

# MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS NO MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL<sup>1</sup>.

## Área 14: População, migração e desenvolvimento

### Luís Abel da Silva Filho

Doutor em Ciências Econômicas pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP

Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA  
[abeleconomia@hotmail.com](mailto:abeleconomia@hotmail.com)

### Alexandre Gori Maia

Doutor em Economia Aplicada pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP

Professor Livre Docente do Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP  
[gori@eco.unicamp.br](mailto:gori@eco.unicamp.br)

**Resumo:** a migração é compreendida na literatura econômica como uma decisão pautada em perspectivas de melhores condições de trabalho e na busca por maior remuneração no destino, comparativamente à origem da força de trabalho. Nesse sentido, este artigo busca testar a hipótese de seletividade positiva migratória, a partir do modelo com correção de vies de seleção amostral proposto por Heckman (1979). Com informações censitárias dos anos de 2000 e de 2010, busca-se analisar a população com idade entre 15 e 60 anos que se declararam ocupadas no mercado de trabalho brasileiro. Se confirmado que os migrantes são um grupo positivamente selecionado da população, o segundo passo é decompor as características que afetam nos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, considerando-se aquelas de natureza observáveis e não observáveis. Os resultados comprovam que os migrantes intermunicipais brasileiros são um grupo positivamente selecionado. No que se refere à decomposição dos diferenciais de rendimentos, a renda do trabalho é maior em favor dos migrantes e a maior parcela das diferenças de renda entre migrantes e não migrantes se deve a fatores não observáveis.

**Palavras-chave:** migração intermunicipal; seleção; diferenciais de rendimentos; Brasil.

**Abstract:** migration is understood in economic literature as a decision based in perspectives of better labor conditions and in the search for higher income at the destination comparatively to the origin of workforce. In this sense, this paper seeks to test the hypothesis of positive migratory selectivity from the model with bias correction of sample selection proposed by Heckman (1979). With census information of the years 2000 and 2010, it analyzes the population aged between 15 to 60 years who declare themselves as employed in Brazilian labor market. If confirmed that the migrants are a positively selected group of the population, the second step is to decompose the characteristics, which affect the income differentials amongst migrants, considering those of observable and unobservable nature. The results prove that Brazilian intermunicipality migrants are a positively selected group. With regard to the decomposition of income differentials, labor income is higher in favor of migrants and the greater part of income differentials between migrants and non-migrants is due to unobservable factors.

---

<sup>1</sup> Artigo Publicado nos Anais do XVII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – ENABER, Rio de Janeiro – outubro de 2019.

**Keywords:** intermunicipality migration; selection; income differentials; Brazil.

**JEL:** J0, I25, I26.

## 1. Considerações iniciais

Os diferenciais de rendimentos do trabalho na literatura econômica são analisados pelas mais diversas formas e assumem as mais diversas hipóteses possíveis. As características socioeconômicas e demográficas, contudo, têm relevante posição nas discussões que tratam a desigualdades de rendimentos oriundos do trabalho em todo o mundo (BLINDER, 1973; BERGMAN, 1974; 1986; HIRSCH & SCHUMACHER, 1992; BLAU & KAHN, 2003; NEUMAN & OAXACA, 2003; BASKER, 2003;). O investimento em capital humano é o principal determinante dos salários e está atribuída às desigualdades educacionais, parcela substancial dos diferenciais de rendimentos no mercado de trabalho, mas associado ao baixo nível de capital humano, características não observáveis também revelam impactos nos diferenciais salariais (RAMALHO, 2005; FREGUGLIA, 2007).

O capital humano e suas características associadas ao baixo desempenho ganharam respaldo substancial para justificar a desigualdade de renda no Brasil nas décadas de 1960, 1970 e 1980, sendo esse o cerne central da discussão sobre a desigualdade (LANGONI, 1973; NETTO JUNIOR *et al.*, 2008; ROCHA *et al.*, 2010). No entanto, as evidências empíricas encontradas a partir destes anos sugerem que parcela da desigualdade está associada ao baixo nível de capital humano, mas não é somente essa variável que se associa à desigualdade. Assim, uma série de características socioeconômicas e demográficas tem substancial impacto nessa questão.

Com isso, não somente as características socioeconômicas, mas os atributos produtivos podem impactar nos diferenciais de rendimentos do trabalho da população, bem como sobre a desigualdade de renda (FIGUEIREDO *et al.*, 2012; CAVALCANTI & RAMOS, 2015). As evidências empíricas para o Brasil mostram que o esforço próprio oriundo de atributos produtivos individuais é sobremaneira importante para os diferenciais de rendimentos da população. Ademais, o atributo produtivo individual atenua os impactos de tais desigualdades quando se considera que, mesmo que se tenham as mesmas chances, os resultados podem ser diferentes e isso está relacionado às características produtivas individuais ou à desigualdade socialmente justa (RAWLS, 1971).

As evidências empíricas têm mostrado que indivíduos com os mesmos níveis de escolaridade enfrentam substanciais barreiras no mercado de trabalho; e, quando ocupados conseguem auferir rendimentos inferiores àqueles recebidos por seus semelhantes (GAMA & MACHADO, 2014). Essas condicionantes socioeconômicas e demográficas que afetam os diferenciais de rendimentos do trabalho expressam que parcela substancial da desigualdade pode estar relacionada a outras características que não somente a formação e ao investimento em capital humano (JUSTO & SILVEIRA NETO, 2008; MACIEL & HERMETO, 2011).

Essas características são parcialmente observadas, uma vez que a idade, o sexo, a escolaridade, a região e o setor de ocupação, bem como a condição de residência, migração, dentre outras, têm forte papel no processo de determinação de salários (MACIEL & HERMETO, 2011; GAMA & HERMETO, 2017). Contudo, características não observáveis afetam os diferenciais de rendimentos e somente uma parcela de estudos na literatura econômica mais recente, sobretudo a empírica, vem se encarregando de abordar tais aspectos e seus impactos nas desigualdades salariais em todo o mundo (HECKMAN, 1976; 1979; NEUMAN & SILBER, 1996; OAXACA & RAMSON, 1998; NEUMAN & OAXACA, 2005). Com isso, atributos produtivos individuais não observáveis devem ser tratados nos

estudos empíricos que abordam a questão da desigualdade pela ótica apenas das características socioeconômicas dos indivíduos.

Nas discussões que orientam a teoria neoclássica sobre a migração, em uma grande quantidade de importantes estudos empíricos, esse fenômeno é tratado pela ótica da decisão individual e são as características não observáveis dos indivíduos que os tornam um grupo positivamente selecionado da população de um país (SJAASTAD, 1962; TAYLOR, 1999). Essa amostra da população não é uma amostra aleatória e características não observáveis lhes conferem maior probabilidade de migrar e em consequência, maior probabilidade de auferir rendimentos do trabalho superiores aos seus semelhantes não migrantes, uma vez que esses atributos não observáveis também podem conter características produtivas não observáveis superiores à dos não migrantes.

Por essa ótica, não somente as características socioeconômicas e demográficas da população conferem rendimentos do trabalho superiores aos migrantes, mas existem componentes não observados capazes de lhes possibilitarem maiores rendimentos. São essas características não observáveis da população que afetam as desigualdades salariais; e, mesmo com os mesmos níveis de instrução; ocupadas nos mesmos setores de atividades; e, com características demográficas semelhantes, as diferenças de renda persistem (GAMA & MACHADO, 2014).

Diante disso, este artigo busca testar a hipótese de que os migrantes são um grupo positivamente selecionado da população brasileira, mesmo com características observáveis, como melhor escolaridade, por exemplo, e mesmo sendo eles maioria entre os desempregados, comparativamente aos não migrantes, conseguem auferir maiores rendimentos que um não migrante quando inseridos no mercado de trabalho. Além disso, busca-se decompor os diferenciais de rendimentos pelas características observáveis e pelos atributos não observáveis.

Seguida a estas considerações iniciais, a segunda seção deste artigo busca apresentar alguns achados na literatura econômica sobre diferenciais de rendimentos pelas mais diversas características observáveis e não observáveis dos indivíduos. Na terceira seção, apresentam-se os procedimentos metodológicos utilizados. Na seção seguinte, apresentam-se os resultados empíricos e, por fim, na quinta seção, tecem-se as considerações finais.

