. Ao mesmo tempo em que a atividade econômica de Santa Catarina é diversificada, ela se apresenta especializada regionalmente, com forte adensamento das cadeias produtivas. A especialização setorial presente nas diversas regiões é atrativa sob vários aspectos, oferece densidade de conhecimentos técnicos e mercadológicos, bem como especialização de mão de obra.

5. Considerações finais

A discussão sobre a hipótese de convergência iniciou-se com os trabalhos realizados por Baumol (1986), Mankiw, Romer e Weil (1992) e Barro e Sala-i-Martin (1992), possuindo como pilar os modelos propostos por Solow (1956) e Swan (1956). Além da recente contribuição, decorrente dos modelos macroeconômicos de Romer (1986) e Lucas (1988), que apresentam as novas teorias de crescimento econômico.

Dessa forma, o presente artigo teve como objetivo testar a hipótese de convergência de renda *per capita* entre os municípios do estado de Santa Catarina, procurando compreender o comportamento da distribuição de renda *per capita* entre os municípios que o constituem. Para tanto, o método de regressões quantílicas, que supera boa parte dos problemas encontrados pela estimação do método tradicional via MQO, foi utilizado. Somados à análise dos resultados desse método, realizamos estimações de modelos não paramétricos para descrever a relação das variáveis de crescimento. Isso torna possível uma melhor percepção do *policy maker* com relação as realidades dos municípios em termos de crescimento de renda. Além disso, serve para auxiliar na implementação de estratégias de políticas que possibilitem o crescimento e o desenvolvimento do estado de uma forma mais eficiente, atendendo diferenças regionais.

A partir dos resultados obtidos pela metodologia proposta, pode-se inferir que a hipótese da convergência de renda (absoluta e de clubes) é compatível com os dados catarinenses no período entre os anos de 2000 e 2010. Ou seja, os achados apontam para uma redução, ao longo do tempo, das disparidades regionais entre os municípios analisados. Isso ocorre por meio de um processo de elevação da renda *per capita* mais rápida dos municípios menos desenvolvidos.

Diante do contexto de não linearidade dessa relação, evidenciado pelos dados, as regressões quantílicas não paramétricas se apresentaram como uma ferramenta robusta para a análise. A aplicação desse método permitiu a obtenção de informações importantes sobre a relação entre as variáveis, além de confirmar a hipótese de convergência dos municípios, indicada pelo método anteriormente aplicado. Além disso, o método permitiu verificar a formação de clubes de convergências entre os municípios catarinenses, ou seja, que os municípios tendem a formar blocos de convergência em direção a estados estacionários distintos. De forma geral, os resultados deste artigo corroboram com a literatura empírica aplicada para o Brasil e para outras regiões.

Uma das limitações deste trabalho está na utilização de apenas uma variável para explicar o crescimento da renda *per capita*. Ademais, outra limitação é a baixa frequência dos dados, apenas dois anos, conforme disponibilidade nas bases de dados. Nesta perspectiva, trabalhos futuros poderão ampliar o horizonte temporal, confirmando, ou não, os principais resultados encontrados neste artigo. Apesar das limitações, acredita-se que o presente artigo contribui em relação a essa temática, dada a falta de estudos que abordam o tema para o estado de Santa Catarina.

Referências

- ALENCAR, F. A. G. *Searching for socioeconomic growth patterns in the Brazilian municipalities*. University of Wisconsin-Madison, 2005.
- AMORIM, A. L.; SCALCO, P. R.; BRAGA M. J. Crescimento econômico e convergência de renda nos estados brasileiros: uma análise a partir dos grandes setores da economia. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 39, n. 3, p. 359-370, 2008.
- ANDRADE, M. V. Educação e crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas para os estados brasileiros – 1970/1995. In: *Anais do 25º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), Recife, 1997.
- ASSIS, R. S.; MARQUES, A. M. Convergência ou divergência no desenvolvimento? Um estudo com clusters para o Sudeste e o Nordeste do Brasil, 1990-2010. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 46, n. 1, p. 169-189, 2015.
- AZZONI, C. R.; BAROSSO FILHO, M. *A Time series analysis of regional income convergence in Brazil*. Universidade de São Paulo: NEREUS, 2003. (Texto para Discussão, n. 09-03)
- BARBOSA, A. O.; BARRETO, R. C. S. Uma análise sobre o crescimento econômico dos municípios do estado da Bahia: um teste da hipótese de convergência de renda. *Economia & Região*, v. 3, n. 1, p. 57-80, 2015.
- BARRETO, F. A. F. D.; GONDIM, J. L. *Convergência no Brasil: uma aplicação do modelo de núcleo estocástico*. Fortaleza, CAEN/UFC, Mimeo, 2004.
- BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BARROS, A. R. C. *Desigualdades regionais no Brasil: natureza, causas, origens e soluções*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare. *American Economic Review*, v. 76, p.1072-7085, 1986.
- BERTUSSI, G. L.; FIGUEIREDO, L. *Investigando a hipótese de convergência na América Latina e no Leste Asiático: uma abordagem de regressão quantílica*. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG), 2009. (Texto para Discussão, n. 355).
- BRASIL. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censos Demográficos 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.
- BRASIL. IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censos Demográficos 2010*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- COELHO, R. L. P; FIGUEIREDO, L. Uma análise da hipótese de convergência para os municípios brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007.
- GALEANO, E. A. V. Evidências de desigualdades econômicas e convergência do PIB *per capita* entre os estados brasileiros no período de 1985 a 2008. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 1, p. 19-33, 2014.
- GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, v. 106, p. 1056-1069, 1996.
- GROLLI, P. A.; OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A. Crescimento econômico e convergência com a utilização de regressões quantílicas: um estudo para os municípios do Rio Grande do Sul *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, vol. 12, n. 4, pp. 504-520, 2018

- (1970 – 2001). In: *Anais do 34º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), Salvador, 2006.
- HE, X; NG, P. COBS: Qualitatively constrained smoothing via linear programming. *Computational Statistics*, v. 14, n. 3, p. 315-338, 1999.
- HUBER, P. J. *Robust statistical procedures*. 2ª ed. Germany: Siam, 1996.
- KOENKER, R. W; D'OREY, V. Algorithm AS 229: Computing regression quantiles. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, v. 36, n. 3, p. 383-393, 1987.
- KOENKER, R. W; D'OREY, V. Remark AS R92: A remark on algorithm AS 229: Computing dual regression quantiles and regression rank scores. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C (Applied Statistics)*, v. 43, n. 2, p. 410-414, 1994.
- KOENKER, R.; NG, P.; PORTNOY, S. Quantile smoothing splines. *Biometrika*, v. 81, n. 4, p. 673-680, 1994.
- KOENKER, R; BASSETT, G. Regression quantiles. *Econometrica*, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- LAURINI, M. A note on the use of quantile regression in beta convergence analysis. *Economics Bulletin*, v. 3, p. 1-8, 2007.
- LAURINI, M.; ANDRADE, E.; PEREIRA, P. Income convergence clubs for Brazilian municipalities: a non-parametric analysis. *Applied Economics*, v. 37, n. 18, p. 2099-2118, 2005.
- LOPES, J. L. *Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001*. 2004. 189 f. Tese (Doutorado em Economia). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), 2004.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MANKIW, N. G.; ROMER; D. WEIL, A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MARINO, C. E. S. *A desigualdade regional no Brasil: uma análise da hipótese de convergência*. 2004. 140 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (UFC), 2004.
- MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). *Economia*, v. 5, n. 2, p. 269-296, 2004.
- PENNA, C; LINHARES, F. Convergência e formação de clubes no Brasil sob a hipótese de heterogeneidade no desenvolvimento tecnológico. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 40, n. 4, p. 781-796, 2009.
- PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, v. 75, n. 6, p. 1771-1855, 2007.
- PINTO, E. C. L. *Desigualdades econômicas regionais no estado da Bahia entre 1970 e 1998: um teste de hipótese de convergência de renda*. 2005. 125 f. Dissertação (Mestrado em Economia), Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal da Bahia, 2005.
- PORTO, S.; RIBEIRO, E. Dinâmica de crescimento regional – uma análise empírica da Região Sul. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 31, n. 4, p. 454-482, 2000.
- QUAH, D. T. Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, v. 40, n. 6, p. 1353-1375, 1996.

- RIBEIRO, E. C. B. A.; ALMEIDA, E. S. Convergência local de renda no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012.
- ROMER, P. Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.
- SALVATO, M. A.; MATIAS, J. Convergência em renda implica convergência em desigualdade e pobreza? Um estudo para Minas Gerais. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 41, n. 2, p. 267-288, 2010.
- SANTA CATARINA – Santa Catarina em dados, 2015a. Disponível em: <<http://fiesc.com.br/economia/scemdados>>. Acesso em: 15 mar. 2017.
- SANTA CATARINA – Santa Catarina em números, 2015b. Disponível em: <http://www.sebrae.com.br/sites/PortalSebrae/ufs/sc/quem_somos/santa-catarina-em-numeros,2fedd49dc3246410VgnVCM2000003c74010aRCRD>. Acesso em: 24 abr. 2017.
- SILVA JUNIOR, J. C. A. An s-shaped crude oil price return-implied volatility relation: parametric and nonparametric estimations. *International Journal of Economics and Finance*, v. 9, n. 12, p. 54-70, 2017.
- SILVA, C. R. F.; FIGUEIREDO, E. A. Convergência de renda per capita para os municípios nordestinos: uma análise robusta. *Análise Econômica*, v. 28, n. 53, p. 181-195, 2010.
- SILVA, W. S.; DA PAIXÃO, A. N. Convergência de renda para os municípios brasileiros: uma aplicação do método Constrained B-Spline Smoothing (COBS) no período de 2000 a 2010. *Revista de Economia*, v. 39, n. 2, p. 160-182, 2013.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. *The Economic Record*, v. 32, n. 2, p. 334-361, 1956.

MOVIMENTOS PENDULARES E DIFERENCIAIS DE SALÁRIOS NO BRASIL*

Bráulio Luiz de Paula Santos

Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: braulio.santos@ufv.br

Lorena Vieira Costa Lelis

Professora Adjunta do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)

E-mail: lorenavclelis@gmail.com

RESUMO: O movimento pendular, definido como o deslocamento diário para o trabalho em um município diferente daquele de residência, tem se tornado tendência cada vez mais presente entre as cidades brasileiras. Também por isso tem sido foco de diferentes estudos econômicos com vistas ao entendimento de suas causas e consequências. Com isso, neste trabalho, objetiva-se verificar as características individuais que se relacionam à probabilidade de deslocamento pendular, bem como avaliar a hipótese de que esses trabalhadores tenham características que os fazem mais prováveis de se deslocarem diariamente ao trabalho e de obterem salários diferentes. Para estimação, foi utilizado o método de Heckman (1979), com os microdados do Censo Demográfico brasileiro de 2010. Entre os resultados estão o fato de que homens, brancos, com ensino superior, que já realizaram migração para outros municípios, residentes em regiões metropolitanas e pertencentes à região sudeste são mais propensos ao deslocamento pendular. Além disso, constatou-se a existência de viés de seleção positivo, indicando que tais trabalhadores possuem características que elevam seus salários médios.

Palavras-chave: Pendular; Viés de seleção; Diferenciais salariais.

Classificação JEL: R10; R23; J31.

COMMUTING AND WAGE DIFFERENTIALS IN BRAZIL

ABSTRACT: The commuting defines how daily travel to work in a municipality other than that of residence has become an increasingly present trend among Brazilian cities. It has also been the focus of different economic studies with a view to understanding its causes and consequences. Thus, the objective of this paper is to verify how individual characteristics that determine the probability of commuting, as well as to evaluate a hypothesis that these workers have characteristics that make them more likely to commuting and obtain different wages. For the estimation, the Heckman (1979) method was used, with the microdata of the Brazilian Demographic Census of 2010. Among the results are in real time, with higher education, which have already migrated to other municipalities, metropolitan and belonging to the southeast of the country are more prone to commuting. In addition, it was verified the existence of positive selection bias, indicating that these workers have characteristics that raise their average wages.

Keywords: Commuting; Selection bias; Wage differentials.

JEL Codes: R10; R23; J31.

1. Introdução

Uma questão frequente na literatura da economia do trabalho relaciona-se à identificação e entendimento de quais são os fatores responsáveis pelos diferenciais de salários entre os indivíduos. Entre esses fatores, estão os deslocamentos pendulares que podem ser conceituados como os movimentos dos indivíduos que ocorrem entre duas localidades com tempos e espaços definidos e com finalidade específica, como, por exemplo, de estudo ou trabalho (MOURA; BRANCO; FIRKOWSKI, 2005). Esse fenômeno se justifica pela presença de maior potencial econômico ou de elevadas dotações de amenidades¹ no local de trabalho e residência, respectivamente. Segundo os autores, essas regiões de atração de trabalhadores apresentam maior capacidade de atrair indivíduos mais qualificados. Diante dessa atração, a mobilidade dos indivíduos pode ocorrer tanto de forma definitiva, levando à migração, quanto de forma parcial – realizada diariamente entre o local de residência e local de trabalho.

Assim, uma abordagem comum sobre o tema é de que a decisão de trabalhar em um local diferente ao de moradia é racional e se baseia na ponderação entre custos adicionais das viagens realizadas ao trabalho e os retornos auferidos em termos de salários. Essa é apenas uma das várias decisões racionais que um indivíduo toma visando aumentar seu bem-estar. Ademais, a mobilidade pendular pode ser entendida como o resultado de um equilíbrio entre o mercado imobiliário e o mercado de trabalho, nos quais os indivíduos buscam maximizar sua utilidade, dadas todas as combinações possíveis nesses dois mercados (STUTZER; FREY, 2008).

Por outro lado, esse é um fenômeno desgastante e dispendioso, sendo um tema relevante, já que afeta a qualidade de vida dos indivíduos e, portanto, carece de políticas públicas eficientes no tocante a transporte, moradia, infraestrutura e mobilidade no mercado de trabalho. Nesse sentido, os diferenciais de salários entre os indivíduos que realizam ou não tal deslocamento estão relacionados à compensação de renda. Ou seja, como os deslocamentos diários geram desutilidade e custos para o trabalhador, as empresas devem compensá-los pagando maiores salários (DEBEAUMONT; YANG, 2008; TROSHCHENKOV, 2012). O custo de deslocamento pode ser expresso pela distância e/ou pelo tempo gasto nas viagens (RUPERT; STANCANELLI; WASMER, 2010). Desse modo, o salário de compensação pode explicar o prêmio salarial aos trabalhadores que realizam deslocamento pendular em relação aos que não realizam.

Além disso, diversos fatores como sexo, escolaridade, raça, condições do mercado de trabalho, região, entre outros, que envolvem tanto características individuais quanto características regionais e contextuais, estão associados à mobilidade e aos rendimentos dos trabalhadores. Uma observação importante em relação ao perfil salarial é que muitos estudos como os desenvolvidos por Gitleman e Wolff (1993), Kahn (1998), Fontes, Simões e Hermeto (2010) mostram que os diferenciais salariais dos trabalhadores se mantêm independentemente dessas características. Entretanto, como o deslocamento pendular está associado a um prêmio salarial, há estudos que defendem que esse tipo de mobilidade tende a reduzir os diferenciais salariais entre os trabalhadores como, por exemplo, entre aqueles do meio urbano e os do meio rural (HAZANS, 2003).

Em termos da mobilidade de trabalhadores de uma forma geral, há relativo consenso na literatura quanto à existência de um prêmio salarial para os indivíduos que realizam algum tipo de deslocamento. Isso porque eles apresentam características observáveis e não observáveis que os beneficiam perante aos que decidem não se deslocar. A teoria do capital humano² demonstra que esses indivíduos são, geralmente, mais instruídos, mais jovens, mais motivados, empreendedores, propensos aos riscos, entre outras características que fazem com que eles não sejam aleatórios na população. De fato, as pesquisas que relacionam migração definitiva e salário já apresentam resultados consolidados sobre a não aleatoriedade dos migrantes (como: Chiswick (2003); Santos,

¹ Conjunto de fatores naturais, como as características climáticas do local de moradia e também a presença de segurança local, escolas e hospitais nas proximidades da residência (MIRANDA; DOMINGUES, 2010).

² Na abordagem Sjaastad (1962), o investimento em capital humano (escolaridade e experiência) faz com que os indivíduos busquem por locais onde esse investimento seja mais valorizado. Essa premissa ganha força por meio dos trabalhos seminais de Becker (1962) e Mincer (1974) com a consolidação da teoria do capital humano.

Menezes e Ferreira (2005); e Ramalho e Brito (2016)). No entanto, para o Brasil, os estudos que investiguem a mobilidade pendular e os rendimentos desses trabalhadores ainda são pouco explorados. As características que levam à migração são semelhantes às que se associam à mobilidade pendular. Ou seja, pode-se dizer que os indivíduos pendulares também são não aleatórios na população. Isso, por sua vez, gera um problema para análise empírica devido à presença do viés de seleção³. Lameira (2016) ressalta que as migrações intermunicipais podem reter informações sobre as características não observáveis que também se associam ao deslocamento pendular, ajudando na identificação e no controle da autosseleção dos indivíduos.

Por outro lado, alguns estudos para o Brasil mostram também que características observáveis e não observáveis podem estar associadas a fatores que reduzem a renda dos trabalhadores. Assim, Soares (2006) destaca a influência da dinâmica imobiliária dos grandes centros nos deslocamentos pendulares, a qual envolve aparatos jurídicos voltados à regulação da propriedade de terras, políticas urbanas e habitacionais, que usualmente dificultam o acesso à terra em áreas urbanas mais desenvolvidas para famílias de baixa renda. Esses fatores propiciam a especulação imobiliária, elevando os valores dos imóveis e dificultando, assim, a moradia de pessoas de baixa renda em grandes centros urbanos. Uma das consequências desse fenômeno é a pressão para a moradia em municípios próximos aos grandes centros, o que pode ser um reflexo da intensificação dos deslocamentos pendulares entre pessoas de baixa renda.

As características regionais também podem ser relevantes para a determinação dos rendimentos dos trabalhadores, sobretudo, para a formação dos aglomerados urbanos. Nesse cenário, muitos estudos têm observado uma relação positiva entre o aumento populacional dos grandes centros e os salários dos indivíduos residentes nessas áreas. Uma das explicações para esse fenômeno é a atratividade desses locais para perfis de trabalhadores mais qualificados, em que suas habilidades são mais valorizadas, levando ainda a um aumento no custo de vida nessas regiões de maior concentração demográfica, explicando, assim, a valorização na remuneração (GLAESER; MARÉ, 1994; GALINARI et al., 2007; ANDERSSON; BURGESS; LANE, 2007; GLAESER; RESSEGER, 2010).

Portanto, a análise dos fatores que se associam ao fenômeno é importante, sobretudo devido à constatação do aumento desse tipo de mobilidade no Brasil, inclusive em locais de menor aglomeração, como as regiões não metropolitanas, nos últimos anos. De acordo com o Censo Demográfico de 2000 (realizado pelo IBGE), aproximadamente 7,1 milhões de pessoas com dez anos ou mais realizavam deslocamentos pendulares para estudar ou trabalhar⁴. Desse total, 64,0% eram do sexo masculino e 91,0% era do meio urbano (IBGE, 2000). Dados mais recentes do referido instituto, com base no Censo Demográfico de 2010 para a população ocupada, evidenciam que 10,1 milhões de indivíduos trabalhavam em município diferente ao de moradia.

Análises dessas tendências recentes relacionadas ao mercado de trabalho e ao comportamento dos trabalhadores brasileiros são importantes meios de se identificarem pontos estratégicos para o entendimento do fenômeno e para o correto foco de políticas públicas voltadas ao tema. Por meio desse trabalho, objetiva-se, diferentemente da discussão encontrada na literatura que geralmente se baseia em regiões metropolitanas, evidenciar um retrato dos fatores que se associam ao deslocamento pendular e aos rendimentos desses indivíduos para todos os municípios brasileiros. É fato que os efeitos da mobilidade dos trabalhadores vão além das grandes cidades, ou seja, verifica-se a presença de trabalhadores pendulares nas mais diversas cidades brasileiras.

³ Esse viés pode ser verificado de duas formas, conforme Heckman (1979). A primeira se dá pela existência de características não observáveis e que estão correlacionadas aos diferenciais de salários e à maior probabilidade de realizar os deslocamentos pendulares. Isto é, esses indivíduos são mais determinados, empreendedores e motivados a encontrar melhores condições que aumentem o seu bem-estar. Ademais, não se pode dizer que diferenças entre os salários se findaria se os indivíduos que não deslocassem passassem a se deslocar. Isso é resultado da observação somente depois que a ação foi realizada, não refletindo a utilidade dos indivíduos não pendulares caso eles fossem pendulares.

⁴ Os dados do resultado geral apresentados no censo demográfico de 2000 não permitem desagregação entre deslocamento por motivo de trabalho e estudo.

Diante disso, neste trabalho, objetiva-se: i) verificar os fatores que se associam à probabilidade do indivíduo exercer o deslocamento pendular; ii) verificar a existências de viés de seleção que implica tanto na probabilidade de o indivíduo deslocar-se diariamente quanto em seus rendimentos; e iii) verificar os fatores que se associam aos salários dos trabalhadores pendulares. Para tanto, baseia-se na estratégia empírica do procedimento de Heckman (estimando uma equação salarial corrigida pelo viés de seleção), utilizando os dados do Censo Demográfico de 2010 em nível de indivíduos, para todo o Brasil.

Este artigo está organizado em quatro seções além desta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre movimento pendular e diferenciais salariais. Na terceira seção, são descritos os dados utilizados e os aspectos metodológicos para a análise empírica. A quarta seção é dedicada à apresentação e discussão dos resultados encontrados. Por fim, na quinta seção, são feitas as considerações finais acerca do trabalho.

2. Revisão da literatura

O deslocamento diário ao trabalho tem grandes efeitos sobre gastos, *stress* e convívio familiar, podendo inclusive interferir na produtividade do indivíduo e nos seus salários. Gabriel e Rosenthal (1996) analisaram qual seria o efeito desse fenômeno sobre o local de moradia e a renda dos indivíduos nos Estados Unidos entre os anos 1985 e 1989, considerando aspectos raciais como determinantes do processo. Os resultados indicam que, embora os negros tenham trajetos mais longos do que os trabalhadores brancos e asiáticos de qualificação profissional semelhante, a distância percorrida a mais pelos negros é compensada pela comodidade das moradias e por diferenças nos custos das habitações. Entretanto, mesmo controlando os efeitos do local de moradia e da renda, a diferença entre os trajetos dos negros ainda era significativamente maior do que a dos brancos e asiáticos com o mesmo grau de qualificação. Os autores também concluem que a mobilidade é um importante fator para o equilíbrio espacial, promovendo uma fonte de explicação para a restrição da proximidade residencial e da redução do bem-estar das minorias em relação à ocupação. É importante ressaltar que as características estruturais do país analisado pelos autores se diferem das características brasileiras no tocante à moradia. Isso porque, nas cidades brasileiras, os subúrbios, na maior parte das vezes, apresentam qualidade inferior relacionada à infraestrutura, o que pode gerar, por exemplo, uma menor compensação dos custos *versus* a qualidade das habitações.