## **2 – Diferenciais de rendimentos no mercado de trabalho e seleção migratória: uma revisão de literatura**

A discussão teórica acerca de diferenciais de rendimentos no mercado de trabalho é tratada na literatura internacional e nacional sob diversas formas de observação. Um consenso, contudo, está no fato de que as características socioeconômicas e demográficas apresentam influências nos diferenciais de rendimentos em maior ou em menor proporção, dependendo do país ou região analisados. Os impactos são os mais diversos possíveis e afetam diferentemente os grupos étnico-raciais, etários e por diferenças no capital humano da força de trabalho (NEUMAN & SILBER, 1996; OAXACA & RAMSON, 1998; HECKMAN, 1976; 1979; FUNKHOUSER, 1996; MARCOULLIER *et al.*, 1997; MÁRQUEZ & PAGES, 1998; FREIJE, 2001; RIBEIRO, 2001; CORBACHO, 2000; CORSEUIL *et al.*, 2002a; CORSEUIL *et al.*, 2002b; NEUMAN & OAXACA, 2005; ORELLANO & PAZELLO, 2006).

As clássicas determinantes dos diferenciais salariais também encontram na condição de migração da força de trabalho disponível no mercado, mais um atributo que pode ter efeitos favoráveis ou não favoráveis a esse grupo da população. As principais evidências empíricas internacionais (BORJAS, 1987; AXELSSON & WESTERLUND, 1998) e nacionais (SANTOS JUNIOR, 2002; RAMALHO, 2005; FREGUGLIA, 2007) dentre outras

tantas, mostram que os migrantes compõem um grupo positivamente selecionado da população nas regiões originárias e que atributos não observáveis os afetam de tal forma que eles também dispõem de características produtivas não observáveis que lhes condicionam, além de maior probabilidade de migrar, quando migram, lhes conferem melhores retornos no mercado de trabalho, comparativamente ao não migrante.

Por essa ótica, as regiões originárias apresentam perda de força de trabalho com características produtivas superiores e as regiões receptoras ganham contingente da força de trabalho com características produtivas não observáveis através da migração (BORJAS, 1997; CHISWICK, 1999; TAYLOR, 1999; GREEN *et al.*, 2001; RIBEIRO & BASTOS, 2003; RAMALHO, 2005; SILVA *et al.*, 2016). Esse movimento de pessoas proporciona desempenho substancialmente elevado no mercado de trabalho das regiões receptoras e corroboram baixos índices de desempenho no mercado de trabalho nas regiões originárias, uma vez que a força de trabalho com características mais produtivas acaba migrando para outras regiões (BORJAS, 1987; SANTOS JUNIOR, 2002; DUSTMANN & GLITZ, 2011).

No mercado de trabalho, evidências empíricas mostram que, nos locais de destino, há uma pressão sobre as taxas de desemprego e sobre os salários nominais (CARD, 2001a; 2001b), uma vez que aumenta a oferta de trabalho e sobressaem-se aqueles com características produtivas superiores. Assim, as características não observáveis que favorecem a migração também podem ter efeito sobre o trabalho e, assim, proporcionar maior taxa de empregabilidade e conseqüentemente melhores rendimentos oriundos do trabalho nos locais de destino.

Na literatura nacional, as controvérsias sobre os resultados efetivos da dinâmica migratória são os mais diversos possíveis. Por um lado, há os que defendem, a partir de evidências empíricas, que a migração ocasiona convergência de renda, uma vez que as transferências oriundas de repasses emitidos pelos migrantes à suas famílias na região de destino têm importante respaldo sobre a renda regional nas áreas emissoras (LEWIS, 1969; FERREIRA & DINIZ, 1995; GRAHAM, 1977; GREEN *et al.*, 2001; CAMBOTA & PONTES, 2012; FIESS & VERNER, 2003; MENEZES & FERREIRA JUNIOR, 2003; FREGUGLIA & MENEZES-FILHO, 2012). Por outro lado, há os que defendem que a dinâmica migratória acaba acentuando as disparidades regionais, uma vez que a força de trabalho mais produtiva migra buscando oportunidade de trabalho em regiões mais prósperas e isso impacta aumentando a renda nas regiões de destino e não nas regiões de origem (RAMALHO, 2005; DUSTMANN & GLITZ, 2011).

A convergência de renda a partir dos processos migratórios no Brasil também foi abordada na literatura (FERREIRA & DINIZ, 1995; RAMALHO, 2005; CAMBOTA & PONTES, 2012). Os resultados encontrados mostram que não há convergência de rendimentos, em sua maioria, e o que se observa é que as características não observáveis dos migrantes os conferem retornos salariais diferenciados positivamente em seu favor. Dessa forma, o que se faz é confirmar que os migrantes são positivamente selecionados quanto as suas características e que os retornos são oriundos dessas características produtivas no mercado de trabalho o que corrobora elevação da renda média nos locais de destino e não na origem (CANÇADO, 1999).

No Brasil, a grande maioria dos estudos empíricos mostra que os migrantes compõem um grupo positivamente selecionado da população do país e em âmbito internacional a maioria dos trabalhos consultados ratificam seletividade e confirmam que a renda dos migrantes é superior à dos não migrantes (RAMALHO, 2005; NETTO JÚNIOR *et al.*, 2008; FREGUGLIA & PROCÓPIO, 2013; GRAHAM, 1977; WOOD, 1982; BORJAS, 1998; TAYLOR, 1999; CHISWICK, 1999; CUTILLO & CECCARELLI, 2012). De fato, eles têm características produtivas não observáveis que os condicionam diferenciais substanciais desde a decisão de migração até os retornos salariais por eles auferidos (RAMALHO, 2005; LIMA

*et al.*, 2011; MACIEL & HERMETO, 2011; GAMA & MACHADO, 2014; LIMA *et al.* 2011; GAMA & HERMETO, 2017). Assim sendo, as regiões receptoras acabam por obter ganhos de produtividade com o adicional de força de trabalho com elevados índices de produtividade e as regiões evasivas acabam por permanecerem em processos de perda contínua da força de trabalho produtiva oriundo dos processos migratórios.

Borjas (1987), Ramalho (2005), Dustmann & Glitz (2011) compreendem que a população de migrantes residentes em uma determinada região é positivamente selecionada. Ou seja, têm características não observáveis que são positivamente favoráveis ao seu melhor desempenho quando comparado a um natural nessa mesma região. Dessa forma, os impactos da migração são negativos para as regiões de origem, uma vez que perdem força de trabalho com características positivas e de melhor desempenho; e, são positivas para as regiões de destino, haja vista que eles conseguem melhor desempenho em suas funções, quando comparados aos não migrantes.

Santos Junior *et al.* (2002), usando dados para o ano de 1999, mostram que os migrantes brasileiros são um grupo positivamente selecionados<sup>2</sup>, quando se consideram os mesmos na região de destino. Os autores controlam por características socioeconômicas e demográficas dos indivíduos e chegam a conclusões de que os migrantes têm médias salariais superiores à dos não migrantes no Brasil. Ou seja, características não observáveis de naturezas individuais lhes conferem maiores retornos nos rendimentos oriundos do trabalho do que aqueles auferidos por não migrantes, mesmo quando controlado por todas as características observáveis possíveis.

Ramalho (2005), usando dados do censo demográfico de 2000, mostra que há seleção positiva migratória quando se consideram os migrantes residentes em áreas metropolitanas brasileiras. O autor considera como atributos de seletividade positiva os diferenciais de rendimentos do trabalho maiores para os migrantes em comparação aos não migrantes. Além disso, o autor atribui parcialmente à desigualdade de renda nas esferas inter-regionais à entrada de migrantes qualificados nas áreas metropolitanas e de maior dinamismo econômico. Assim, os resultados convergem ao modelo apresentado por Dustmann & Glitz (2011), que propõe perda de mão de obra com características mais dinâmicas para as regiões de origem e ganho para as regiões de destinos, o que, de certa forma, corrobora desigualdade da renda regional.

Já Santos & Ferreira (2007) chegam a conclusões pouco diferentes das anteriormente observadas. Os autores usam dados da PNAD e mostram que as migrações corroboram elevação da renda média dos estados brasileiros, com exceção daqueles de maior dinamismo econômico – São Paulo e Rio de Janeiro. Assim, as migrações promovem a redução da desigualdade regional da renda e apresentam efeitos positivos sobre a convergência de renda regional no longo prazo. Os resultados, contudo, divergem daqueles alcançados por Cançado (1999) ao analisar os dados para o Brasil entre 1960 e 1991. Este autor chegou a conclusões de que as migrações brasileiras tiveram efeitos nulos sobre a hipótese de convergência de renda no período estudado. Ademais, o saldo migratório positivo contribuiu para elevação da renda *per capita*, o que sugeriu seleção migratória positiva. Ou seja, os migrantes são mais habilidosos e conseguem rendimentos superiores aos dos não migrantes nas regiões receptoras, o que eleva a renda média regional no destino e não na origem.