Em seu estudo, Eliasson, Lindgren e Westerlund (2003) analisam as influências do mercado de trabalho com base nas características individuais dos trabalhadores e as variações espaciais das oportunidades de emprego na demanda por trabalho e sobre o deslocamento pendular na Suécia. De acordo com os autores, a probabilidade de mobilidade inter-regional é menor quando constatada a existência de oportunidades de trabalho em regiões vizinhas. Além disso, o desemprego aumenta a probabilidade tanto da mobilidade pendular quanto da migração em si. Essa constatação abre espaço para a discussão acerca do efeito da mobilidade dos indivíduos sobre os salários, quando constatada uma situação de alto desemprego.

Hazans (2003), por sua vez, observa que o deslocamento pendular reduz as disparidades entre salários dos indivíduos dos meios urbano e rural nos países bálticos. Por meio de um modelo de ganhos salariais individuais para pendulares interurbanos e rural-urbanos, a redução do hiato salarial entre esses é influenciada pela distância percorrida para o trabalho, assim como pelo nível de escolaridade, gênero e desenvolvimento do mercado de trabalho local. Os resultados alcançados pelos autores podem ter implicações importantes para países como o Brasil, que apresenta a atividade agrícola como um dos motores do crescimento econômico. Apesar de sua importância, muitos trabalhos ainda apresentam resultados desfavoráveis com relação ao hiato salarial entre os trabalhadores rurais e os urbanos brasileiros.

DeBeaumont e Yang (2008) avaliam o efeito do deslocamento pendular sobre os salários dos indivíduos moradores de Black Hills, localizado entre os estados de Dakota do Sul e Wyoming. Os autores concluem que os longos deslocamentos são compensados com salários mais altos, no entanto em uma magnitude menor do que a encontrada nas regiões metropolitanas. Além disso, trabalhadores

qualificados profissionalmente não são compensados pelo deslocamento pendular de longa distância. Isso é justificado pelos autores pela limitação das oportunidades do mercado de trabalho local fazendo com que esses trabalhadores se desloquem para encontrar um trabalho adequado para sua formação. Essa abordagem é relevante ao propor um estudo para regiões de menor densidade geográfica, saindo da análise comum realizada para as grandes aglomerações, demonstrando que, embora os efeitos observados sejam menos representativos para essas regiões, eles ocorrem na mesma direção que os observados, por exemplo, nas regiões metropolitanas.

Rupert et al. (2009) abordam o poder de barganha dos trabalhadores à luz da Teoria da Procura Por Emprego para a França entre 1998 e 1999. A premissa dos autores é de que nem todas as combinações de distância, de deslocamento e de salários são aceitas pelos trabalhadores, constituindo assim em uma seleção não aleatória das ofertas de empregos aceitas. Assim, os autores constatam a existência de um viés de seleção negativo que impacta na decisão do deslocamento pendular e nos salários desses trabalhadores.

Utilizando os dados da Suíça entre os anos 2007 e 2008, Troshchenkov (2012) estuda a seleção não aleatória para o deslocamento pendular de longa distância, isto é, que dê 50 quilômetros ou mais para o trabalho, pela existência de características observáveis e não observáveis. Na análise dos autores, foram utilizadas duas equações: a seleção dos indivíduos com base nos salários e a que determina o indivíduo como um pendular de longa distância. Os resultados encontrados atestam que os indivíduos pendulares são negativamente selecionados em relação à renda considerada no momento anterior ao do começo do deslocamento para esse novo emprego. Por outro lado, as características latentes associadas a maiores salários também aumentam a propensão ao deslocamento de longa distância. O autor ainda ressalta que os padrões encontrados para os homens são os mesmos para os encontrados para as mulheres, porém com menor robustez.

Roberts e Taylor (2016) analisam a influência do tempo de deslocamento para o trabalho nos salários percebidos pela estrutura familiar, nesse caso, para o casal, entre os anos de 1991 e 2008 em dados longitudinais e 2009 a 2014. Esses dados são referentes a “*The UK Household Longitudinal Study (UKHLS)*” aplicado ao Reino Unido (Inglaterra, País de Gales, Irlanda e Escócia). Os autores concluem que o tempo de deslocamento para o trabalho é sensível às condições de desemprego no local de origem, sendo que os efeitos do sexo dos indivíduos são neutros em relação ao mercado de trabalho. Assim, indivíduos do sexo masculino são mais sensíveis ao deslocamento pendular, em cerca de 35 minutos por semana, se considerado o aumento de 1% na taxa de desemprego local. Já as mulheres percebem um aumento de 19 minutos no deslocamento semanal para o trabalho, se considerado esse mesmo aumento na taxa de desemprego local.

Embora os resultados dos trabalhos internacionais sejam válidos permitindo uma visão sobre o tema, é importante ressaltar que o Brasil apresenta particularidades que podem interferir na associação entre salário e mobilidade dos trabalhadores. Dentre essas, está a desigualdade social que pode variar de acordo com diversificação estrutural entre as regiões brasileiras. Isso também pode ser relacionado com a dimensão territorial e demográfica do país, o que reflete no tipo de atividade laboral desenvolvida em cada região, afetando assim os padrões de deslocamento e a remuneração do fator trabalho.

Desse modo, em relação à mobilidade, Ântico (2004) analisa o deslocamento pendular para a região metropolitana de São Paulo como um indicativo de desigualdades e da heterogeneidade social e espacial em 1987 e 1997. Partindo de diferentes recortes espaciais, a autora ressalta que a maior concentração dos deslocamentos pendulares se estabeleceu em direção ao município de São Paulo em ambos os períodos. Porém, houve também um aumento do fenômeno entre outras cidades da Região Metropolitana, tanto em termos de dinâmicas intrarregionais quanto em termos inter-regionais. No caso intrarregional, é destacada nesse trabalho a importância do surgimento de subcentros locais, constatando maior diversificação dos locais de origem e destino dos fluxos dos grupos sociais envolvidos.

Aranha (2005) ressalta que os deslocamentos pendulares acarretam uma modificação temporária no volume populacional dos municípios, dependendo de cada área. Segundo o autor, dado que um determinado município pode ser mais concentrador ou mais dispensor em relação ao fator trabalho, o

deslocamento pendular pode gerar maior ou menor demanda de bens e serviços ou, então, aumentar a oferta para a população residente. A entrada e a saída de indivíduos, no entanto, pode ser composta por grupos sociais distintos e que também ocupam posições distintas no mercado de trabalho. Desse modo, haveria uma particularidade bastante seletiva dos deslocamentos pendulares metropolitanos.

Soares (2006) verifica a existência de uma “inversão demográfica” nas regiões brasileiras, isto é, uma desconcentração populacional das capitais em detrimento a outros municípios das regiões metropolitanas. A autora atribui esse fenômeno à especulação imobiliária, que gera uma alta nos preços dos imóveis dos grandes centros, tornando inviável e inacessível a moradia na capital por parte dos indivíduos com menores rendas. Tais indivíduos acabam residindo em regiões mais distantes do núcleo, mas realizam o deslocamento diário para trabalhar, já que, na maioria das vezes, o local de residência não consegue absorver a mão de obra.

Analisando a relação entre a mobilidade pendular e os diferenciais dos rendimentos na região produtora de petróleo no estado do Rio de Janeiro, Jardim e Ervatti (2009) apontam que o rendimento médio dos trabalhadores pendulares é maior do que os rendimentos médios dos indivíduos que não realizavam esses movimentos. Os autores ressaltam que o resultado é reflexo da baixa qualificação da mão de obra local, sendo que os pendulares são originários de regiões com alta concentração de bens e serviços.

O trabalho de Ramalho e Brito (2016) demonstra a ligação entre a migração e o deslocamento pendular na região metropolitana do Recife por meio do Censo Demográfico para o ano de 2010. A partir de um modelo de efeito de tratamento baseado em cópulas, os autores incorporam um processo prévio de autoseleção para migrantes e não migrantes. Assim, os autores concluem que há uma associação complementar direta entre a mudança de domicílio e a alteração do local de trabalho, beneficiando o processo de descentralização urbana impactando positivamente para o aumento do deslocamento pendular. O estudo fornece uma estimativa de que ser migrante aumenta em 47,6 pontos percentuais a propensão ao deslocamento pendular. Os autores ainda chamam a atenção para a ocorrência de viés de subestimação caso não sejam consideradas as relações entre as mudanças de domicílios dos trabalhadores, pendulares ou não, e a decisão de deslocamento pendular. Essa relação pode se dar tanto por características observadas quanto por habilidades inatas.

Com isso, percebe-se uma interação entre mobilidade pendular, diferenciais de renda e bem-estar dos indivíduos que estão nessa realidade em comparação aos que não estão, o que reafirma a necessidade de ampliar os estudos dos seus efeitos a fim de que seja possível melhorar o planejamento local e regional. Nesse sentido, estudos como os de Ântico (2004) e Aranha (2005) tratam da influência das economias de aglomeração sobre os movimentos pendulares. Já Jardim e Ervatti (2009) e Moura, Branco e Firkowski (2011) apresentam efeitos da pendularidade sobre os rendimentos dos trabalhadores. Um aspecto em comum nesses trabalhos é que eles são direcionados para as regiões metropolitanas brasileiras.

Diferente dos trabalhos anteriores, Lameira (2016) parte da investigação do impacto da aglomeração urbana e do deslocamento pendular sobre os salários dos indivíduos. Por meio dos dados do Censo Demográfico de 2010, os resultados desse trabalho mostram que características produtivas dos trabalhadores e escala populacional são relevantes para a determinação salarial. Embora não tenha utilizado os custos incorridos no deslocamento de forma explícita, os diferenciais salariais entre pendulares e não pendulares desaparecem após controlados pelos setores de ocupação e pelas características regionais. Isso pode ter ocorrido pelo fato de o trabalhador pendular arcar com os custos do deslocamento. Para controlar as características não observáveis que podem se associar aos salários, a autora introduz a variável que representa indivíduos migrantes intermunicipais. Embora se constitua em um ganho para o modelo, não é possível verificar de fato a existência e a direção do viés de seleção, o que se constitui em outra limitação do trabalho. Assim, diferente do proposto por Lameira (2016), no presente estudo utiliza-se uma metodologia para a verificação efetiva e correção do viés de seleção ocorrido pela decisão de realizar a mobilidade pendular e que pode interferir nas estimativas dos salários. Propõe-se também a ampliação dos dados observando indivíduos do sexo masculino e do feminino, incluindo os municípios com menos de 50 mil habitantes, diferente do proposto pela autora.

Assim, os trabalhos analisados possibilitam verificar que existe uma relação entre os deslocamentos pendulares e a renda dos indivíduos, que podem ser verificadas em diversos países. No entanto, é necessário propor uma abordagem para o Brasil de forma mais ampla, contribuindo no entendimento dos fatores que associam à mobilidade diária para o trabalho e os salários dos indivíduos em relação a outras regiões, além das grandes metrópoles já que a dimensão do fenômeno pode ser verificada em todos os municípios brasileiros. Nesse sentido, a próxima seção se dedica a propor uma metodologia para a análise do assunto de forma a considerar o Brasil como um todo.

3. Metodologia

Para avaliar os fatores que se associam aos rendimentos dos trabalhadores, este trabalho fundamenta-se na teoria do capital humano a partir da teoria de Becker (1962). Segundo essa teoria, o treinamento e a experiência são capazes de desenvolver as habilidades individuais durante o período de vida. Ademais, os rendimentos dos indivíduos se associam às habilidades aprimoradas durante o ciclo de vida dos agentes. Com isso, maiores rendimentos podem relacionar-se a um maior nível de acumulação dessas habilidades do estoque de capital humano. Desse modo, Mincer (1974) elaborou uma equação capaz de determinar os retornos do capital humano: a equação de rendimentos minceriana.

Autores como Chiswick (2003) ressaltam as vantagens de utilizar a equação proposta por Mincer, sendo que ela apresenta um bom ajustamento entre a teoria do investimento em capital humano e o contexto empírico, criando uma relação fidedigna entre realidade e teoria. A forma funcional empírica da equação de salário do capital humano, como ficou conhecida, é definida como:

$$\ln(W_i) = F(X_i) = X_i' \beta + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (1)$$

em que W_i é o salário-hora do i -ésimo indivíduo; X_i' é o vetor de características que afetam os rendimentos dos indivíduos; β é o vetor de coeficientes; e ε_i é o termo de erro.

Os atributos dessa equação são ressaltados por Chiswick (2003), entre eles: i) a sua forma funcional é *ad-hoc*, pois ela é baseada na otimização do comportamento dos indivíduos e representa o processo do mercado de trabalho; ii) permite a mensuração do custo do investimento em capital humano por meio de escolaridade e experiência no mercado de trabalho; iii) é flexível quanto à inclusão de outras variáveis que afetam a renda dos indivíduos; iv) os coeficientes da equação estimada possuem interpretação econômica e seus desvios-padrão podem ser estimados (isso permite comparações temporais, de espaço e entre grupos demográficos); e v) apesar dos rendimentos apresentarem distribuição com assimetria positiva e do aumento da desigualdade em conjunto com a escolaridade, o uso do logaritmo natural permite que os resíduos sejam homocedásticos e normalmente distribuídos. Essas características tornaram o uso dessa equação popular entre os pesquisadores que estudam o mercado de trabalho. Assim, a próxima subseção apresenta os resultados empíricos alcançados por algumas pesquisas sobre o tema proposto.

3.1. Modelo de seleção amostral de Heckman

Para verificar os fatores determinantes dos salários entre pendulares dos municípios brasileiros, é necessário levar em consideração a possibilidade do viés amostral. Isso ocorre devido ao truncamento ocasional da amostra, que é dado pelo fato de se observarem o deslocamento pendular e os salários dos indivíduos apenas para os que realizam deslocamentos e estão inseridos no mercado de trabalho. Isso ocorre em dois momentos:

O primeiro refere-se ao momento em que o indivíduo não realiza o deslocamento pendular. Então, o salário y_i auferido por um indivíduo i nessa situação pode ser expresso por:

$$y_i = \beta' x_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

em que y_i representa o salário, x_i é um vetor de variáveis explicativas e β é o vetor de coeficientes. O termo ε denota o erro, que é normalmente distribuído com média igual a zero e variância constante σ_ε^2 .

No segundo período, o indivíduo escolhe se realiza o deslocamento diário para o trabalho ou não. Suponha que essa escolha seja representada por $p_i = 1$ e $p_i = 0$, respectivamente. Considerando então que a decisão foi tomada no segundo período, o salário passa a ser expresso por:

$$y'_i = y_i + \omega_i \quad (3)$$

em que ω_i representa o ajustamento latente percebido pelo pendular em potencial como um incremento salarial induzido pelo deslocamento. Analogamente a Nakosteen, Westerlund e Zimmer (2008), a autosseleção pode ser simplificada como a diferença entre o salário esperado dos pendulares e seu contrafactual, ou seja, pelo salário esperado caso eles optassem por não realizar os deslocamentos diários ao trabalho, assim:

$$E(y'_i | p_i = 1) - E(y'_i | p_i = 0) = E(\omega_i | p_i = 1) - E(\omega_i | p_i = 0) \quad (4)$$

Desse modo, a ideia fundamental da autosseleção apresentada em (4) é de que os indivíduos que escolhem realizar as viagens diárias para o trabalho apresentam características não observáveis que possibilitam auferir maiores salários mesmo antes de se tornarem pendulares. Por exemplo, os pendulares possuem habilidades, como energia e ambições ou, talvez, apenas uma maior propensão ao risco no investimento em capital humano, o que, conseqüentemente, levam ao incremento salarial.

Assim, segundo Cameron e Trivedi (2005), o problema de seletividade amostral pode tornar viesados e inconsistentes os coeficientes importantes para a análise dos resultados. Com o intuito de lidar com essa questão, utiliza-se o modelo proposto por Heckman (1979) de seleção amostral, que se tornou popular nos últimos anos devido à sua simplicidade para corrigir o problema de seleção amostral. Esse procedimento consiste em duas etapas.

Na primeira etapa, por meio das n observações, estima-se uma equação para explicar os fatores que levam aos deslocamentos pendulares dos indivíduos. Essa é denominada equação de seleção, que é um modelo de escolha binária (*probit*) definido como:

$$\begin{aligned} \text{Pendular}^* &= Z'_i \gamma + u_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n. \\ \text{Pendular}_i &= \begin{cases} 1, \text{ se } \text{Pendular}^* > 0 \\ 0, \text{ se } \text{Pendular}^* \leq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

em que Pendular^* é a variável latente não observável que representa a propensão do indivíduo à realização da mobilidade pendular (ou diferença entre a utilidade advinda do emprego em outro município diante do deslocamento pendular *versus* outras opções). A variável observada é um resultado da variável latente: Pendular_i é uma variável binária igual a um se a propensão não observada ao movimento é maior do que zero. Z'_i é um vetor de variáveis que afetam a propensão ao deslocamento pendular, Pendular^* .

A segunda etapa do modelo de Heckman consiste em obter a estimação da equação de interesse, ou seja, a equação de salários utilizando apenas as observações relacionadas aos trabalhadores pendulares e adicionando como regressor a variável que corrige o viés amostral. Sendo assim, a forma funcional para estimar a equação de salários é a proposta por Mincer (1974), que assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned} \ln(W_i) &= X'_i + \rho \sigma_u \lambda_i + \varepsilon_i, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n. \\ W_i &= \begin{cases} W_i, \text{ se } \text{Pendular}^* > 0 \\ 0, \text{ se } \text{Pendular}^* \leq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

em que W_i é o salário-hora observado para os trabalhadores que realizam o deslocamento pendular, X_i' é um vetor de variáveis que determina os salários, ρ é o coeficiente de correlação entre os erros das Equações (13) e (14), σ_u é o desvio padrão do termo de erro da Equação (13) e λ_i é a razão inversa de Mills, que é dada por:

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{\alpha Z_i'}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\alpha Z_i'}{\sigma_u}\right)} \quad (7)$$

em que ϕ e Φ são, respectivamente, as funções normais de densidade de probabilidade e de densidade acumulada. A inclusão desse regressor permite eliminar o viés de seletividade por considerar a decisão dos trabalhadores em serem pendulares ou não.

Por utilizar o procedimento de Heckman, os efeitos marginais da equação de salários não são simplesmente os coeficientes das variáveis. Nesse caso, para calculá-los, deve-se utilizar o procedimento adotado por Hoffmann e Kassouf (2005), derivando os efeitos marginais condicionais, quando considerados os trabalhadores que são pendulares, e incondicionais, quando considerados todos os trabalhadores.

Neste trabalho, calculam-se os efeitos marginais condicionais dos salários para os trabalhadores pendulares, dados por:

$$\frac{\alpha E(W_i | Pendular^* > 0)}{\alpha X_i} = X_i \beta + \sigma_u \lambda_i \left(\frac{X_i \beta}{\sigma_u}\right) \quad (8)$$

em que o lado esquerdo da equação representa o operador de diferencial da regressão de salários com relação ao determinante i ; no lado direito, o primeiro termo representa o coeficiente da variável i e a segunda parcela representa a correção do efeito marginal condicional pelo viés de seleção amostral.

De forma geral, o efeito marginal condicional é diferente para cada indivíduo. Por isso, é comum calculá-lo no ponto médio da variável. Outra particularidade dos efeitos marginais condicionais no modelo de Heckman é que se o fator determina apenas o rendimento, mas não a propensão a realizar os deslocamentos pendulares, seu efeito marginal é o próprio coeficiente associado à variável.

3.2. Estratégia de identificação

Cameron e Trivedi (2005) ressaltam que quando os erros se distribuem normalmente, como é o caso do modelo proposto por Heckman, se o vetor de variáveis explicativas for igual para as duas etapas do procedimento ($Z_i = X_i$), haverá problema de multicolinearidade, gerando baixa precisão das estimativas. Com isso, X_i deve ser um subconjunto de Z_i , ou seja, o vetor de variáveis que definem a probabilidade de o indivíduo ser um pendular deve incluir variáveis que afetam essa decisão, mas que não afetam os salários dos trabalhadores pendulares. Essas variáveis atuam como variáveis instrumentais para resolver o problema de identificação.

Dado o problema de identificação, Senesky (2001) observa que o tempo⁵ de deslocamento representa um custo fixo ao trabalhador, determinado de forma exógena, que deve afetar a decisão de mobilidade pendular, mas não diretamente os salários auferidos. Segundo a autora, isso ocorre devido ao tempo de deslocamento afetar a demanda por um determinado emprego, o que pode ser verificado no momento em que o emprego é aceito. Dessa forma, os custos da mobilidade cotidiana que podem ser expressos pelo tempo de deslocamento afetam a decisão do indivíduo entre morar em um município diferente ou no mesmo município de atividade laboral de forma endógena. Ele também permite controlar as características de infraestrutura e a presença de amenidades entre essas duas

⁵ Como os dados do censo demográfico de 2010 não possuem os dados de distância de deslocamento, será utilizado como *proxy* para essa variável o tempo de deslocamento, assim como foi utilizado por Senesky (2001).

idades. Assim, neste trabalho, utilizam-se variáveis de tempo de deslocamento para permitir a identificação, ou seja, ela estará presente apenas na primeira etapa do modelo de seleção amostral. É necessário destacar que a abordagem aqui adotada lida com o viés de seleção que decorre da decisão pelo deslocamento pendular, mas não trata de todos os problemas empíricos que decorrem da especificação de uma equação de salários. Isso porque, além das características observáveis, há variáveis não observáveis – como habilidade – que determinam os rendimentos dos indivíduos. Uma forma de lidar com as variáveis não observáveis seria por meio da suposição de que essas seriam características fixas no tempo. Nesse caso, dados em painel forneceriam estimadores que controlariam a heterogeneidade não observada em nível individual, constante no tempo. No entanto, essa estrutura de dados não está disponível para se avaliar o problema proposto. Assim, ainda que se tenha amenizado o problema das não observáveis que afetam a probabilidade de deslocamento pendular, bem como os rendimentos dos trabalhadores, ainda podem haver fatores relevantes não controlados. Nesse sentido, os efeitos encontrados neste trabalho devem ser interpretados como associações e não necessariamente refletem causalidade.