Além disso, o trabalho de Freguglia (2007) mostra que os migrantes são positivamente selecionados. Para o autor, características não observáveis da população migrante brasileira os proporcionam diferenciais de rendimentos ao seu favor, em relação aos não migrantes. Essas

---

<sup>2</sup> Os estudos que tratam da seletividade migratória a abordam, em sua grande maioria, pela ótica da renda. Ou seja, o modelo teórico sugere que características não observáveis dos imigrantes os colocam em condições melhores que a dos nativos, no que se refere aos rendimentos oriundos do trabalho. Ou seja, têm salários maiores que os de um não migrante.

características corroboram hipótese de seletividade positiva migratória. Contudo, é importante observar que a dinâmica migratória brasileira de anos recentes apresenta substanciais transformações nos motivos de saídas e de entradas de pessoas nos municípios do país. O controle pela renda pode não captar outras questões de natureza socioeconômica dos migrantes nos locais de destino.

Porém, Maciel & Oliveira (2011), usando dados da PNAD (2008) mostram que não há seletividade migratória positiva entre os migrantes internos brasileiros, uma vez que as características não observáveis dos migrantes não foram capazes de interferir nos diferenciais de rendimentos do trabalho. Para as autoras, os retornos salariais elevados para os migrantes são oriundos dos retornos de investimentos da migração. Ou seja, os retornos da migração são positivos e elevam-se à medida que cresce a distribuição condicional dos salários no país. Assim, não são as características não observáveis que proporcionam diferenciais de rendimentos, mas os retornos do investimento da migração.

Silva *et al.* (2016) testaram a hipótese de seletividade positiva migratória para a região Norte do Brasil, a partir dos dados do censo demográfico de 2010. Os autores mostram que não é possível validar a hipótese de seletividade migratória para a região, uma vez que, somente para os migrantes de curto-prazo, ou seja, aqueles que migraram há menos de cinco anos foram possíveis observar diferenciais de rendimentos em relação a um não migrante. Além disso, os autores mostram que cada ano de permanência dos migrantes no Norte do país, implica em redução que converge em torno de 0,05% em relação a dos não migrantes. Assim, classificando os migrantes do Norte por tempo de permanência, só aqueles mais recentes auferem rendimentos oriundos do trabalho relativamente maior que os dos não migrantes. No geral, não há diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes.

Assim, é importante atentar-se para o fato de que as elevadas disparidades econômicas no Brasil é uma das principais causas da dinâmica migratória. Os principais motivos da migração interna são ocasionados pelo movimento da força de trabalho ao largo do território nacional (SILVA FILHO *et al.*, 2017). Essa concentração substancial da produção em larga escala também proporciona forte pressão sobre as taxas de desemprego (CARD, 2001b) nas regiões mais dinâmicas, sobretudo em períodos de crises econômicas ou de baixo desempenho. Dessa forma, o maior desempenho da produção em níveis regionais pode ter forte contribuição sobre a pressão nas taxas de desemprego, bem como nos salários nominais do mercado de trabalho e isso repercutirem na hipótese de seleção migratória.

Sendo as disparidades regionais brasileiras uma das principais causas da dinâmica migratória e da pressão sobre as taxas de desemprego e sobre os salários no mercado de trabalho do país, a redução dessas disparidades poderia ter efeitos substancialmente positivos sobre o emprego e sobre a renda do trabalho. Em países com elevadas disparidades socioeconômicas, a migração é sobremaneira determinada pela busca por melhores condições de trabalho. Em situação de livre mobilidade da força de trabalho, o ajuste das taxas de desemprego acontece pela migração (LEWIS, 1969). A pobreza, dada pelas disparidades, afeta substancialmente o desempenho econômico da força de trabalho na origem e pressionam as taxas de desemprego nos locais de destino, sobretudo em situações em que a economia passa por movimentos cíclicos (CARD, 2001b). Assim, o processo de seleção positiva migratória pode se dar pelas questões inerentes a busca por melhores condições de trabalho da população do país.

### **3 – Procedimentos metodológicos**

Neste artigo, busca-se testar a hipótese de seleção positiva migratória através do modelo com correção de viés de seleção amostral de Heckman (1979). Se for comprovada a hipótese de que os migrantes são um grupo positivamente selecionado da população, o

segundo passo é recorrer à decomposição de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), com correções propostas por Neuma & Oaxaca (2005) e Cutillo & Ceccarelli (2012), a partir da equação de rendimentos (Segundo estágio de Heckman). Com as estimativas do método da equação de rendimentos, o objetivo é observar, a partir da decomposição, quais atributos corroboram proporcionalmente maiores diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes.

### 3.1 - Base de dados, variáveis e recorte temporal.

Os dados são dos censos demográficos do Brasil dos anos de 2000 e de 2010 e trabalha-se com migração intermunicipal na escala geográfica e de data fixa. A amostra é composta por 6.889.619 e 6.889.607, em 2000 e em 2010, respectivamente. O tamanho da amostra foi definido previamente, a partir da bases de dados. Foram excluídos todos aqueles que deixaram de responder alguma das questões utilizadas neste artigo; e, a partir disso, decidiu-se pelas amostras iguais nos dois anos, com perda de 12 observações no ano de 2010.

**Tabela 1: Descrição das variáveis utilizadas e padronizadas nos censos de 2000 e de 2010.**

<i>Migra</i>	Binária (1) para pessoas que disseram que morava em outro município em 1995 e em 2005, nos censos de 2000 e de 2010, respectivamente; (0) caso contrário.
<i>Sexo</i>	Binária (1) para masculino; (0) para feminino
<i>Racacor</i>	Binária (1) para Branco; (0) para pretos, pardos, amarelos (indígenas foram excluídos da amostra).
<i>Idade</i>	Idade da pessoa de referência na pesquisa. Também foi utilizada a idade ao quadrado nas estimações, conforme indicação da literatura.
<i>Seminstfundinc</i>	Para pessoas que declararam não ter instrução ou ter pelo menos o ensino fundamental incompleto.
<i>Fundcompmedin</i>	Para pessoas que declararam ter ensino fundamental completo e ensino médio incompleto.
<i>Medcompsupinc</i>	Para pessoas que declararam ter ensino médio completo e superior incompleto.
<i>Supcomp</i>	Para pessoas que declararam ter ensino superior completo.
<i>Estadocivil</i>	Binária (1) para pessoas que declararam ser casadas; e (0) para solteiros
<i>Chefedom</i>	Binária Para pessoas que declararam ser o responsável pelo domicílio.
<i>Filho</i>	Binária Para pessoas que disseram ocupar a posição de filho no domicílio.
<i>NO</i>	Binária para pessoas que disseram morar em algum município da região Norte do país.
<i>NE</i>	Binária para pessoas que disseram morar em algum município da região Nordeste do país.
<i>SE</i>	Binária para pessoas que disseram morar em algum município da região Sudeste do país.
<i>SU</i>	Binária para pessoas que disseram morar em algum município da região Sul do país.
<i>CO</i>	Binária para pessoas que disseram morar em algum município da região Centro-oeste do país.
<i>Rendatrab</i>	Total de rendimentos declarados no trabalho principal ou em outros trabalhos.

A Tabela acima apresenta a forma como foram construídas as variáveis utilizadas neste artigo. Os censos de 2000 e de 2010 foram padronizados para tornar as variáveis compatíveis e comparáveis ao longo do estudo.

### 3.2 - Modelo empírico utilizado

Os estudos sobre migrações apresentam várias hipóteses teóricas para as decisões de migração e seus impactos socioeconômicos sobre as condições de vida após a migração. Porém, um dos erros mais comuns nos estudos sobre migrações e os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes está no fato de se afirmar, a princípio, que o investimento na migração é fator determinante na aquisição de maiores salários em favor deles, o que pode carregar viés de seleção amostral nessas análises, já que pode existir uma relação não linear não captada por métodos simples.

Heckman (1979) propõe um modelo com correção de viés de seleção amostral para captar os efeitos das características não observáveis que afetam as decisões dos indivíduos.

Pela abordagem teórica de cunho neoclássico e pela disseminação dos estudos sobre migrações brasileiras, a presença de características produtivas não observáveis intrínsecas aos migrantes, tais como agressividade, ambição, determinação, entusiasmo no trabalho e motivações, não podem ser captadas, ou ao menos constatadas, sem um exercício empírico mais robusto que possa corrigir o viés de seleção pertencente aos migrantes. Assim, quando se afirma que a probabilidade de migrar e os possíveis efeitos sobre os diferenciais de rendimentos se devem ao maior investimento em capital humano inerentes aos migrantes, pode-se estar omitindo o viés de seletividade migratória constatada nos estudos clássicos internacionais e estudos mais recentes em âmbito nacional (BORJAS, 1997; CHISWICK, 1999; SANTOS JUNIOR, 2002; FIESS & VERNER, 2003; RIBEIRO & BASTOS, 2005; MACIEL & HERMETO, 2011; SILVA *et al.*, 2016; GAMA & HERMETO, 2017).

Ante isso, é importante testar a hipótese de seleção positiva migratória e, com isso, analisar os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, sem desprezar a existência de características não observáveis, ou seja, os vieses de seleção que afetam a decisão de migração (HECKMAN, 1979). Com isso, usa-se o procedimento instituído por Heckman em dois estágios com correção de viés de seleção amostral. O objetivo é observar as características que impactam diretamente sobre a decisão de migração. Ou seja, se os migrantes são, de fato, um grupo positivamente selecionado da população brasileira?

A estimação da equação de rendimentos do trabalho ocorre a partir da clássica equação minceriana de determinação de salários, com o uso de variáveis observáveis que afetam os rendimentos (MINCER, 1971), em que:

$$\ln W_i = \beta X_i + \delta I_i + \mu_i \quad (1)$$

$\ln W_i$  é determinado como o logaritmo do salário da força de trabalho ocupada com  $W_i > 0$ ,  $X_i$  se refere-se ao conjunto de características socioeconômicas e demográficas observáveis que afetam os rendimentos da força de trabalho ocupada;  $I_i$  é definido como uma variável *Binária* que assume 1 quando o indivíduo responder ser natural de outro município e morar no município atual há menos de cinco anos no momento da pesquisa, ou seja, ser migrante de data fixa, e 0, caso contrário;  $\mu_i$  é definido como o termo do erro estocástico do modelo.

Nesse estudo, supõe-se que os migrantes não são uma amostra aleatória da população residente em um município brasileiro, ou seja, os migrantes possuem características não



observáveis que exercem impactos positivos sobre a decisão de migração. Assim, faz-se necessário que se acrescente a equação de determinação de salários, outra equação de correção de viés de seleção amostral instituída por Heckman (1979). Qual seja:

$$I^* = Z_i\gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

Nessa equação, o  $Z_i$  é definido como um conjunto de características não observáveis que impactam sobre a decisão de migração de um indivíduo  $i$ . Essas características conferem *status* diferenciado ao migrante e o classifica como integrante de um grupo positivamente selecionado. Assim, essas características afetam a decisão de migração e, conseqüentemente, de estar em outro município brasileiro, diferente do qual estava há cinco anos antes da pesquisa censitária. Ademais, se o indivíduo migra ( $I = 1$ ), tem-se que ( $I^* > 0$ ). Nestes termos, a probabilidade de migração estará associada a rendimentos líquidos oriundos do trabalho superior a 0 no local de destino dos migrantes.

Ao considerar que os migrantes são um grupo positivamente selecionado, e não uma amostra aleatória da população de um país, recorre-se ao primeiro estágio do procedimento proposto por Heckman (1979), com correção de viés de seleção amostral, o qual pode ser estimado através de um modelo *Probit*, onde as características que influenciam na decisão de migração podem ser estimadas a partir do instrumental matemático apresentado na equação (3). Por esta equação, a probabilidade de um indivíduo  $i$  ser um migrante pode ser expressa da forma que se segue, baseada em Cameron & Trivedi (2005, capítulo 16, páginas 539 a 543), Greene (2012) e também apresentado em Maciel & Hermeto (2011):

$$Pr_i(I = 1) = Pr_i(I^* > 0) = Pr_i(Z_i\gamma + \mu_i > 0) = Pr_i(\varepsilon_i > -Z_i\gamma) \quad (3)$$

Aqui, recorre-se ao instrumental proposto por Heckman (1979) no qual o vetor de variáveis  $X$  contém as características socioeconômicas e demográficas observáveis que afetam a decisão de migração, e certamente mantém características em comum àquelas contidas no vetor  $Z$  que contém as variáveis que são determinantes na equação de rendimentos, ou seja, dos salários da força de trabalho ocupada com  $W_i > 0$ . Porém, é preciso que pelo menos uma das variáveis contidas em  $X$  (vetores com variáveis de determinação da probabilidade de migrar) não esteja em  $Z$  (vetores de variáveis que influenciam nos rendimentos oriundos do trabalho). A Tabela 2 apresenta as variáveis utilizadas e os seus valores médios.

**Tabela 2: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo para o Brasil: censos de 2000/2010**

Variáveis	2000		2010	
	Não Migrante	Migrante	Não Migrante	Migrante
<i>Sexo</i> (Masculino)	63.1	65.7	59.4	63.1
<i>Racacor</i> (Branco)	54.8	55.0	48.6	47.9
<i>Idade</i>	34.5	31.7	35.9	32.6
<i>Instrução</i>				
<i>Seminstfundinc</i>	54.6	54.8	40.6	37.6
<i>Fundcompmedinc</i>	16.8	17.2	18.2	19.1
<i>Medcompsupinc</i>	25.8	24.6	30.3	30.4
<i>Supcomp</i>	2.8	3.3	10.4	12.7
<i>Domicílio</i>				
<i>Estadocivil</i> (Casado)	46.3	42.0	42.4	36.6

<i>Chefedom</i>	49.2	52.3	44.8	47.6
<i>Filho</i>	25.7	14.0	23.1	10.5
<i>Região</i>				
<i>NO</i>	6.5	8.6	7.6	9.5
<i>NE</i>	27.1	22.0	26.6	20.9
<i>SE</i>	38.7	34.5	39.8	37.5
<i>SU</i>	19.7	21.4	17.3	18.1
<i>CO</i>	8.2	13.6	8.7	14.0
<i>Trabalho</i>				
<i>Rendatrab</i>	1.131,02	1.198,24	1.072,60	1.284,46

Fonte: elaboração do autor a partir de dados dos censos demográficos de 2000/2010

Assim, das variáveis contidas na primeira equação, a de decisão de migração, somente as variáveis *Estadocivil*, *Chefedom* e *Filho* não estão contidas em  $X$ , ou seja, equação de salários, por não serem consideradas na literatura como variáveis relevantes na determinação de rendimentos do trabalho. No primeiro estágio é estimada a probabilidade de migrar aonde a variável *Migra* é a dependente; no segundo estágio, é estimada a equação de rendimentos, aonde o  $\ln\_rendatrab$  é a variável a ser explicada, condicionada aos migrantes ( $I=1$ ).

A partir disso, a equação de salários pode ser reescrita da forma que se segue<sup>3</sup>, quando se tem  $\ln W_i$  observado, se, e somente se, ( $\varepsilon_i > -Z_i\gamma$ ) tais que os erros estocásticos das equações de migração de salários ( $\mu_i$  e  $\varepsilon_i$ ) sejam normalmente distribuídos com média zero e correlação  $\rho$ . Desta forma, a equação de salários oriundos do trabalho pode ser rerepresentada da forma que se segue:

$$S[\ln W_i | I^* > 0] = S[\ln W_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] = \beta X_i + \delta I_i + S[\mu_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] \\ = \beta X_i + \delta I_i + \rho \sigma_u \lambda_i(\alpha_\varepsilon) = \beta X_i + \delta I_i + \gamma_\lambda \lambda_i(\alpha_\varepsilon) \quad (4)$$

Entendendo-se que:

$$\alpha_\varepsilon = \left( \frac{-Z_i\gamma}{\sigma_\varepsilon} \right) e \lambda(\alpha_\varepsilon) = \left[ \frac{\phi(Z\gamma_i/\sigma_\varepsilon)}{\Phi((Z\gamma_i/\sigma_\varepsilon))} \right]; S[\ln W_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma] + v_i \\ = \beta X_i + \delta I_i + \gamma_\lambda \lambda_i(\alpha_\varepsilon) + v_i \quad (5)$$