3.3. Descrição e tratamentos dos dados

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes dos microdados do Censo Demográfico do ano de 2010 e do banco de dados SIDRA, ambos realizados pelo IBGE. Sobre a primeira etapa do procedimento de Heckman (1979), a variável referente à mobilidade pendular é uma variável *dummy* que reporta o valor um caso o indivíduo realize o deslocamento pendular e zero caso contrário. Para a sua construção, foram usadas duas variáveis primárias do censo demográfico: a primeira questiona se o indivíduo trabalha em município, estado ou país diferente ao de residência e a segunda se o indivíduo retorna para o domicílio diariamente. Assim, a variável “Pendular” é uma variável categórica resultante da interação entre as duas⁶.

Na segunda etapa, a variável explicada é o valor do logaritmo natural do salário por hora trabalhada. Essa variável foi construída com base nos rendimentos auferidos pelos indivíduos no seu trabalho principal. Foram excluídos os que auferem salários maiores do que R\$ 200.000,00 mensais. Em relação às horas de trabalho, foram considerados apenas aqueles indivíduos que trabalham mais de 20 horas semanais. Esse refinamento tem como objetivo excluir indivíduos que são, em sua grande parte, trabalhadores temporários os quais podem apresentar determinantes salariais diferentes dos demais trabalhadores. Como essa variável é reportada nos microdados em termos de horas semanais, foram consideradas as horas trabalhadas multiplicadas por 4,3 para obter as horas trabalhadas mensais. Só após esse procedimento procedeu-se para o cálculo da variável salário por horas trabalhadas mensais e seu respectivo logaritmo natural. Os valores negativos obtidos pelo cálculo do logaritmo dos salários foram considerados como *missings values* conforme indica Cameron e Trivedi (2005).

Para definição da amostra, selecionaram-se indivíduos com idade entre 25 e 60 anos para que fossem incluídas as pessoas com maior possibilidade de estarem no mercado de trabalho e em uma idade em que a escolaridade já esteja bem definida, semelhante a Lameira (2016). A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis utilizadas no modelo.

No que tange ao tamanho da população, também foi considerada a cidade do local de trabalho do indivíduo para que os empregos não sejam subestimados a partir do critério de residência, o que poderia não representar a estrutura produtiva local, conforme explicitado por Lameira (2016). Com relação aos dados faltantes da amostra, foram excluídos os *missings values*⁷ para indivíduos que não

⁶ As variáveis primárias do censo são: V0660 – “em que município e unidade da federação ou país estrangeiro trabalha?”; e v0661 – “retorna do trabalho para casa diariamente?”.

⁷ O termo se refere aos dados faltantes na amostra que podem ocorrer, por exemplo, quando a questão não é respondida pelo indivíduo. A exclusão dessa informação é uma das formas mais comuns de ajustar os dados para obter estimativas confiáveis. No entanto, é necessário ressaltar que nem sempre essa é uma solução mais viável, já que implica em perda de informações relevantes. No caso da análise, optou-se em fazer dessa forma devido ao tamanho da amostra que possui informações relevantes para a análise.

tinham raça definida, os que não declararam estado civil, idade, escolaridade, posição na ocupação e categoria do emprego no trabalho principal. Esse refinamento nos dados não se constituiu em grande impacto no tamanho da amostra nem se constituiu em perda de informações consideráveis.

Tabela 1 – Descrição das variáveis explicativas

Variáveis	Descrição das variáveis	Pendular	Ln(Salário/hora)
Idade	Idade do indivíduo	Sim	Sim
Idade ao quadrado	Idade do indivíduo ao Quadrado	Sim	Sim
Masculino	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo for homem	Sim	Sim
Branco	<i>dummy</i> =1 se indivíduo é branco	Sim	Sim
Casado	<i>dummy</i> =1 se indivíduo é casado	Sim	Sim
Nº de pessoas na família	Número de pessoas que compõem a família	Sim	Sim
Migrante	<i>dummy</i> = 1 se o indivíduo mora em município diferente do que morava em 31 de julho de 2005	Sim	Sim
Ensino básico incompleto e analfabeto	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo tem ensino básico incompleto ou é analfabeto	Sim	Sim
Ensino básico completo e ensino médio incompleto	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo tem ensino básico completo ou ensino médio incompleto	Sim	Sim
Ensino médio completo e superior incompleto	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo tem ensino médio completo ou superior incompleto	Sim	Sim
Superior completo	<i>dummy</i> = 1 se o indivíduo tem superior completo	Sim	Sim
Trabalho formal	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo está ocupado formalmente (carteira assinada)	Sim	Sim
Agrícola	<i>dummy</i> =1 se trabalha no setor agrícola	Sim	Sim
Indústria de extrativa e de transformação	<i>dummy</i> =1 se trabalha no setor industrial de extração mineral	Sim	Sim
Produção de energia e saneamento	<i>dummy</i> =1 se trabalha nos setores energia, gás natural e saneamento		
Construção civil	<i>dummy</i> =1 se trabalha na construção civil	Sim	Sim
Atv. profissionais, científicas ou técnicas	<i>dummy</i> =1 se trabalha em atividades científicas ou técnicas	Sim	Sim
Adm. pública, defesa ou segurança	<i>dummy</i> =1 se trabalha na administração pública, defesa ou segurança	Sim	Sim
Sector de serviços	<i>Dummy</i> =1 se trabalha no setor de serviços	Sim	Sim
De zero a cinco minutos	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo gasta até 5 minutos de deslocamento para o trabalho	Sim	Não
De cinco a trinta minutos	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo gasta de 5 a 30 minutos no deslocamento para o trabalho	Sim	Não
De trinta a sessenta minutos	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo gasta de 30 a 60 minutos no deslocamento para o trabalho	Sim	Não
De sessenta minutos a cento e vinte minutos	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo gasta de 60 a 120 minutos no deslocamento para o trabalho	Sim	Não
Mais de cento e vinte minutos	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo gasta mais de 120 minutos no deslocamento para o trabalho	Sim	Não
Logaritmo natural da população	logaritmo natural da população do município de trabalho	Sim	Sim
Urbano	<i>dummy</i> =1 se reside em zona urbana	Sim	Sim
Região Metropolitana	<i>dummy</i> =1 se reside em região metropolitana	Sim	Sim
Nordeste	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo mora na região Nordeste	Sim	Sim
Sudeste	<i>dummy</i> = 1 se o indivíduo mora na região Sudeste	Sim	Sim
Sul	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo mora na região Sul	Sim	Sim
Centro-Oeste	<i>dummy</i> =1 se o indivíduo mora na região Centro-Oeste	Sim	Sim
Lambda (λ)	Razão Inversa de Mills	Não	Sim

Nota: * A identificação "sim" e "não" é utilizada para indicar em qual estágio do modelo de Heckman (1979) a variável explicativa é utilizada.

Fonte: Elaboração própria com base nos sinais encontrados na literatura.

A amostra derivada dos microdados do Censo Demográfico é aplicada em todo o país consistindo em 4.026.720 observações das quais 541.176 indivíduos são pendulares e 3.485.544 são não pendulares. Esses dados estão no seu menor nível de desagregação, ou seja, são referentes às respostas

de cada indivíduo ao questionário completo do Censo Demográfico. O plano amostral dessa pesquisa é simples, sendo assim, não foi aplicado nenhum método para tratar o peso amostral.

4. Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos por meio da análise exploratória e com as estimativas aplicando a correção de Heckman (1979). A análise exploratória por meio das estatísticas descritivas permite observar o comportamento dos dados de forma geral e também provê uma base de comparação para os resultados que foram obtidos por meio das regressões.

4.1. Estatísticas descritivas

A Tabela 2 apresenta as médias ou proporções das variáveis de interesse desta pesquisa. Além disso, essas estatísticas também são apresentadas separadamente para o grupo de indivíduos que realizam ou não o deslocamento pendular. Verifica-se que, em média, o salário por hora trabalhada dos indivíduos em 2010 foi de R\$6,25. A média salarial foi de R\$7,95 para os pendulares e de R\$6,19 para os não pendulares. Considerando a atualização dos salários corrigidos pela variação do Índice de Preços do Consumidor Ampliado (IPCA) mês a mês tomados de julho de 2010 a janeiro de 2018, os valores são R\$ 9,88, R\$12,55 e R\$ 9,78, respectivamente. Isso mostra que considerando apenas os dados brutos, pendulares têm salários, em média, mais altos.

Tabela 2 – Estatística descritiva das principais variáveis de interesse em nível individual, por pendulares e não pendulares, Brasil, 2010

Variáveis	Total	Pendulares	Não Pendulares
Salário por hora trabalhada	6,4270	7,9450	6,1900
Idade	38,9800	37,9800	39,1400
Masculino	0,5840	0,6360	0,5760
Branco	0,5110	0,5290	0,5080
Casado	0,4930	0,5000	0,4920
Nº de pessoas na família	3,4910	3,4280	3,5000
Migrante	0,0876	0,1510	0,0776
Sem instrução e básico incompleto	0,4060	0,3190	0,4190
Básico completo e médio incompleto	0,1570	0,1610	0,1560
Médio completo e superior incompleto	0,2990	0,3560	0,2900
Superior completo	0,1390	0,1640	0,1350
Trabalho formal	0,5850	0,7910	0,5530
Setor agrícola	0,1350	0,0628	0,1460
Indústria de transformação ou extrativa	0,1390	0,2160	0,1270
Produção ou distribuição de energia e saneamento	0,0115	0,0122	0,0114
Construção civil	0,0905	0,0869	0,0911
Atividades profissionais, científicas ou técnicas	0,0223	0,0272	0,0216
Administração, defesa ou segurança pública	0,0852	0,0719	0,0873
Setor de serviços	0,5170	0,5230	0,5160
Até cinco minutos	0,1590	0,0101	0,1830
De cinco a trinta minutos	0,5530	0,2790	0,5960
De trinta a sessenta minutos	0,1980	0,3990	0,1670
De sessenta a cento e vinte minutos	0,0749	0,2630	0,0455
Mais de cento e vinte minutos	0,0143	0,0492	0,0088

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados do censo demográfico de 2010.

A amostra, formada por indivíduos com idade entre 25 e 60 anos, apresenta uma idade média de, aproximadamente, 39 anos, sendo que os pendulares são ligeiramente mais jovens: 38 contra 39 anos entre os não pendulares. Indivíduos do sexo masculino perfazem 58,4% da amostra, sendo essa proporção também maior para os indivíduos que realizam deslocamentos diários, 63,6 % em comparação aos 57,6% dos não pendulares. Esses números são consonantes aos encontrados na

literatura mostrando que os indivíduos pendulares são em média mais jovens e do sexo masculino (FONTES; SIMÕES; HERMETO, 2010; LAMEIRA, 2016; RAMALHO; BRITO, 2016).

Acerca da raça autodeclarada dos indivíduos, a proporção de indivíduos brancos na amostra é de 51,1%. Em se tratando de pendulares, a proporção de brancos é maior do que entre os não pendulares, 52,9% e 50,8%, respectivamente. Em relação às variáveis referentes ao estado civil dos indivíduos, a de maior proporção na amostra é a de pessoas casadas, 49,3% se comparada aos indivíduos solteiros, desquitados e separados. Essa proporção não se altera de forma significativa entre os grupos de pendulares e não pendulares (50,0% e 49,2%, respectivamente).

Nota-se que o nível de escolaridade parece maior entre o grupo de pendulares: desses, 31,9% possuem a educação básica incompleta ou são analfabetos, contra uma proporção de 41,9% entre os não pendulares e de 40,6% em toda a amostra. A proporção de indivíduos com o curso superior completo também é maior entre os pendulares (16,4%) em relação à média daqueles que não realizam o deslocamento (13,5%) e de toda a amostra (13,9%). Ademais, estudos sobre mobilidade também verificam que os indivíduos que realizam a mobilidade diária entre locais de trabalho e residência são, em média, mais instruídos do que os que não o fazem. Além disso, com base na teoria do capital humano, o aumento no nível de instrução das pessoas permite que elas procurem situações que elevem o seu bem-estar, buscando por locais onde suas habilidades são mais valorizadas.