Assim, se a esperança dos erros da equação 1 não for igual a *zero*, as estimativas por Mínimos Quadrados Ordinários (*MQO*) serão enviesadas, uma vez que  $\rho \neq 0$ . Assim sendo, a omissão da *Inversa da Razão de Mills* que é representada por  $\lambda$  não permitiria estimar a equação sem captar o viés de seleção amostral (correção instituída por Heckman, 1979). Dessa forma, o segundo estágio do modelo de Heckman (1979) com correção de viés de seleção amostral sugere que a equação de rendimentos que são influenciadas por  $N$  características entre diferentes grupos seja estimada da forma, a seguir:

$$\ln W_i = \beta X_i + \gamma \lambda_i + v_i \quad (6)$$

Em que  $\ln W_i$  é o logaritmo natural do salário oriundo do trabalho de migrantes;  $X_i$  é um vetor de variáveis de controle que é composto por variáveis de natureza socioeconômicas

<sup>3</sup> Ver Cameron & Trivedi (2005, capítulo 16, páginas 539 a 543).

e demográficas; e,  $\lambda_i$  é o *Inverso da Razão de Mills (IRM)*, com correção do viés de seleção amostral;  $v_i$  é um vetor de erro estocástico da regressão ajustada. Esta equação é ajustada apenas para o grupo de migrantes ( $I=1$ ). Ajuste análogo foi realizado para o grupo de não migrantes. Ou seja, no primeiro estágio ajustou-se a probabilidade de ser não migrante e, no segundo estágio, os determinantes da renda controlados pelo *IRM* da função de seleção dos não migrantes.

Assim sendo, as estimações em primeiro e segundo estágios foram corrigidas e os resultados dos coeficientes não serão enviesados. O controle de viés de seleção permite estimativas de parâmetros robustas para este tipo de estudo.

Em seguida, constatado que os migrantes compõem um grupo positivamente selecionado da população brasileira, recorreu-se ao método de decomposição, a partir da construção de contrafactual para equações de não migrantes, sendo a variável dependente o  $\ln\_rendatrab$ . Os regressores são os mesmos usados na equação de rendimentos dos migrantes. A partir do cálculo dos rendimentos contrafactual, deve ser decomposta por características, os impactos de cada uma das variáveis observáveis e dos atributos produtivos não observáveis sobre os rendimentos do trabalho. A decomposição assume a forma que se segue (NEUMAN & OAXACA, 2005):

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_{nm} = \bar{X}'_{nm}(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_{nm}) + \hat{\beta}_m(\bar{X}_m - \bar{X}_{nm})' + (\hat{\theta}_m\hat{\lambda}_m - \hat{\theta}_{nm}\hat{\lambda}_{nm}) \quad (7)$$

Os subíndices  $m$  e  $nm$  são atribuídos aos indivíduos migrantes e aos indivíduos não migrantes, respectivamente; as matrizes  $\bar{X}$  são compostas pelas características médias dos migrantes e dos não migrantes; o vetor  $\beta$  apresenta o retorno às características contidas na matriz  $\bar{X}$ ; o  $\bar{Y}_{im}$  representa o retorno médio dos rendimentos do trabalho do migrante;  $\bar{Y}_{inm}$  o retorno médio do rendimento do trabalho dos não migrantes usado como contrafactual.

Reescrevendo a equação acima, mantêm-se a decomposição a partir de características observáveis e não observáveis eliminando com o viés de seletividade subtraído dos valores da renda.

$$(\bar{Y}_{im} - \bar{Y}_{inm}) - (\hat{\theta}_{im}\hat{\lambda}_{im} - \hat{\theta}_{inm}\hat{\lambda}_{inm}) = \bar{X}'_{inm}(\hat{\beta}_{im} - \hat{\beta}_{inm}) + \hat{\beta}_{im}(\bar{X}_{im} - \bar{X}_{inm})' \quad (8)$$

A partir da equação 8 os resultados são apresentados com a decomposição das características observáveis de cada vetor  $\beta$  e das características médias instituídas na matriz  $\bar{X}$  que agrega os valores médios das variáveis. Assim, do lado esquerdo, tem-se a soma das desigualdades totais subtraída do viés de seleção; do lado esquerdo, tem-se a soma do componente desigualdade atribuída às diferenças captadas pelos  $\hat{\beta}_s$  e o efeito característica oriundo das diferenças entre os migrantes e não migrantes intermunicipais brasileiros.

#### 4. Resultados e discussões

Pelas características observáveis da população brasileira, foi possível apresentar na Tabela 1 aquelas que podem influenciar na probabilidade de migração intermunicipal no país. As estimativas, apresentadas na tabela 3, mostram que as variáveis clássicas amplamente abordadas em diversos estudos empíricos sobressaem-se na probabilidade de um indivíduo ser migrante. Os homens têm maior probabilidade de serem migrantes comparativamente às mulheres em ambos os anos. É pertinente destacar que o valor do coeficiente da variável para o ano 2010 se eleva comparativamente ao ano 2000, mostrando que, além da probabilidade ser maior, ela ainda se eleva. Já no que se refere à raça/cor, apesar de serem estatisticamente

significativos, os coeficientes são acentuadamente baixos, mostrando não haver influência substancial da raça/cor sobre a probabilidade de migração no país.

No ano 2000, ser de raça/cor branca aumentava a probabilidade de ser migrante, comparativamente a um não branco. Em 2010, muda o sinal do coeficiente da variável e se reduz a probabilidade de um indivíduo de raça/cor branca ser migrante em relação a um não branco. A mudança de sinal pode ser reflexo somente do aumento o número de autodeclarações de raça/cor nas pesquisas censitárias, dado pela maior conscientização da população em relação à etnia. Ademais, os baixos valores assumidos pelos coeficientes mostram que a raça/cor não apresenta diferenças substanciais à migração intermunicipal entre brancos e não brancos no período intercensitário.

Os coeficientes e os sinais assumidos pela variável *idade* sinalizam para redução da probabilidade de migrar. Ou seja, um ano a mais reduz em 4 pontos percentuais em 2000 e em 3 pontos percentuais em 2010 a probabilidade de um indivíduo ser migrante intermunicipal no Brasil. Além disso, no que se refere à probabilidade de ser migrante, segundo a faixa de escolaridade, é possível perceber que usando os sem instrução e com ensino fundamental incompleto como categoria de referência, a probabilidade de ser migrante se reduz para aqueles com fundamental completo e médio incompleto em ambos os anos, mas se eleva para aqueles com médio completo e superior incompleto, embora levemente, e tem maior probabilidade os que têm curso superior completo. Para estes, a probabilidade é de 18 pontos percentuais no primeiro e 22 pontos percentuais no último ano, em comparação àqueles menos escolarizados. Ou seja, a probabilidade de migração intermunicipal no Brasil é registrada nos extremos da escolaridade. É negativa para os que têm fundamental completo e médio incompleto; e, positiva para aqueles com pelo menos ensino médio.

**Tabela 3: Estimativas da probabilidade de migração para o Brasil nos censos de 2000 e de 2010**

<i>Variável dependente = Migra</i>	2000	2010
<i>Constante</i>	-0,198*** (0,007)	-0,416*** (0,008)
<i>Sexo (Masculino)</i>	0,129*** (0,002)	0,142*** (0,002)
<i>Racacor (Branco)</i>	0,017*** (0,001)	-0,003** (0,002)
<i>Idade</i>	-0,037*** (0,0000)	-0,033*** (0,0004)
<i>Idade<sup>2</sup></i>	0,0002*** (0,00000)	0,0001*** (0,00001)
<i>Fundcompmedinc</i>	-0,018*** (0,002)	-0,002 (0,002)
<i>Medcompsupinc</i>	0,010*** (0,002)	0,016*** (0,002)
<i>Supcomp</i>	0,178*** (0,004)	0,217*** (0,002)
<i>Estadocivil (casado)</i>	-0,152*** (0,002)	-0,162*** (0,002)
<i>Chefedom</i>	-0,093*** (0,002)	-0,067*** (0,002)

	-0,793***	-0,826***
<i>Filho</i>	(0,002)	(0,002)
	0,222***	0,196***
<i>NO</i>	(0,003)	(0,003)
	0,071***	0,124***
<i>SE</i>	(0,002)	(0,002)
	0,159***	0,166***
<i>SU</i>	(0,002)	(0,002)
	0,365***	0,360***
<i>CO</i>	(0,002)	(0,003)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,417	0,3853
<i>Observations</i>	6.889.619	6.889.607

Nota: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$

Fonte: elaboração do autor a partir de dados dos censos demográficos de 2000/2010

É importante destacar que o estado civil, a condição de chefe do domicílio e de filho reduz a probabilidade de um indivíduo ser um migrante intermunicipal no Brasil. O efeito do estado civil sobre a redução da probabilidade de ser migrante é de 15 pontos percentuais no primeiro e de 16 pontos percentuais no último ano em análise. A condição de filho no domicílio reduz a probabilidade de ser migrante em 79 pontos percentuais e 82 pontos percentuais no ano 2000 e no de 2010, respectivamente, em comparação com a categoria *outros* que foi omitida no modelo. Os estudos empíricos também apresentam resultados semelhantes na literatura internacional e nacional (MINCER, 1978).

Ademais, é importante destacar que residir em qualquer região brasileira aumenta a probabilidade de ser um migrante, tendo como referência um residente na região Nordeste (região Nordeste é omitida no modelo). Ou seja, residir no Norte do país aumenta a probabilidade de ser migrante em 22 pontos percentuais, contra 20 pontos percentuais ao residir no Nordeste, no ano 2000 e em 2010, respectivamente. Ademais, residir no Sudeste aumenta a probabilidade de ser migrante em 7 pontos percentuais e em 12 pontos percentuais no primeiro e no último ano, respectivamente, em comparação a um residente no Nordeste. Residir no Centro-oeste apresentou o maior coeficiente em comparação a um residente no Nordeste. Ou seja, residir na região Centro-oeste aumentava a probabilidade de ser um migrante em 37 pontos percentuais no primeiro e em 36 pontos percentuais no segundo ano em análise.

Pelos resultados, embora o Nordeste tenha entrado em processo de reversão de suas taxas migratória, reduzindo a sua participação entre os locais de origem dos migrantes e mantendo elevadas taxas de migração de retorno (OLIVEIRA & JANNUZZI, 2005; JUSTO *et al.*, 2012; QUEIROZ & BAENINGER, 2013), a probabilidade de um indivíduo ser migrante morando em qualquer outra região do país ainda é maior comparativamente a um indivíduo residente no Nordeste, o que definem as outras regiões como potenciais receptoras de migrantes.

Na equação de rendimentos (Tabela 4), os dados revelam substanciais diferenciais de rendimentos, oriundos das características individuais da população. A variável *sexo* da pessoa apresenta coeficiente elevado, mostrando que os diferenciais de rendimentos entre homens e mulheres são discrepantes, além de ter aumentado o seu valor no ano de 2010 comparativamente ao ano 2000. No primeiro ano, um migrante ocupado do sexo masculino recebia rendimentos do trabalho 45 pontos percentuais a mais que um indivíduo do sexo feminino na mesma condição. No segundo ano o *gap* se eleva para 47 pontos percentuais, convergindo com uma grande quantidade de estudos empíricos realizados em âmbito

internacional e nacional (BROWN *et al.*, 1980; MACPHERSON & HIRSCH, 1995; NEUMAN & WEISBERG, 1998; GAMA & HERMETO, 2017).

Já no que se refere à *raça/cor*, o coeficiente assumido pela variável mostra que o *gap* se reduz, já que, no ano 2000, um indivíduo branco tinha renda superior em 18 pontos percentuais comparativamente a um não branco, e em 2010, a *raça/cor* ainda afetou o *log* da renda em 13 pontos percentuais em favor dos que se declararam brancos, comparativamente aos não brancos, sendo os resultados convergentes com a literatura internacional e nacional (REIMERS, 1983; SOARES, 2000; CRESPO & REIS, 2004; KIM, 2010). É importante ressaltar que, embora a probabilidade de migração seja levemente afetada pela *raça/cor*, essa variável tem importância crucial na determinação do salário dos migrantes no país, conforme os resultados dos coeficientes apresentados.

No que se refere à *idade*, essa variável apresentou coeficientes indicando que um ano a mais aumentava a renda em 10 pontos percentuais em 2000 e em 7 pontos percentuais em 2010. A *idade*<sup>2</sup> apresentou sinal negativo indicando uma relação de U invertido entre renda e idade. Os resultados convergem com os da literatura, mostrando que a idade é importante na determinação dos rendimentos, o que pode associar-se a aumento da experiência da força de trabalho com os anos. Mas a renda passa a decair a partir de uma determinada idade.

**Tabela 4: Estimativa do segundo estágio de Heckman sobre a determinação da renda do trabalho dos migrantes no Brasil – 2000/2010**

<i>Variável dependente = ln_rendatrab</i>	2000	2010
<i>Constante</i>	3,968*** (0,011)	4,553*** (0,013)
<i>Sexo (Masculino)</i>	0,460*** (0,002)	0,466*** (0,002)
<i>Racacor (Branco)</i>	0,184*** (0,002)	0,126*** (0,002)
<i>Idade</i>	0,096*** (0,000)	0,071*** (0,001)
<i>Idade</i> <sup>2</sup>	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
<i>Fundcompmedinc</i>	0,415*** (0,003)	0,271*** (0,003)
<i>Medcompsupinc</i>	0,994*** (0,002)	0,608*** (0,002)
<i>Supcomp</i>	1,911*** (0,005)	1,449*** (0,003)
<i>NO</i>	0,252*** (0,004)	0,225*** (0,004)
<i>SE</i>	0,395*** (0,003)	0,323*** (0,003)
<i>SU</i>	0,280*** (0,003)	0,295*** (0,003)
<i>CO</i>	0,318*** (0,003)	0,346*** (0,004)
<i>Inverse Mills Ratio</i>	-0,296*** (0,006)	-0,199*** (0,005)

<i>rho</i>	-0,365	-0,266
<i>sigma</i>	0,8109	0,7491
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,4053	0,3853
<i>Observations</i>	6.889.619	6.889.607

Nota: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$

Fonte: elaboração do autor a partir de dados dos censos demográficos de 2000/2010

Os coeficientes para a escolaridade, tendo como referência os indivíduos sem instrução e com ensino fundamental incompleto, mostram que a escolaridade é muito importante para os retornos salariais no mercado de trabalho (ROCHA *et al.*, 2010). Ter ensino médio completo e superior incompleto eleva o *log* da renda em 174% no primeiro e 84% no segundo ano em análise<sup>4</sup>. Já no que se refere ao ocupados com ensino superior completo, a renda oriunda do trabalho é aproximadamente 6 vezes maior no ano 2000 e 3 vezes maior em 2010, comparativamente a um indivíduo sem instrução e com ensino fundamental incompleto. Ou seja, no primeiro ano, a renda do trabalho de um indivíduo com curso superior completo era aproximadamente 600% maior que a de um sem instrução e com ensino fundamental incompleto (categoria de referência). No ano 2010 reduz-se o *gap* para aproximadamente 300%.

Os retornos do investimento em capital humano, apesar de ainda serem elevados comparativamente aos de menor nível de escolaridade, reduzem-se substancialmente ao longo dos anos. Há uma compressão nos rendimentos do trabalho reduzindo o *gap* entre os migrantes mais escolarizados e os menos escolarizados que estão ocupados no país. Essa redução foi registrada em aproximadamente 50% para os migrantes ocupados com cursos superiores de formação no período intercensitário.

Ainda na Tabela 4, ressalva-se o fato de estar trabalhando em regiões geográficas mais dinâmicas para os retornos salariais no mercado de trabalho. Tendo como categoria de referência os ocupados no Nordeste (variável omitida), os migrantes ocupados no Norte, recebem em média, 25 pontos percentuais em 2000 e 22,5 pontos percentuais em 2010 a mais que um migrante ocupado no Nordeste. Os migrantes ocupados no Sudeste têm os maiores rendimentos do trabalho comparativamente aos ocupados no Nordeste. Em 2000, o *gap* atingiu 40 pontos percentuais e no segundo, apesar da redução, ainda se registrou 32 pontos percentuais, sendo essa a região com maiores diferenciais de rendimentos, no país, e comparativamente aos rendimentos oriundos do trabalho auferidos por aqueles ocupados no Nordeste brasileiro.

Na região Sul, os valores mantiveram-se praticamente constantes, aproximadamente 28 pontos percentuais no primeiro e 30 pontos percentuais no segundo ano, e o Centro-oeste aumenta o *gap* no ano de 2010, comparativamente ao ano 2000. Nessa região, um migrante ocupado auferia rendimento de 32 pontos percentuais no primeiro e 36 pontos percentuais no segundo ano, maior que um migrante ocupado no Nordeste. Foi uma das únicas regiões do país que apresentou elevação no *gap* já existente nos rendimentos do trabalho para os migrantes ocupados, além de ser ela uma das regiões que mais tem atraído migrantes nos últimos anos (GUIMARÃES & LEME, 2002; BRITO, 2006; JUTTEL, 2007).

Na Tabela 5 estão os dados referentes à decomposição dos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes ocupados no mercado de trabalho brasileiro nos anos de 2000 e de 2010. Neuman & Oaxaca (2005) sugerem, por simplicidade analítica, isolar o efeito da seletividade no diferencial de renda, interpretando apenas a parcela restante devida aos fatores

<sup>4</sup> O cálculo é feito a partir dos coeficientes apresentado pelas variáveis, conforme a Tabela, usando-se a seguinte expressão:  $\text{Exp}(\text{Coeficiente}) - 1$ , conforme indicado na literatura.

observáveis e não observáveis. Assim, o percentual de contribuição foi calculado apenas para a parcela do diferencial após excluir a contribuição do componente de seletividade.

Os resultados mostram que os efeitos não observáveis são os grandes responsáveis pelos diferenciais de renda entre migrantes e não migrantes. Esses contribuem para um maior rendimento dos migrantes em relação aos não migrantes, corroborando a hipótese de seletividade positiva. No ano 2000, os efeitos das características não observáveis (coeficientes) dos migrantes contribuíam para aumentar em aproximadamente 0.63 o *log* da renda média dos migrantes em relação aos não migrantes, ou seja, em termos percentuais, 88% a mais. Em 2010, embora com redução, as características não observáveis aumentavam em 0.57 o *log* da renda média em favor dos migrantes. Ou seja, 77% dos diferenciais salariais. Já as características observáveis corroboravam rendimentos maiores em favor dos não migrantes em detrimento dos migrantes no mesmo ano. Ou seja, em ambos os anos, essas características observáveis corroboravam diferenciais de 2% nos rendimentos do trabalho em favor dos não migrantes, superior aqueles registrado para os migrantes. Considerando-se os efeitos totais, os migrantes apresentavam, em média, 1% de características que corroboravam melhores rendimentos do trabalho comparativamente a um não migrante no ano 2000 e 11% no ano de 2010.

**Tabela 5: Decomposição dos efeitos marginais das características observáveis a não observáveis sobre os diferenciais de rendimentos de não migrantes e migrantes - 2000/2010**

<i>Efeitos</i>	2000		2010		<i>Variação (10 – 00)</i>
	<i>Absoluto</i>	<i>Relativo</i>	<i>Absoluto</i>	<i>Relativo</i>	
<i>Sexo</i>	0.013		0.034		0.021
<i>Racacor</i>	-0.006		-0.009		-0.003
<i>Idade</i>	-0.096		0.041		0.137
<i>Idade</i> <sup>2</sup>	-0.043		-0.095		-0.051
<i>Fundcompmedinc</i>	-0.028		-0.012		0.016
<i>Medcompsupinc</i>	-0.004		-0.011		-0.007
<i>Supcomp</i>	-0.001		0.009		0.010
<i>NO</i>	-0.002		-0.002		0.000
<i>SE</i>	-0.042		-0.041		0.000
<i>SU</i>	-0.022		-0.021		0.001
<i>CO</i>	-0.009		-0.009		-0.001
<i>Efeito Coeficientes</i>	0.627	104	0.5687	96	-0.058
<i>Efeito Características</i>	-0.023	-4	0.0244	4	0.047
<i>Seletividade</i>	-0.596		-0.480		0.116
<i>Diferença total</i>	0.008	100	0.113	100	0.105

Fonte: elaboração do autor a partir das estimações com bases nos dados dos censos demográficos de 2000/2010

Pelos resultados, os migrantes apresentam, de fato, características não observáveis como ambição, persistência, determinação, entusiasmo e ousadia, além de atributos produtivos não mensuráveis no mercado de trabalho que lhes conferem rendimentos superiores aos de não migrantes em ambos os anos em análise. Com isso, além de serem eles positivamente selecionados na região originária, dado que apresentam características que os tornam mais propensos à migração, quando migram, eles ainda conseguem auferir melhores rendimentos no mercado de trabalho, comparativamente a um não migrante.



## 5. Considerações finais

O objetivo deste artigo foi analisar se os migrantes intermunicipais brasileiros são um grupo positivamente selecionado da população. Recorreu-se ao procedimento de Heckman em dois estágios com correção de viés de seleção amostral para os dados dos censos de 2000 e de 2010.

Os resultados mostraram que os migrantes intermunicipais brasileiros são um grupo positivamente selecionado da população do país. O inverso da razão de Mills mostra significância estatística em 0,001 firmando a hipótese de seleção positiva migratória para os migrantes brasileiros de data fixa nos dois censos em análises.

O primeiro estágio de Heckman mostra que a probabilidade de migração é maior para os homens de raça/cor branca em 2000 e para não brancos em 2010. A probabilidade se reduz com o aumento da idade e aumenta com a escolaridade, sendo os maiores coeficientes associados à probabilidade de migração para os que têm curso superior completo de formação nos dois censos em análises. Ou seja, se os indivíduos têm curso superior, a probabilidade de ser migrante intermunicipal é de aproximadamente 18 pontos percentuais no primeiro e de 22 pontos percentuais no segundo ano estudado.

Em relação ao estado civil, a probabilidade se reduz com o casamento e com a posição de responsável pelo domicílio, bem como entre aqueles que têm posição de filho nos domicílios municipais brasileiros. Esses resultados convergem com os da literatura internacional, a qual indica que a decisão de migração, depois da união conjugal, passa a ser de natureza familiar, e que os responsáveis por domicílio ou cônjuges, com vínculos familiares mais fortes, acabam tendo menor probabilidade de se tornar um migrante no território brasileiro.

No que se refere à região de residência, residir no Norte, no Sudeste, Sul e Centro-oeste aumenta a probabilidade de ser migrante, comparativamente a um residente no Nordeste brasileiro. Os valores assumidos pelos coeficientes mostram que, mesmo o Nordeste sendo uma região potencialmente receptora de migrantes retornados nos últimos anos, sua característica de região de expulsão prevalece. Ou seja, a probabilidade de um residente em outras regiões do país ser um migrante é muito maior que a de um residente no Nordeste, uma vez que a região foi, por muitas décadas, uma das principais regiões de evasão migratória em todo o país.

Na equação de rendimentos, segundo estágio de Heckman, os resultados convergem com os da literatura nacional e internacional, mostrando que a renda é maior em favor dos homens de raça/cor branca e cresce com a idade, mas de forma decrescente. Além disso, a renda se eleva com a escolaridade, mostrando ser o investimento em capital humano uma importante forma de auferir melhores rendimentos oriundos do trabalho no país. Ademais, a região de ocupação tem importante influência sobre a renda do trabalho dos migrantes. Estar ocupado no Sudeste e no Centro-Oeste brasileiro proporciona os maiores retornos salariais comparativamente aos ocupados no Nordeste. Além disso, os ocupados no Norte e no Sul também auferem rendimentos superiores aos ocupados no Nordeste.

Assim, os resultados apresentados pela decomposição corroboram que os migrantes compõem um grupo positivamente selecionado da população e que, além de terem eles maior probabilidade de migração e de melhores rendimentos do trabalho, quando migram, as características não observáveis lhes conferem maior parcela nos rendimentos do trabalho, mostrando serem eles mais motivados, persistentes e produtivos no mercado de trabalho brasileiro.

## 6. Referências bibliográficas

AXELSSON, R.; WESTERLUND, O. (1998). A panel study of migration, self-selection and household real income. *Journal of Population Economics*, v. 11, n. 1, p. 113-126, 1998.

BASKER, E. (2003). Education, job search and migration. Columbia: University of Missouri, April 2003.

BERGMANN, B. R. (1974). "Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex", *Eastern Economic Journal*, Vol. 1 No. 2, pp. 103-10.

BERGMANN, B.R. (1986). *The Economic Emergence of Women*, Basic Books, New York, NY, 1996.

BLAU, F.D. and KAHN, L.M. (2003). "Understanding international differences in the gender pay gap", *Journal of Labour Economics*, Vol. 21 No. 1, pp. 106-44, 2003.

BLINDER, A.S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, Vol. 8, pp. 436-55, 1973.

BORJAS, G. (1987). Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, Volume 77, pp. 531-553, 1987.

BORJAS, G. (1998). The Economic Progresso of immigrants, NBER Working Papers, nº 6506, 1998.

BROWN, R. S.; MOON, M.; ZOLOTH, B. S. (1980). Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *Journul of Human Resources*, Winter 1980.

CAMERON, A.C., TRIVEDI, P.K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, 2005.

CANÇADO, J. P. (1999). Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91. *RBE Rio de Janeiro* v. 53, nº 2: p. 211-236, abr./ jun. 1999.

CARD, D. (2001). Immigrant inflows, native outflows, and the local labor market impacts of higher immigration. *Journal of Labor Economics*, v. 19, n. 1, p. 22-64, 2001a.

CARD, D. (2001). Is the new immigration really so bad? *The Economic Journal*, v. 115, p. 300-323, 2001b.

CHISWICK, B. (1999). Are immigrants favorable self-selected? *American Economic Review*, v 89, 1999.

CORBACHO, A. (2000). Labor markets in Central America: informal versus formal sectors. Harvard Institute for International Development, development Discussion Papers, n. 747.

CORSEUIL, C. H.; RIBEIRO, E. P.; SANTOS, D. D.; DIAS, R. (2002b). Job and worker flows in Brazil. In: MENEZES-FILHO, N. A. (coord.). *Labor market dynamics in Brazil*. Final Report, 2nd draft, Part I, Inter-American Development Bank Research Network, 11th round, Fipe-USP, Sep. 2002b.

CUTILLO, A; CECCARELLI, C. (2012). The internal relocation premium: are migrants positively or negatively selected? Evidence from Italy. *Journal of Applied Statistics*. Vol. 39, No. 6, June 2012.

DUSTMANN, C.; GLITZ, A. (2011). Migration and education. Centre of Research and Analysis of Migration, Discussion Paper Series, n.5, 2011.

FIESS, N.; VERNER, D. (2003). Migration and human capital in Brazil during the 1990's. World Bank Policy Research Working Paper, n. 3093, 2003.

FREGUGLIA, R. S. (2007). Efeitos da migração sobre os salários no Brasil. Tese (Doutorado em Teoria Econômica) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. São Paulo, 2007.

FREIJE, S. (2001). El empleo informal en America Latina y el Caribe: causas, consecuencias y recomendaciones de política. Banco Interamericano de Desarrollo, Primer Seminario Tecnico de Consulta Regional sobre Temas Laborales, 2001.

FUNKHOUSER, E. (1996). The urban informal-sector in Central America: Household survey evidence. *World Development*, v. 24 (11), pp. 1.737-1.751, 1996.

GAMA, L. C. D.; HERMETO, A. M. (2017). Diferencial de ganhos entre migrantes e não migrantes em Minas Gerais. *Revista Brasileira de Estudos da População*, Belo Horizonte, v.34, n.2, p.341-366, maio/ago. 2017.

GAMA, L. C. D.; MACHADO, A. F. (2014). Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. *Estudos Avançados*, São Paulo, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.

GRAHAM, D. H. (1977). Divergent and Convergent Regional Economic Growth and Internal Migration in Brazil: 1940-1960. *Economic Development and Cultural Change*, v. 18, n. 3, p. 362-382, 1977.

GREEN, F.; DICKERSON, A. e ARBACHE, J. (2001). A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. *World Development*, v. 29, nº 11, 1923-1939, 2001.

GREENE, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. Seventh edition, Prentice Hall, 2012.

HECKMAN, J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 5 No. 4, pp. 475-92, 1976.

HECKMAN, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-63, 1979.

HIRSCH, B.T.; SCHUMACHER, E.J. (1992). Labor earnings, discrimination, and the racial composition of jobs, *Journal of Human Resources*, Vol. 27, pp. 426-70, 1992.

KIM, C. (2010). "Decomposing the Change in the Wage Gap Between White and Black Men Over Time, 1980-2005: An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Method." *Sociological Methods Research*, 38 (4), 619-651, 2010.

LANGONI, C. (1973). *Distribuição de renda e desenvolvimento no Brasil*, Rio de Janeiro: Expressão e Cultura, 1973.

LEWIS, A. (1969). *Desenvolvimento com oferta ilimitada de mão-de-obra*. In: AGARWALA, A. N.; SINGH, S.P. (1969). *A economia do subdesenvolvimento*. Rio de Janeiro: Forense, 1969.

MACPHERSON, D.A.; HIRSCH, B.T. (1995), Wages and gender composition: why do women's jobs pay less?, *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, pp. 426-71.

MARCOULLIER, D.; RUIZ de CASTILLA, V.; WOODRUFF, C. (1997). "Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador and Peru." *Economic development and cultural change*, v. 45(2), pp. 367-392.

MARQUEZ, G.; PAGÉS, C. (1998). "Ties that Bind: Employment Protection and Labor Market Outcomes in Latin America." Working Paper 373. Washington: Inter-American Development Bank, 1998.

MINCER, J. (1971). *Shooling, experience, and earnings*. New York: National Bureau of Economic, 1971. <<http://www.nber.org>>. Acesso em: outubro de 2016).

MINCER, J. (1978). Family Migration Decisions. *The Journal of Political Economy*, v. 86, n. 5, out/1978, p. 749-773, 1978.

NEUMAN, S. and WEISBERG, J. (1998), Gender wage differentials and discrimination among Israeli managers, *International Journal of Manpower*, Vol. 19 No. 3, pp. 161-70.

NEUMAN, S.; OAXACA, R.L. (2003). Gender versus ethnic wage differentials among professionals: evidence from Israel", *Annales D'E' conomie et de Statistique*, Vol. 71/72, July/December, pp. 267-92, 2003.

NEUMAN, S.; OAXACA, R.L. (2005). Wage differentials in the 1990s in Israel: endowments, discrimination, and selectivity, *International Journal of Manpower*, Vol. 26 Issue: 3, pp.217-236, 2005.

- NEUMAN, S.; SILBER, J. G. wage discrimination across ethnic groups: evidence from Israel. *Economic Inquiry*, Vol. XXXIV, October, 648-661, 1996.
- OAXACA, R.L. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, Vol. 14, pp. 693-709, 1973.
- OAXACA, R.L.; RANSOM, M.R. (1988). Searching for the effect of unionism on the wages of union and nonunion workers. *Journal of Labor Research*, Vol. 9, pp. 139-48, 1988.
- RAMALHO, H. M. B. (2005). Migração, seleção e desigualdade de renda: evidências para o Brasil metropolitano a partir do censo demográfico de 2000, Universidade Federal da Paraíba – Programa de Pós-Graduação em Economia (Dissertação de Mestrado), 2005.
- RAWLS, J. (1971). *A theory of justice*, Cambridge: Harvard University Press, 1971.
- REIMERS, C. W. (1983). Labor Market discrimination Against Hispanic and Black Man. *The Review of Economics and Statistics*, 56 (4), 1983.
- RIBEIRO, E. (2001). Rotatividade de trabalhadores e criação e destruição de postos de trabalho: aspectos conceituais. Rio de Janeiro: IPEA, 2001 (Texto para Discussão, 820).
- RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. (2004). Viés de Seleção, Retornos à Educação e Migração no Brasil. In: XXVI Encontro Brasileiro de Econometria, Anais..., 2004.
- SANTOS JUNIOR, E. R. (2002). Migração e seleção: o caso do Brasil, Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, (Dissertação de Mestrado) Rio de Janeiro, 2002.
- SILVA, Y. C. L.; SILVA FILHO, L. A.; CAVALCANTI, D. M. (2016), Migração, seleção e diferenciais de renda na região Norte do Brasil em 2010, XX Encontro da Associação Brasileira de Estudos da População – ABEP, Anais... Foz do Iguaçu – PR, 2016.
- SJAASTAD, L. A. (1962). The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.
- TAYLOR, J. E. (1999). The new economics of labor migration and the role of remittances in the migration process. *International Migration* 37:63-88, 1999.
- WOOD, C. H. (1982). Equilibrium and historical structural perspectives on migration, *International Migration Review*, V, 16, nº 2, 1982.