Quanto à ocupação dos indivíduos, aqueles com vínculo formal de emprego correspondem a 58,5% da amostra. Entre os pendulares, a parcela de indivíduos no mercado formal é de 79,1% enquanto a proporção para os não pendulares é de 55,3%. Considerando o setor de trabalho da amostra, a maior proporção está contida no setor terciário (serviços), representando aproximadamente 51,7% e com diferença pouco expressiva entre os dois grupos. Com relação aos demais setores, trabalhadores pendulares apresentaram maior proporção de emprego nos setores industrial de extração mineral e de transformação (21,6%), bem como de produção de eletricidade e gás (1,22%) e nas atividades científicas (2,72%). Por outro lado, há maiores proporções de trabalhadores não pendulares atuando nos setores de construção civil, saneamento e agrícola.

Outra característica que influencia o deslocamento pendular é o tempo médio de deslocamento. A maior proporção de tempo gasto com viagens para o trabalho é entre cinco e trinta minutos, 55,3% da amostra total. Entretanto, para pessoas que realizam deslocamento pendular, o tempo de deslocamento médio mais frequente na amostra é entre trinta e sessenta minutos (39,9% dos pendulares). A proporção de migrantes intermunicipais na amostra total foi de 8,76%. A proporção de pendulares que moram em um município diferente ao atual é consideravelmente maior em relação aos que não se deslocam, 15,1 % e 7,76 %, respectivamente.

A Tabela 3 apresenta dados adicionais quanto à localização desses indivíduos. Nota-se que proporção de moradores das regiões metropolitanas na amostra é de 36,9%. Considerando a amostra para os pendulares, a proporção é de, aproximadamente, 64,1% e, para os não pendulares, de 32,9%. Além disso, o número de pendulares que residem no meio urbano é maior do que o número dos que residem nas áreas rurais, 92,1% e 85,2%, respectivamente. Em nível nacional, o total de indivíduos que residem em áreas urbanas corresponde a 86,2%.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas em nível geográfico

Variáveis	Total	Pendulares	Não pendulares
Brasil	100,0000	13,4400	86,5600
Urbano	0,8620	0,9210	0,8520
Região Metropolitana	0,3690	0,6370	0,3280
Norte	0,0627	0,0178	0,0698
Nordeste	0,2310	0,1680	0,2410
Sudeste	0,4270	0,5520	0,4080
Sul	0,2030	0,2050	0,2030
Centro-Oeste	0,0756	0,0572	0,0785

Fonte: Elaboração Própria com base nos dados do censo demográfico de 2010.

Quanto às regiões brasileiras, a maior proporção dos indivíduos da amostra encontra-se no Sudeste (42,7%), sendo essa a região que concentra a maior proporção de indivíduos pendulares (55,2%). A ordem das demais regiões é: Nordeste, Sul, Centro-Oeste e Norte, com respectivamente, 23,1%, 20,3%, 7,6% e 6,27%. Entretanto, entre elas, a única que possui a proporção de pendulares maior do que a de não pendulares é a região Sul, respectivamente, 20,5 e 20,3.

4.2 Fatores associados ao deslocamento pendular no Brasil

Como primeira etapa da estratégia metodológica, esta seção apresenta os resultados da equação de seleção, que tem como objetivo analisar os fatores que se associam à decisão de deslocamento pendular⁸. Assim, utilizou-se como variável dependente a *dummy* Pendular, que reporta valor um se o trabalhador realiza deslocamentos diários de casa para o trabalho e do trabalho para casa e para municípios diferentes ao de domicílio. Os resultados são apresentados na Tabela 4. Sobre a comparação entre as estatísticas, o percentual de pendulares na amostra e o seu percentual estimado foram bem próximos. Nesse sentido, os valores obtidos são respectivamente 13,33% e 13,36%, o que demonstra uma diferença de 0,03 pontos percentuais (p.p.) entre o estimado e o observado, demonstrando uma boa adequação dessa primeira etapa aos dados analisados.

Conforme citado anteriormente, os resultados devem ser analisados a partir dos seus efeitos marginais condicionais, já que não teria sentido analisá-los pelos valores dos coeficientes. Assim, observando os valores obtidos para os determinantes individuais, a partir do ponto médio, a idade do trabalhador tende a aumentar a propensão dos deslocamentos pendulares, somente até um nível máximo, de aproximadamente 57 anos. A partir dessa idade, a probabilidade de deslocamento pendular passa a cair.

O valor do efeito marginal para pessoas do sexo masculino foi 0,0257, indicando que os homens têm uma propensão de 2,57 pontos percentuais (p.p.) maior de serem pendulares em relação às mulheres. Essa relação é observada nos trabalhos como os de Rupert et al. (2009), Troshchenkov (2010), Ramalho e Brito (2016), entre outros. Uma possível justificativa é que as mulheres dividem suas obrigações profissionais e afazeres domésticos, como o cuidado com os filhos. Isso dificulta a realização dos deslocamentos pendulares para indivíduos do sexo feminino. Indivíduos de cor branca apresentam maior probabilidade de realizar deslocamentos pendulares em relação às demais raças, em torno de 0,42 p.p. Quanto ao número de pessoas na família, cada pessoa a mais na família acima da média representa uma diminuição na probabilidade de realizar o deslocamento pendular em 0,007 p.p., ou seja, um efeito muito baixo. O coeficiente para indivíduos casados também foi significativo, indicando que há um aumento de 0,92 p.p., em média, na propensão de realizar o deslocamento pendular caso o indivíduo seja casado.

Quanto à escolaridade, considerando como base os indivíduos sem instrução ou com ensino básico incompleto, os efeitos marginais mostram que há uma elevação na probabilidade média de fazer o movimento pendular entre os indivíduos com ensino básico completo ou médio incompleto (0,6 p.p.), ensino médio completo ou superior incompleto (1,7 p.p.) e superior completo (2,7 p.p.). Assim, de forma coerente com os resultados alcançados por DeBeaumont e Yang (2008) e Lameira (2016), maiores níveis de escolaridade aumentam a propensão aos deslocamentos pendulares. Esses resultados confirmam que o investimento em capital humano leva os indivíduos a buscarem novos mercados de trabalho onde suas habilidades sejam mais valorizadas, ponderando pelos custos do deslocamento diário e das condições de moradia.

Sobre o tipo de vínculo empregatício, trabalhadores com empregos formalizados apresentam maior propensão de serem pendulares: 5,32 p.p.. No que tange ao tipo de setor de ocupação, considerando o setor de bens e serviços como base, apenas os indivíduos que estão nos setores de indústrias de extração e transformação apresentam um aumento na propensão a serem pendulares, 2,7

⁸ De forma geral, o modelo de seleção apresentou um bom ajustamento, tanto em termos das variáveis isoladamente quanto em termos conjunto. A estatística de Wald Chi quadrado mostra que as variáveis foram conjuntamente significativas para explicar o deslocamento pendular já que seu valor foi superior a 10. Pelo Prob>chi quadrado, pode-se rejeitar a 1% de significância a hipótese de que todos os coeficientes são conjuntamente iguais a zero.

p.p., aproximadamente. Já os demais setores: agrícola; produção de energia e gás e de saneamento; construção civil; atividades profissionais, científicas e técnicas; administração, defesa ou segurança pública apresentaram menores probabilidades de serem pendulares, 3,56; 0,53; 0,61; 0,62 e 0,43 p.p., respectivamente.

Tabela 4 – Resultados da equação que determina a propensão do indivíduo ser um pendular

Nível	Variáveis	Coeficientes	Efeito marginal	Ponto médio
Individual e familiar	Constante	-3,6177*** (0,0179)	-	-
	Idade	0,0094*** (0,0009)	0,0013	38,98
	Idade ao quadrado	-0,0002*** (0,0000)	0,0000	1608,98
	Masculino	0,1829*** (0,0022)	0,0257	0,51
	Branco	0,0300*** (0,0020)	0,0042	0,58
	N° de pessoas na família	-0,0050*** (0,0008)	-0,0007	3,49
Escolaridade	Casado	0,0653*** (0,0015)	0,0092	0,49
	Ensino básico completo ou médio incompleto	0,0441*** (0,0026)	0,0062	0,16
	Ensino médio completo ou superior incompleto	0,1212*** (0,0025)	0,0170	0,30
Ocupação	Ensino superior completo	0,1913*** (0,0033)	0,0269	0,14
	Vínculo formal	0,3785*** (0,0021)	0,0532	0,59
	Agrícola	-0,2533*** (0,0045)	-0,0356	0,13
	Indústria extrativa ou de transformação	0,1905*** (0,0030)	0,0268	0,14
	Prod. de energia ou de saneamento	-0,0377*** (0,0065)	-0,0053	0,01
	Setor de construção civil	-0,0436*** (0,0040)	-0,0061	0,09
	Atv. profissionais, científicas ou técnicas	-0,0442*** (0,0069)	-0,0062	0,02
	Adm. pública, defesa ou segurança	-0,0306*** (0,0035)	-0,0043	0,09
Geográfico e demográfico	Log da população onde trabalha	0,0004 (0,0006)	0,1195	11,31
	Urbano	-0,0876*** (0,0032)	-0,0128	0,86
	Migrante intermunicipal	0,4803*** (0,0027)	0,0473	0,09
	Residente em região metropolitana	0,3164*** (0,0026)	0,0886	0,37
	Nordeste	0,5298*** (0,0053)	0,0913	0,23
	Sudeste	0,6575*** (0,0056)	0,1005	0,43
	Sul	0,6738*** (0,0062)	0,1251	0,20
	Centro-Oeste	0,4422*** (0,0068)	0,0804	0,08
Tempo de deslocamento	De cinco a trinta minutos	0,8504*** (0,0060)	0,1157	0,55
	De trinta a sessenta minutos	1,6816*** (0,0062)	0,4240	0,20
	De sessenta a cento e vinte minutos	2,1825*** (0,0066)	0,6633	0,07
	Mais de cento e vinte minutos	2,2270*** (0,0084)	0,7036	0,01
N. Observações	4 026 720	Pendular (obs.) =13,36%		
Censuradas	3 485 544	Pendular (est.) =13,33%		
Não censuradas	541 176			
Wald chi2(20)	718306,59			
Prob>chi2	0,0000			

Nota: *** indica significativo ao nível de 1%; ** indica significativo ao nível de 5%; * indica significativo ao nível de 10%. Erros-padrão entre parênteses. Foi utilizado o recurso de Bootstrap na estimação com 50 replicações para a correção dos erros-padrão

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Em relação às características geográficas, o coeficiente do tamanho da população do local de trabalho, em termos de seu logaritmo natural, não foi significativa, não permitindo fazer inferências sobre os seus efeitos na propensão ao deslocamento pendular. Por outro lado, os efeitos marginais

das variáveis dos residentes em nas zonas urbanas e nas regiões metropolitanas foram significativos. Para a condição de residentes em zonas urbanas, o sinal foi negativo, o que implica uma redução da propensão ao deslocamento de 1,28 p.p. em relação aos indivíduos que residem em zona rural. Esse resultado é diferente ao encontrado na literatura e pode ter ocorrido devido à magnitude da diferença territorial brasileira. Já para moradores de zonas urbanas, há um aumento de 4,73 p.p. na probabilidade de deslocamento em relação aos que não residem nessas regiões. Esse resultado também foi observado por Lameira (2016) e Ramalho e Brito (2016), demonstrando a relação entre centros metropolitanos e a intensidade da mobilidade pendular, o que segundo Glaesser e Maré (2004), Glaesser e Resseger (2010) está relacionado a uma maior produtividade por trabalhador nessas áreas.

Além disso, a variável que representa os migrantes intermunicipais também apresentou coeficiente positivo significativo. Assim, ser migrante intermunicipal leva a um incremento de 8,86 p.p. na propensão a realizar deslocamento pendular em relação aos indivíduos que não mudaram de residência e que são semelhantes em relação às demais características. Essa relação é observada por Ramalho e Brito (2016) que ressaltam a presença de autosseleção entre os deslocamentos pendulares e as migrações intermunicipais. Esse resultado está de acordo com os estudos de Zax (1994) e Ramalho e Brito (2016) que predizem que a mudança de domicílio, em esfera regional, dá-se de forma complementar às decisões dos deslocamentos pendulares.

Em relação à localização dos indivíduos entre as regiões brasileiras, adotando como base a região Norte, o aumento das probabilidades dos deslocamentos pendulares para os indivíduos das regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste são, respectivamente, 9,12; 10,05; 12,51; e 8,04 p.p. maiores. Uma das explicações para isso é a dificuldade de deslocamento em grande parte do território do Norte brasileiro.

Com relação ao tempo de deslocamento, a variável utilizada como base foi a que representa as pessoas que gastam até cinco minutos no deslocamento até o trabalho. Assim, os trabalhadores que gastam de cinco a trinta minutos, de trinta a sessenta minutos, de sessenta a cento e vinte minutos e mais de cento e vinte minutos têm maior propensão de realizar os deslocamentos pendulares (os valores são, respectivamente, 11,57; 42,40; 66,32 e 70,36 pontos percentuais). Trata-se de um resultado coerente com o esperado, já que o tempo de deslocamento para o trabalho tem uma relação direta com o deslocamento, o que pode impactar na decisão do indivíduo de realizar as viagens diárias para o trabalho.

Desse modo, levando em consideração os aspectos ressaltados acima, trabalhadores brancos, do sexo masculino, com famílias que possuam três indivíduos, casados, com nível de ensino superior, com vínculo formal de emprego, que trabalham em setores industriais que migraram para outro município entre 2005 e 2010 têm aproximadamente 34,65 p.p. a mais de probabilidade de realizar os deslocamentos pendulares. Em contrapartida, quando se considera uma mulher nessa mesma situação, a propensão dessa trabalhadora realizar o deslocamento pendular cai para 28,18 p.p.. Considerando um homem não branco, a probabilidade da realização da mobilidade pendular passa para 33,55 p.p.. Já para mulheres negras, a probabilidade é ainda menor, 27,17 p.p..

4.3. Equação de salários dos trabalhadores pendulares

Esta seção apresenta os resultados obtidos com a segunda etapa do modelo de Heckman, que mostra os fatores associados aos rendimentos dos trabalhadores pendulares. Por meio da Tabela 5, é possível verificar a importância das características individuais, de escolaridade, de ocupação, de tempo de deslocamento, demográficas e as estatísticas sobre o problema de seleção amostral.

Verifica-se que coeficientes Lambda e Rho se mostraram significativos a 1% de significância, demonstrando assim a existência de viés de seleção e de correlação entre os erros das duas equações, respectivamente. Desse modo, é necessário considerar o viés incorrido pelo truncamento ocasional da amostra. O sinal positivo do Lambda mostra que os fatores não observáveis que afetam os deslocamentos também agem sobre os salários desses indivíduos. Além disso, o valor positivo de $Rh\hat{o}$ ($\rho=0,0794$) diz que essas características não observáveis têm o mesmo sinal nas duas etapas, ou

seja, os fatores não observados que aumentam a probabilidade de o indivíduo ser um pendular aumentam também os seus salários.

Tabela 5 – Determinantes dos salários dos trabalhadores pendulares

Nível	Variáveis	Coeficientes		Efeito marginal	Ponto Médio
Individual e familiar	Constante	-0,2349***	(0,0179)	-	-
	Idade	0,0324***	(0,0008)	0,0321	38,98
	Idade ao quadrado	-0,0003***	(0,0000)	-0,0003	1608,98
	Masculino	0,2821***	(0,0018)	0,2753	0,51
	Branco	0,1318***	(0,0015)	0,1307	0,58
	N° de pessoas na família	-0,0133***	(0,0005)	-0,0131	3,49
Escolaridade	Casado	0,1113***	(0,0016)	0,1089	0,49
	Ensino básico completo ou médio incompleto	0,1693***	(0,0023)	0,1677	0,16
	Ensino médio completo ou superior incompleto	0,4088***	(0,0019)	0,4043	0,30
Ocupação	Ensino superior completo	1,1691***	(0,0031)	1,1620	0,14
	Vínculo formal de emprego	0,0145***	(0,0020)	0,0004	0,59
	Agrícola	-0,0940***	(0,0035)	-0,0846	0,13
	Indústria extrativa ou de transformação	0,1102***	(0,0019)	0,1031	0,14
	Prod. de energia ou de saneamento	0,1187***	(0,0087)	0,1201	0,01
	Setor de construção civil	0,0188***	(0,0029)	0,0204	0,09
	Atv. profissionais, científicas ou técnicas	0,1763***	(0,0057)	0,1779	0,02
	Adm. pública, defesa ou segurança	0,3490***	(0,0036)	0,3502	0,09
Geográfico e demográfico	Logaritmo natural da população da cidade onde trabalha	0,0157***	(0,0004)	0,0156	11,31
	Urbano	0,0934***	(0,0029)	0,0967	0,86
	Migrante intermunicipal	0,0899***	(0,0025)	0,0721	0,09
	Residente em região metropolitana	0,0651***	(0,0023)	0,0533	0,37
	Nordeste	-0,1164***	(0,0058)	-0,1361	0,23
	Sudeste	0,1055***	(0,0059)	0,0811	0,43
	Sul	0,0981***	(0,0061)	0,0730	0,20
	Centro-Oeste	0,0647***	(0,0069)	0,0483	0,08
Estatísticas do modelo	Lambda λ	0,0439***	(0,0017)	-	-
	Rhô ρ	0,0794		-	-
N. Observações	4 026 720	Y (obs.) =	R\$ 6,43		
Censuradas	3 485 544	Y (est.) =	R\$ 6,51		
Não censuradas	541 176				
Wald chi2(20)	718306,59				
Prob> chi2	0,0000				

Nota: *** indica significativo ao nível de 1%; ** indica significativo ao nível de 5%; * indica significativo ao nível de 10%. Erros-padrão entre parênteses. Foi utilizado o recurso de *Bootstrap* na estimação com 50 replicações para a correção dos erros-padrão.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

A constatação do viés de seleção positivo é importante e indica que ações privadas do setor público que reduzam os custos dos deslocamentos pendulares favorecem mais os indivíduos que apresentam maiores potenciais de auferirem salários melhores. Esses indivíduos possuem características que os fazem mais prováveis de maiores rendimentos, mesmo na ausência do deslocamento pendular. A principal contribuição desse resultado é mostrar que o viés de seleção está presente não apenas nas grandes aglomerações, mas também nos municípios brasileiros como um todo, o que se constitui em uma mudança na análise apresentada na literatura. No caso deste trabalho, o efeito no ganho salarial tende a ser, em média, maior do que o observado pelas estatísticas descritivas e se utilizados métodos que não realizem a correção adequada. Sobre a significância estatística dos fatores considerados na explicação dos rendimentos dos pendulares, todos os

coeficientes foram significativos ao nível de 1% de significância. Assim como na equação de determinação da propensão de realizar os deslocamentos pendulares, a análise é mais realística considerando os efeitos marginais médios. Ressalta-se que os sinais obtidos estão de acordo com os encontrados na literatura.

Com isso, observa-se o retorno positivo quanto ao salário das variáveis de nível individual, exceto para o número de pessoas na família. Com os efeitos marginais da variável idade, tem-se que, para cada ano a mais a partir da média (aproximadamente 39 anos), verifica-se uma elevação salarial de aproximadamente 3,21 p.p.. Pessoas do sexo masculino e brancas recebem, em média, salários maiores do que as mulheres e as não brancas, sendo seus respectivos valores, 28,21 e 13,18 p.p. Em se tratando das características familiares, os indivíduos pendulares casados recebem mais do que os não casados em cerca de 10,89 p.p.. O número de pessoas na família, entretanto, diminui o salário em cerca de 1,31 pontos percentuais.

Assumindo como base a teoria do capital humano, é possível verificar um retorno positivo da escolaridade. Como base de comparação, consideraram-se os indivíduos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, de modo que se observa que o retorno salarial tende a aumentar na medida em que níveis de educação mais altos são atingidos. Assim, se comparados à base, trabalhadores pendulares com ensino básico completo ou médio incompleto, com ensino médio completo ou ensino superior incompleto e com ensino superior completo recebem 16,77; 40,43; e 116,20 p.p. a mais, respectivamente. Esse resultado é observado também no trabalho de DeBeaumont e Yang (2008).

Em relação ao vínculo empregatício, é possível observar que os pendulares com vínculo formal de emprego possuem salários maiores. Desse modo, possuir vínculo empregatício formal proporciona um incremento salarial de 0,4 p.p em relação aos pendulares que estão na informalidade e que são semelhantes em relação às demais características. Além disso, tendo como base os indivíduos ocupados no setor de serviços, trabalhadores pendulares ocupados no setor agrícola recebem, em média, menos do que aqueles do terceiro setor, em torno de 8,46 p.p. a menos. Já os indivíduos que estão ocupados nos setores industriais; de produção de energia ou de saneamento; de construção civil; de atividades profissionais, científicas ou técnicas; e de administração pública, defesa ou segurança pública, recebem respectivamente 10,31; 12,01; 2,04; 17,79; e 35,02 p.p. a mais do que os trabalhadores pendulares do setor de serviços.

Os fatores associados às características geográficas e demográficas também apresentaram sinais positivos. Em relação ao logaritmo natural do tamanho da população do local de trabalho, seu efeito marginal condicional médio sugere que, para um aumento de 1% na população (acima da população média) do local de trabalho, os salários dos indivíduos aumentam em 1,56 p.p. Esse resultado também está de acordo com a literatura que verifica uma relação positiva entre salários e aglomeração urbana (GLAESER; MARÉ, 1994; GALINARI et al., 2007; GLAESER; RESSEGER, 2010; ANDERSSON BURGESS; LANE, 2013). Além disso, o coeficiente do fator que indica a moradia em zona urbana reforça a importância das economias de aglomeração na determinação dos salários. Com isso, trabalhadores pendulares moradores de zona urbana ganham cerca de 9,67 p.p. a mais do que trabalhadores pendulares da zona rural.

A localização em áreas metropolitanas por parte dos trabalhadores pendulares também se associou de forma positiva com os salários. Para essa variável, o aumento percentual na renda foi de 5,33 p.p.. Pelo mesmo motivo do parágrafo anterior, percebe-se que aglomerados urbanos têm uma relação direta com os aumentos salariais. Outro fator que pode ser levado em consideração é que, devido à mudança na estrutura produtiva do Brasil ocorrida a partir da década de 70 e se intensificando na década de 90, muitas empresas migraram para locais diferentes dos grandes aglomerados. Nesse sentido, há um aumento dos deslocamentos pendulares em direção a cidades menores (RAMALHO; BRITO, 2016).

Além disso, os migrantes intermunicipais apresentaram relação positiva com os salários, indicando um aumento salarial de 8,99 p.p. caso o trabalhador pendular seja também migrante intermunicipal. De fato, a literatura também constata essa relação positiva devido ao fato das características não observadas como motivação, empreendedorismo e habilidade inata presentes nesses indivíduos que sempre estão à procura de melhores condições de trabalho e moradia,

observando sempre a relação custo benefício que essas proporcionam (RAMALHO; BRITO, 2016). Além disso, percebe-se que as características não observáveis podem aumentar tanto a probabilidade aos deslocamentos pendulares quanto os salários desses indivíduos, mesmo considerando que a variável migrante intermunicipal se comporte como *proxy* para as tais características (LAMEIRA, 2016). Assim, é possível confirmar a relação positiva expressa pelo valor de *Rh*ô.

Sobre as regiões brasileiras, assim como na primeira etapa, tomou-se como base a região Norte. O coeficiente da região Nordeste apresentou um sinal negativo, ou seja, os salários dos trabalhadores pendulares nesta região são menores do que os auferidos no Norte. Essa diferença é de 13,61 p.p.. Já para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, os sinais dos coeficientes são positivos, o que implica um aumento salarial de 10,55; 9,81; e 6,47 p.p. em relação aos trabalhadores pendulares do Norte.

Enfim, a diferença de renda entre os trabalhadores pendulares segue o mesmo padrão da literatura da economia do trabalho em relação a outros fatores como: migração (SANTOS; MENEZES; FERREIRA, 2005), retornos do investimento em capital humano (GLAESER; MARÉ, 1994; GALINARI et al., 2007; GLAESER; RESSEGER, 2010; ANDERSSON; BURGESS; LANE, 2013), discriminação de raça, gênero e entre os meios urbano e rural (HAZANS, 2003). Mesmo nesse grupo, os indivíduos que auferem maiores salários são brancos, do sexo masculino, com nível superior de ensino, casados, com famílias que possuem entre três e quatro indivíduos, com vínculo formal de emprego e trabalhadores lotados na administração, defesa e segurança pública, que migraram entre 2005 e 2010 e que são residentes de regiões metropolitanas.

5. Conclusão

Este trabalho objetivou analisar os fatores que se associam à propensão dos indivíduos em realizarem os deslocamentos pendulares, bem como evidenciar características que podem determinar seus salários. Por meio da abordagem de dois estágios de Heckman, evidenciou-se a importância de se levar em conta a existência de um viés de seleção em problemas desse tipo. Os resultados apontaram que os indivíduos que realizam movimento pendular são positivamente selecionados, de modo que fatores não observados que afetam sua probabilidade de mobilidade pendular também se associam a maiores rendimentos do trabalho.

Os resultados apresentados com as estimações realçam a influência das características dos indivíduos como raça, sexo, estado civil, bem como características geográficas na determinação dos salários e também na probabilidade de realizar deslocamentos pendulares. Além disso, é observada a importância de se considerarem as diferenças entre as regiões brasileiras, dado o nível de significância apresentado por seus coeficientes.

De forma geral, os resultados encontrados na literatura também se aplicam aos trabalhadores pendulares, sendo observado que os diferenciais salariais entre esses indivíduos também se mantêm mesmo consideradas as características individuais, familiares, de ocupação no mercado de trabalho e regionais. De acordo com os resultados encontrados, o grupo de pessoas mais propensas a deslocarem-se diariamente ao trabalho e que auferem salários maiores são homens, casados, de famílias com poucos indivíduos, do meio urbano, ocupados no setor público, moradores de regiões metropolitanas e que realizaram alguma migração em algum momento entre 2005 e 2010.

A educação também tem associação positiva tanto sobre a decisão de deslocamento quanto sobre os salários dos pendulares. Mais uma vez, esses resultados podem demonstrar a importância do investimento em capital humano para que haja um maior empoderamento das classes menos privilegiadas, como pessoas não brancas, do sexo feminino e com maior número de pessoas na família. Além disso, é importante observar que ações governamentais que visem aumentar os empregos formais podem ser efetivas para diminuir os diferenciais salariais entre esses indivíduos.

Sobre os setores de atuação dos trabalhadores, vê-se que, de uma forma geral, o setor agrícola é um dos mais penalizados tanto em relação a deslocamentos diários quanto a diferenciais salariais. Os resultados mostram que ainda há um grande desafio para promover uma maior equalização desses setores em relação aos demais.

Embora os resultados obtidos por este trabalho sejam importantes para estudos da economia urbana, a utilização do método de seleção amostral de Heckman (1979) apresenta limitações relacionadas aos aspectos de correção do viés de seleção. No caso do presente trabalho, é possível observar que o procedimento corrige apenas o erro de especificação causado pelos movimentos pendulares. Sendo assim, a equação de salários ainda pode apresentar problemas com relação à especificação, já que existem diversos fatores não ressaltados aqui que podem se associar aos salários, como, por exemplo, a heterogeneidade não observada individual e as características de infraestrutura das cidades. A base de dados utilizada não fornece meios de lidar com a omissão de tais informações.

No entanto, ainda assim, este trabalho fornece importantes resultados à análise do tema no Brasil. Há um perfil do migrante pendular, bem como das suas características, que se associa a maiores salários. Para novos trabalhos, sugere-se aprofundar quanto à identificação do perfil, custos e possibilidades de ganhos dos pendulares no Brasil, dado que se trata de fenômeno crescente. Além disso, seria importante considerar uma análise mais profunda sobre as regiões brasileiras, diante das grandes disparidades regionais existentes no país, que podem ser responsáveis por gerar diferentes perfis e determinantes salariais dos trabalhadores pendulares.

Referências

- ANDERSSON, F.; BURGESS, S.; LANE, J. I. Cities, matching and the productivity gains of agglomeration. *Journal of Urban Economics*, v. 61, n. 1, p. 112-128, 2007.
- ÂNTICO, C. Deslocamentos pendulares nos espaços sub-regionais da Região Metropolitana de São Paulo. In: *Anais do 14º Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP), Caxambu, 2004.
- ARANHA, V. Mobilidade Pendular Na MetrÓpole Paulista. *Revista São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 96-109, 2005.
- BECKER, Gary S. Investment in human capital: a theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 9-49, 1962.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- CHISWICK, B. R. *Jacob Mincer, experience and the distribution of earnings*. University of Illinois at Chicago and IZA Bonn, 2003. (Discussion Paper, n. 847).
- DEBEAUMONT, R.; YANG, S. P. Commuting and wages in the black hills of South Dakota and Wyoming. *Mountain Plains Journal of Business and Economics*, v. 9, n. 1, p. 32-47, 2008.
- ELIASSON, K.; LINDGREN, U.; WESTERLUND, O. Geographical labour mobility: migration or commuting? *Regional Studies*, v. 37, n. 8, p. 827-837, 2003.
- FONTES, G. G.; SIMÕES, R. F.; HERMETO, A. M. Urban attributes and wage disparities in Brazil: a multilevel hierarchical model. *Regional Studies*, v. 44, n. 5, p. 595-607, 2010.
- GABRIEL, S. A.; ROSENTHAL, S. S. Commutes, neighborhoods effects and earnings: an analyses of racial discrimination and compensating differentials. *Journal of Urban Economics*, v. 40, n. 1, p. 61-83, 1996.
- GALINARI, R.; CROCCO, M. A.; LEMOS, M. B.; BASQUES, M. F. D. O efeito das economias de aglomeração sobre os salários industriais: uma aplicação ao caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 11, n. 3, p. 391-420, 2007.
- GITLEMAN, M.; WOLF, E. N. International of inter-industry wage differentials. *Review of Income and Wealth*, v. 39, n. 3, p. 295-312, 1993.

- GLAESER, E. L.; MARÉ, D. C. *Cities and skills*. National Bureau of Economic Research, 1994. (Working Paper, n. 4728).
- GLAESER, E. L.; RESSEGER, M. G. The complementarity between cities and skills. *Journal of Regional Science*, v. 50, n. 1, p. 221-244, 2010.
- HAZANS, M., *Commuting in the Baltic States: patterns, determinants and gains*. Center for Integration Studies, University of Bonn, 2003. (Working Paper, n. B02-2003).
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.
- HOFFMANN, R.; KASSOUF, A. L. Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure. *Applied Economics*, v. 37, n. 11, p. 1303-1311, 2005.
- IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 2010*. Educação e Deslocamento: resultados da amostra. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.
- JARDIM, A. P.; ERVATTI, L. R. *Movimentos pendulares e circulares da população na região petrolífera do Estado do Rio de Janeiro: reflexões analíticas*. Rio de Janeiro: IBGE, 2009.
- KAHN, L. M. Collective bargaining and the inter-industry wage structure: international evidence. *Economica*, v. 65, n. 260, p. 507-534, 1998.
- LAMEIRA, V. C. Diferenciais salariais, aglomerações urbanas e pendulariedade no Brasil. In: *Anais do 42º Encontro Nacional de Economia*. Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), 2016.
- MINCER, J. *Progress in Human Capital Analysis of the distribution of earnings*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1974.
- MIRANDA, R. A.; DOMINGUES, E. P. Commuting to work and residential choices in the metropolitan area of Belo Horizonte, Brazil. *Urban Public Economics Review*, n. 12, p. 41-71, 2010.
- MOURA, R.; BRANCO, M. L. G. C.; FIRKOWSKI, O. L. F. Movimento pendular e perspectiva de pesquisas em aglomerados urbanos. *São Paulo em Perspectiva*, v. 19, n. 4, p. 121-133, 2005.
- NAKOSTEEN, R. A.; WESTERLUND, O.; ZIMMER, M. Migration and self-selection: measured earnings and latent characteristics. *Journal of Regional Science*, v. 48, n. 4, p. 769-788, 2008.
- RAMALHO, H. M. B.; BRITO, D. J. M. Migração intrametropolitana e mobilidade pendular: evidências para a região metropolitana do Recife. *Estudos Econômicos*, v. 46, n. 4, p. 823-877, 2016.
- ROBERTS, J. TAYLOR, K. Intra-Households commuting choices and local labor markets. *Oxford Economic Papers*, v. 69, n. 3, p. 734-757, 2016.
- RUPERT, P. STANCANELLI, E. WASMER, E. Commuting, wages and bargaining power. *Annals of Economics and Statistics*, n. 95, p. 201-220, 2009.
- SANTOS, E. R.; MENEZES, N. A.; FERREIRA, P. C. G. Migração, Seleção e Diferenças Regionais de Renda no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.
- SENECKY, S. *Commuting time as a measure of employment costs: implications for estimating labor supply elasticities*. University of California-Irvine, 2001.
- SJAASTAD, L. A. The costs and returns of human migration. *Journal of political Economy*, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.

- SOARES, M. R. M. *Migração intrametropolitana e movimentos pendulares na Região Metropolitana de Belo Horizonte: o caso do município de Contagem - 1991/2000*. 141p. Tese (Doutorado em Economia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), 2006.
- STUTZER, A.; FREY, B. S. Stress that doesn't pay: the commuting paradox. *The Scandinavian Journal of Economics*, v. 110, n. 2, p. 339-366, 2008.
- TROSHCHENKOV, S. *Commuting to work-self selection on earnings and unobserved heterogeneity*. Master Thesis, Master's Program in Economics, Universitet UMEA, 2012.
- ZAX, J. S. When is a move a migration? *Regional Science and Urban Economics*, v. 24, n. 3, p. 341-360, 1994.

REVISTA BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS

