

MIGRAÇÃO INTERMUNICIPAL NO NORDESTE BRASILEIRO: HÁ EVIDÊNCIAS DE SELEÇÃO MIGRATÓRIA?¹

Luís Abel da Silva Filho²

Guilherme Mendes Resende³

Investigações acerca da dinâmica migratória do fator de produção trabalho são relevantes em estudos econômicos. Na literatura nacional e internacional, há fortes evidências de que existem diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, dadas, em sua maioria, por características não observáveis. Nesse sentido, este artigo tem o objetivo de analisar se os migrantes intermunicipais nordestinos são positivamente selecionados e se há diferenciais de rendimentos em favor deles. Recorreu-se aos dados dos Censos Demográficos do Brasil nos anos de 2000 e de 2010. O método utilizado foi um modelo proposto por Heckman (1979) em dois estágios, com correção de viés de seleção amostral. Os resultados mostram que há maior probabilidade de migração para homens e entre pessoas de raça/cor branca; aumenta a probabilidade de migração com a mudança de faixa de escolaridade; a probabilidade de migração se reduz para os casados e chefes de domicílio. No que se refere aos diferenciais de rendimentos, ser do sexo masculino, de raça/cor branca ou mudar de faixas de escolaridade conferem rendimentos superiores em relação aos seus comparativos. Em comparação aos migrantes intermunicipais do Maranhão, os migrantes intermunicipais dos demais estados da região Nordeste (com exceção do Piauí) auferem rendimentos superiores. No que se refere à decomposição, as características não observáveis e o componente de seletividade que afetam a decisão de migração também se mostram favoráveis aos diferenciais de rendimentos do trabalho, em favor dos migrantes, em ambos os anos da análise, mas o mesmo não ocorre com as características observáveis.

Palavras-chave: migração; rendimento; seleção; modelo de Heckman; Nordeste.

INTERMUNICIPAL MIGRATION IN THE BRAZILIAN NORTHEAST: ARE THERE EVIDENCE OF MIGRATORY SELECTION?

Investigations about the migratory dynamics of the labor factor are relevant in economic studies. In the national and international literature there is strong evidence that income differentials exist between migrants and non-migrants, mostly due to unobservable characteristics. In this sense, this article aims to analyze if the Northeastern intermunicipal migrants are positively selected and if there are income differentials in favor of them. Data from the Brazilian Demographic Census were used in the years 2000 and 2010. The model used was a two-stage model proposed by Heckman (1979), with a selection bias correction. The results show that there is a higher probability of migration to be men; to be race /color white; the probability of migration increases with the change of schooling range; the probability of migration is reduced for married couples and heads of household. With regard to income differentials, being male, white color/race or changing schooling, gives higher incomes than their comparatives. The intermunicipal migrants of the other states of the Northeast

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppe51n3art6>

2. Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (Urca). *E-mail:* <abeleconomia@hotmail.com>.

3. Economista-chefe do Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade). *E-mail:* <guilherme.resende@cade.gov.br>.

region earn higher incomes than the intermunicipal migrants from Maranhão, except Piauí. With regard to decomposition, with the exception of the observable characteristics, the unobservables and the selectivity component favor the differentials of labor income in favor of the migrants in both years of the analysis.

Keywords: migration; income; selection; Heckman's model; Northeast.

JEL: J0; I25; I26.

1 CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Estudos sobre migração e diferenciais de rendimentos são explorados empiricamente na literatura econômica nacional e internacional com relativa frequência (Axelsson e Westerlund, 1998; Chiswick, 1999; Basker, 2003). Estes estudos buscam analisar se há uma relação entre migração e os diferenciais de rendimentos auferidos por nativos e por migrantes no mercado de trabalho. A existência de características não observáveis pode ser substancialmente relevante na decisão de migração (Ramalho, 2005; Freguglia, 2007; Cutillo e Ceccarelli, 2012). Assim, é possível que tais características também possam impactar sobre a renda do trabalho nos locais de destino.

Na literatura econômica internacional, há uma relativa aceitação de que a mobilidade geográfica do fator de produção trabalho pode causar impacto, alterando os salários nominais nos locais de destino (Card, 2001), além de elevar as taxas de desemprego, dado que o aumento da oferta de trabalho não correspondente à sua demanda, em alguns casos (Card, 2001). Adicionalmente, há evidências de que a dinâmica migratória pode ter impacto direto sobre a convergência de renda macrorregional no longo prazo, pelas transferências de renda regional entre os migrantes e suas famílias que ficam nas regiões originárias (Lewis, 1969; Menezes e Ferreira Junior, 2003; Freguglia e Menezes-Filho, 2012).

Algumas evidências empíricas mostram que não é possível aceitar a hipótese de convergência de renda, uma vez que a elevação desta ocorre sobretudo na região de destino, e não na de origem (Cançado, 1999; Ramalho, 2005; Dustmann e Glitz, 2011), mas é possível observar que há transferência de renda da força de trabalho migrante para seus familiares nas regiões originárias, e isso provoca distribuição da renda do trabalho entre as regiões (Graham, 1977; Ferreira e Diniz, 1995; Green *et al.*, 2001; Fiess e Verner, 2003; Cambota e Pontes, 2012). Ademais, parte da literatura empírica mostra que as regiões emissoras perdem substancialmente força de trabalho com características produtivas não observáveis superiores, e as regiões receptoras ganham com a entrada de trabalhadores com características que lhes conferem maiores diferenciais de rendimentos e, conseqüentemente, são mais produtivos (Ferreira e Diniz, 1995; Ramalho, 2005; Dustmann e Glitz, 2011; Cambota e Pontes, 2012).

Diante disso, este artigo busca testar a hipótese de seletividade positiva migratória, a partir de um modelo com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979), para a migração intermunicipal nordestina no período intercensitário – Censos Demográficos 2000 e 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Dessa forma, pretende-se analisar se há características não observáveis, como ousadia, perseverança, determinação, por exemplo, que fazem os migrantes ser positivamente selecionados na origem, e se isso pode impactar nos diferenciais de rendimentos do trabalho, conforme sugerido por Freguglia (2007) e Gama e Hermeto (2017).

Para atingir o objetivo proposto, o artigo, além destas considerações iniciais, apresenta, na seção 2, os procedimentos metodológicos utilizados. Na seção 3, tecem-se algumas considerações sobre as estatísticas abordadas ao longo do trabalho. A seção 4 apresenta evidências empíricas acerca da seleção migratória intermunicipal nordestina. Em seguida, na seção 5, apresenta-se a decomposição das características que podem afetar os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes. Por fim, na seção 6, são feitas as considerações finais.

2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Analisar se os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado da população depende de uma série de procedimentos a serem adotados. A base de dados é composta pelas informações dos Censos Demográficos 2000 e 2010, uma vez que a limitação censitária não permite estudos com informações municipais em anos mais recentes. Além disso, trabalha-se com a migração de data fixa. Ou seja, a pergunta é se a pessoa residia em outro município em 31/7/1995 e 1º/8/2005, nos Censos Demográficos 2000 e 2010, respectivamente.

A migração de data fixa foi a selecionada para testar a hipótese de seleção migratória. Segundo Chiswick (1978; 1999), com o passar dos anos, os migrantes adquirem as mesmas características dos nativos, e podem perder características que os tornaram positivamente selecionados e que poderiam impactar nas decisões de migrações e nos diferenciais de rendimentos. Assim, a data fixa permite comparar os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes, em um período inferior a cinco anos de residência em um município.

O recorte etário deu-se com a restrição da maioridade legal e da idade para aposentadoria. Ou seja, foram consideradas as pessoas com idade entre 18 e 60 anos. Este recorte foi o utilizado visando captar a maioridade legal para o mercado de trabalho e eliminar aqueles que têm idade legal para aposentadoria, sobretudo os trabalhadores de áreas rurais, segundo a legislação trabalhista vigente.

2.1 Variáveis utilizadas

As variáveis selecionadas para o estudo são de natureza socioeconômica e demográfica. Recorre-se às informações pessoais dos indivíduos e às informações geográficas referentes ao estado de residência da pessoa. Ou seja, se mora em algum município de algum dos nove estados do Nordeste. As informações são as mesmas nos dois censos, uma vez que o objetivo é comparar os resultados encontrados no Censo Demográfico 2000 aos do Censo Demográfico 2010. Porém, a denominação das variáveis pode mudar, mesmo que elas tenham a mesma informação em ambos os anos.

QUADRO 1

Descrição das variáveis utilizadas na pesquisa nos Censos Demográficos (2000 e 2010)

Variáveis	Descrição
Migra	Migração de data fixa: local onde morava em 31 de julho de 1995 e em 1ª de agosto de 2005, nos censos 2000 e 2010, respectivamente. (1) para migrantes e (0) para não migrantes.
Sexo (masculino)	Sexo da pessoa (1) para masculino e (0) para feminino em 2000 e em 2010.
Racacor (Branco)	Raça/cor – Raça/cor da pessoa (1) para branco e (0) para pretos e pardos em 2000 e em 2010. Indígenas foram excluídos da amostra, por não apresentarem representatividade.
Idade	Idade da pessoa em anos (2000 e 2010).
Idade ²	Idade da pessoa em anos ao quadrado (2000 e 2010).
Seminstfundinc	Para a pessoa que se declarou sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (2000 e 2010).
Fundcompmedinc	Para a pessoa que se declarou com ensino fundamental completo ou com ensino médio incompleto (2000 e 2010).
Medcompsupinc	Para a pessoa que se declarou com ensino médio completo ou com o ensino superior incompleto (2000 e 2010).
Supcomp	Para a pessoa que se declarou com ensino superior completo (2000 e 2010).
Rendatrab	Renda da pessoa no trabalho principal ou em outro trabalho.
Ln_rendatrab	Logaritmo natural da renda da pessoa no trabalho principal ou em outro trabalho.
MA	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Maranhão (2000 e 2010).
PI	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Piauí (2000 e 2010).
CE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Ceará (2000 e 2010).
RN	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Rio Grande do Norte (2000 e 2010).
PB	Pessoa que declarou residir em algum município do estado da Paraíba (2000 e 2010).
PE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado do Pernambuco (2000 e 2010).
AL	Pessoa que declarou residir em algum município do estado de Alagoas (2000 e 2010).
SE	Pessoa que declarou residir em algum município do estado de Sergipe (2000 e 2010).
BA	Pessoa que declarou residir em algum município do estado da Bahia (2000 e 2010).

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>. Elaboração dos autores.

As variáveis escolhidas seguem um padrão amplamente utilizado na literatura e têm impactos comprovados, em outras pesquisas, sobre os diferenciais de

rendimentos (Santos Junior, 2002; Freguglia, 2007; Lima e Silva, Silva Filho e Cavalcanti (2016); Gama e Hermeto, 2017). Procurou-se aqui o uso de variáveis que podem ter impactado na decisão de migração (primeiro estágio de Heckman); e que podem impactar nos diferenciais de rendimentos do trabalho (segundo estágio de Heckman). Desse modo, condição de migração, sexo, raça/cor, idade, idade ao quadrado, escolaridade, estado civil e município de residência, por estado do Nordeste, foram selecionados para identificar os determinantes da migração e dos diferenciais de rendimentos, com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979).

2.2 Modelo empírico

As hipóteses teóricas apresentadas para justificar as decisões de migrações são as mais diversas possíveis. No entanto, um erro comum encontrado em estudos sobre migrações está no fato de se afirmar, a princípio, que o investimento em migração⁴ é fator determinante na decisão de migrar, 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, com o intuito de captar efeitos das características não observáveis que podem afetar as decisões de migração dos indivíduos.

Pela abordagem teórica usualmente dominante nos estudos sobre migrações no Brasil, a presença de características não observáveis impacta diretamente na decisão de migração e pode impactar nos diferenciais de rendimentos. Porém, características subjetivas, como ambição, determinação, ousadia, entusiasmo no trabalho e motivações, não podem ser captadas, ou ao menos constatadas em modelos teóricos, uma vez que não é possível, pela amostra censitária, saber quais as pessoas que têm essas características em maior ou menor proporção. Assim, para o uso de modelos empíricos, uma forma usualmente encontrada é corrigir o viés de seleção amostral, a partir do modelo de Heckman (1979). A orientação para tal procedimento também foi aplicada por estudos clássicos, de diversos autores nacionais e internacionais, sobre migração e seleção (Borjas, 1987; 1998; Chiswick, 1999; Santos Junior, 2002; Fiess e Verner, 2003; Ribeiro e Bastos, 2004; Maciel e Oliveira, 2011; Lima e Silva, Silva Filho e Cavalcanti (2016); Gama e Machado, 2014; Gama e Hermeto, 2017).

Diante disso, pretende-se responder à seguinte questão: os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado na região originária? Se a resposta é positiva, quais os fatores que mais impactam

4. A busca pela melhora na educação formal pode ser considerada investimento em migração. O indivíduo pode melhorar a formação, com o intuito de sair com maior qualificação educacional de sua região natural para outra região.

ainda sobre os diferenciais de rendimentos oriundos do trabalho de migrantes e não migrantes?

Este estudo contribui para a literatura vigente a partir do uso de um método robusto, que capta efeitos não observáveis sobre a decisão de migração. É comum atribuir que o investimento em migração, por exemplo, o investimento em qualificação profissional – melhorar o nível educacional –, é um dos fatores mais relevantes para a decisão de migração. Contudo, pelo método proposto por Heckman (1979), é possível captar o efeito das características não observáveis, avançando-se, assim, em análises mais robustas acerca da migração.

Para tanto, o procedimento segue duas orientações, a serem desenvolvidas ao longo do trabalho. A primeira delas (segundo estágio) é apresentada pela equação de rendimentos que é determinada pela clássica e usual equação minceriana de determinação de salários. Recorre-se às usuais variáveis que podem afetar os rendimentos do trabalho propostas em estudos desta natureza (Mincer, 1971). A segunda encontra respaldo na probabilidade de migração que é apresentada pelo modelo *probit* (primeiro estágio).

Assim,

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

Em (1), $\log_rendatrab_i$ é determinado como o logaritmo do salário da força de trabalho ocupada com $W_i > 0$, e X_i refere-se às características socioeconômicas e demográficas que afetam os rendimentos do trabalho dos ocupados; I_i é definido como uma variável binária que assume 1 quando o indivíduo responder ser migrante, e 0, caso contrário; μ_i é definido como o termo do erro estocástico.

Aqui, supõe-se que os migrantes não são uma amostra aleatória da população residente em um município nordestino, ou seja, o migrante possui características não observáveis que influenciam na decisão de migração. Isto posto, é necessário que se acrescente, na equação de determinação de salário, outra equação de correção de viés de seleção amostral proposta por Heckman (1979), qual seja:

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

Nessa equação, o Z_i concentra as características não observáveis que influenciam na decisão de migração de um indivíduo i . Essas características conferem *status* diferenciados aos migrantes e os classificam como integrantes de um grupo positivamente selecionados nos locais de origem. Essas características impactam na decisão de migração. Ademais, se o indivíduo migra ($I = 1$), tem-se que ($I^* > 0$). Destarte, a probabilidade de migração (deixar o município originário para residir em outro município) estará associada à probabilidade de auferir rendimentos líquidos oriundos do trabalho superiores a zero nos locais de destinos.

O primeiro estágio de Heckman (1979) pode ser estimado por meio de um modelo *probit*, em que as características que corroboraram decisão de migração são estimadas pelo instrumental matemático apresentado na equação (3). A equação sugere que a probabilidade de um indivíduo i ser um migrante pode ser expressa da forma que se segue (Cameron e Trivedi, 2005; Greene, 2012):

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

De acordo com Heckman (1979), deve-se usar, no primeiro estágio, uma equação na qual o vetor de variáveis X comporte todas as características socioeconômicas e demográficas observáveis que influenciam a probabilidade de realização do fenômeno; e, certamente, mantém características comuns àquelas contidas no vetor Z , que contém as variáveis que são determinantes na equação de rendimentos (explicar os diferenciais de rendimentos). Ou seja, dos salários dos migrantes ocupados, com $W_i > 0$. Contudo, é preciso que pelo menos uma das variáveis contidas em X , vetores que comportam as variáveis que impactam na probabilidade de migração, não esteja contida no vetor Z , que comporta as variáveis que impactam nos rendimentos oriundos do trabalho.

Assim, das variáveis contidas na primeira equação (probabilidade de migrar), somente a variável *filho*, ou seja, ocupar a posição de filho no domicílio, não está contida na matriz X . Desse modo, na equação de salários não se considerou que ocupar a posição de filho no domicílio seja determinante nos diferenciais de rendimentos do trabalho, uma vez que a literatura consultada não apresenta evidências empíricas nesse sentido. No primeiro estágio, é estimada a probabilidade de migrar, em que a variável *Migra* é a variável explicada; no segundo estágio, é estimada a equação de rendimentos, em que o *log_rendatrab* é a variável dependente da equação, condicionada aos migrantes ($I=1$).

A equação de rendimentos do trabalho pode ser reescrita da forma que se segue,⁵ quando se tem *log_rendatrab_i* observado, se, e somente se, ($\varepsilon_i > -Z_i\gamma$), de maneira que os erros estocásticos das equações de migração e de rendimentos do trabalho (μ_i e ε_i) sejam normalmente distribuídos com média zero e correlação ρ . Assim, a equação de rendimentos oriundos do trabalho tem a seguinte representação:

$$\begin{aligned} S[\ln W_i | I^* > 0] &= S(\ln W_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma) = \beta X_i + \delta I_i + S(\mu_i | \varepsilon_i > -Z_i\gamma) \\ &= \beta X_i + \delta I_i + \rho \sigma_u \lambda_i(\alpha_\varepsilon) = \beta X_i + \delta I_i + \gamma \lambda_i(\alpha_\varepsilon), \end{aligned} \quad (4)$$

em que:

5. Ver Cameron e Trivedi (2005, p. 539-543).

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

$$= \beta X_i + \delta I_i + \gamma_\lambda \lambda_i(\alpha_\varepsilon) + v_i.$$

Com isso, se os erros da equação (1) não forem iguais a zero, quaisquer estimativas feitas por mínimos quadrados ordinários (MQO) serão enviesadas, haja vista que $\rho \neq 0$. Nesse caso, a omissão do inverso da razão de Mills (IRM) que é representada por λ não permitiria estimar a equação sem captar o viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). Com tais ajustes, o segundo estágio do modelo permite que a equação de rendimentos seja escrita da forma que se segue:

$$\log_rendatrab_i = \beta X_i + \gamma \lambda_i + v_i, \quad (6)$$

em que $\log_rendatrab_i$ é o logaritmo natural da renda do trabalho de migrantes; X_i é um vetor de variáveis regressoras que é composto por variáveis de natureza socioeconômicas e demográficas; λ_i é o IRM com correção do viés de seleção amostral; e v_i é um vetor de erro estocástico da regressão ajustada. Assim, o ajuste desta equação se dá somente para o grupo de migrantes ($I=1$).

Se pelos resultados alcançados for constatado que os migrantes intermunicipais nordestinos compõem um grupo positivamente selecionado da população, será realizado contrafactual para o grupo de não migrantes. No primeiro estágio, ajusta-se a probabilidade de serem não migrantes; e, no segundo estágio, os determinantes da renda controlados pelo IRM da função de seleção dos não migrantes. O objetivo é captar os efeitos das características, das características não observáveis e da seletividade sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre migrantes e não migrantes.

Sequencialmente, recorre-se ao método de decomposição dos diferenciais de rendimentos, a partir da construção de contrafactual para a equação de não migrantes, sendo a variável dependente o $\log_rendatrab_i$, com o fito de se observar quais características impactam mais nos diferenciais de rendimentos do trabalho. As variáveis explanatórias são as mesmas componentes na equação de rendimentos dos migrantes. Com os resultados do cálculo dos rendimentos contrafactuais, foram decompostos, por características, os impactos de cada uma das variáveis observáveis e dos atributos produtivos não observáveis sobre os rendimentos do trabalho. A equação a seguir foi escrita para a decomposição (Cuttillo e Ceccarelli, 2012):

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

Os subíndices m e nm são atribuídos aos indivíduos migrantes e não migrantes, respectivamente; as matrizes \bar{X} são compostas pelas características médias dos migrantes e dos não migrantes; o vetor β apresenta o retorno às características contidas na matriz \bar{X} ; $\hat{\theta}_m$ e $\hat{\theta}_{nm}$ representa o valor do coeficiente do IRM dos

migrantes e dos não migrantes; $\hat{\lambda}_m$ e $\hat{\lambda}_{nm}$, a média do IRM dos migrantes e dos não migrantes, respectivamente; o \bar{Y}_{im} representa o retorno médio dos rendimentos do trabalho do migrante; e \bar{Y}_{inm} é o retorno médio do rendimento do trabalho dos não migrantes usado como contrafactual.

3 MIGRAÇÃO E PERFIL DO MIGRANTE E DO NÃO MIGRANTE INTERMUNICIPAL NO NORDESTE

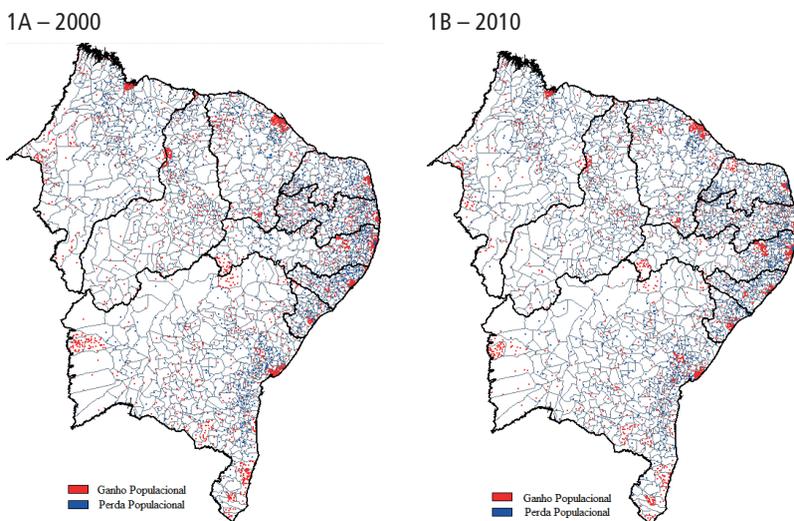
De acordo com a literatura nacional e internacional, na dinâmica migratória, salvo em casos em que a migração seja forçada, as regiões economicamente mais desenvolvidas são os mais importantes centros de atração de migrantes, ao longo dos anos. Apesar da redução dos fluxos, as áreas com atividades econômicas mais aquecidas são as que mais atraem migrantes em todo o mundo (Sjaastade, 1980; Lee, 1980; Martine, 1987). Por um lado, os efeitos da capacidade de atração de migrantes são positivos, uma vez que se eleva a oferta de trabalho e, conseqüentemente, há uma elevação da renda agregada nas escalas regionais das áreas receptoras; por outro lado, os problemas cíclicos afetam sobremaneira as regiões economicamente mais desenvolvidas; e, em crises, elas são as mais afetadas nos seus níveis de emprego e de distribuição de renda (Card, 2001).

As regiões economicamente não dinâmicas acabam emitindo quantidade substancial do fator de produção trabalho para outras regiões. Um dos problemas principais relacionados a essa questão é que, se comprovada a hipótese de seleção positiva migratória, as regiões emissoras expulsam fator de produção com habilidades diferenciadas positivamente. Isso faz com que elas permaneçam em situações desfavoráveis do ponto de vista do uso do fator na produção e se eleve o potencial econômico das regiões receptoras, haja vista que a força de trabalho migrante é detentora de elevado potencial não observável, que pode ser traduzido na melhora de sua capacidade produtiva, por meio do desempenho nas atividades laborais (Borjas, 1987; 1998; Chiswick, 1978; 1999; Ramalho, 2005; Silva *et al.*, 2016).

Nesses aspectos, a migração é substancialmente favorável às regiões receptoras, uma vez que eleva a capacidade produtiva local, e ainda é composta de força de trabalho com características não observáveis que a diferenciam da força de trabalho nativa no processo de produção. Assim sendo, as regiões originárias acabam por enviar o capital humano mais produtivo; e, conseqüentemente, se mantém o seu atraso relativo em relação às regiões receptoras. Esses resultados impactam negativamente nas diferenças de rendas regionais, e os efeitos positivos elencados pelas transferências de renda da força de trabalho para membros de suas famílias que ficam acabam não sendo suficientes para reduzir o *gap* dos diferenciais de rendimentos regionais (Cançado, 1999; Ramalho, 2005, Freguglia, 2007).

Os resultados plotados na figura 1 apresentam fortes evidências de que o movimento populacional ocorre em áreas economicamente mais dinâmicas no Nordeste. No ano 2000, é possível perceber que as áreas com ganho populacional – ou seja, nas quais o saldo migratório é positivo – se localizam sobretudo em áreas metropolitanas da região. Além dessas áreas, destacam-se as regiões do agronegócio na Bahia, Feira de Santana e seu entorno, área de fruticultura irrigada no vale do São Francisco (compreendendo Juazeiro, na Bahia, e Petrolina, em Pernambuco), a região do Cariri cearense e o norte do estado do Ceará; o oeste do Maranhão; a região de exploração de petróleo em solo no Rio Grande do Norte; e a região de Caruaru, em Pernambuco, entre outras.

FIGURA 1
Saldo migratório: ganho populacional ou perda populacional dos municípios do Nordeste (2000 e 2010)



Fonte: Microdados dos Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>. Elaboração dos autores.

Em 2010, a dinâmica populacional é registrada seguindo as mesmas direções já registradas no ano 2000. Porém, a intensidade dos fluxos se reduz em algumas áreas. Cabe registrar que, entre as capitais nordestinas, Recife e Natal apresentam saldo negativo. Ou seja, maior número de pessoas deixaram as capitais comparativamente ao número das que entraram. Isso pode resultar de várias questões de natureza socioeconômica, como maiores oportunidades em cidades da região metropolitana no entorno destas capitais, uma vez que todas as cidades metropolitanas apresentaram

saldo positivo; elevação substancial dos preços da terra urbana e de aluguéis ao longo dos anos; e aumento substancial da criminalidade, entre outras.

De fato, o que se pode observar é que a dinâmica populacional nordestina está inteiramente ligada à dinâmica econômica na região. O movimento segue padrões da migração nacional e internacional, mostrando haver correlação muito elevada entre mercado de trabalho e migração, conforme resultados encontrados por Silva Filho, Miyamoto e Maia (2017) no estado da Bahia. Nesse sentido, as áreas economicamente mais dinâmicas são fortes receptoras de mão de obra oriunda do movimento migratório registrado nos municípios do Nordeste.

No que se refere ao perfil da população residente nos municípios nordestinos, a tabela 1 traz informações por características socioeconômicas dessa população (migrantes ou não migrantes). Com o recorte etário de 18 a 60 anos, no ano 2000, a maior participação, tanto de migrantes quanto de não migrantes, era de pessoas do sexo masculino; raça/cor branca era maioria migrante (34%), comparativamente a 31% de não migrantes; a idade média dos migrantes era menor comparativamente à dos não migrantes. No ano de 2010, registra-se a mesma tendência: maior participação de homens, tanto migrantes quanto não migrantes; 32% dos migrantes declarados brancos, enquanto somente 29% dos não migrantes eram da mesma raça/cor; a idade média do migrante se eleva, em comparação ao ano 2000, e a da população não migrante também se eleva no mesmo ano, sendo menor para aqueles do que para estes.

Sobre a qualificação (educação formal) do capital humano entre migrantes e não migrantes residentes nos municípios nordestinos, é possível destacar que os migrantes eram mais bem qualificados. No ano 2000, os migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto registraram menor participação que os não migrantes, embora as taxas fossem muito elevadas, com 71% dos migrantes e 74% dos nativos nesta situação. Com ensino fundamental completo ou médio incompleto, os migrantes eram relativamente maioria, bem como com ensino médio completo e superior incompleto. Por sua vez, com ensino superior completo, migrantes e não migrantes no ano 2000 eram estatisticamente iguais. Em 2010, registra-se melhora substancial na educação formal da força de trabalho. Os migrantes são relativamente minorias menos escolarizadas, comparativamente aos não migrantes. Ademais, registrou-se redução substancial, tanto para migrantes quanto para não migrantes, daqueles na menor faixa de educação formal – com ensino fundamental completo e superior incompleto, bem como com ensino médio completo e superior incompleto. Entre aqueles com ensino superior, houve elevação da participação de ambos os grupos, sendo os migrantes maioria, em termos relativos. Isso ratifica estudos já desenvolvidos no Brasil, em que os resultados confirmam que os migrantes

são mais escolarizados (Maciel e Oliveira, 2011; Gama e Machado, 2014; Gama e Hermeto, 2017; Silva Filho, 2017).

TABELA 1
Caracterização socioeconômica e demográfica da população com idade entre 18 e 60 anos nos municípios do Nordeste (2000 e 2010)

Variáveis	2000		2010	
	Migrante	Não migrante	Migrante	Não migrante
Sexo	0,66	0,68	0,63	0,61
Racacor	0,34	0,31	0,33	0,29
Idade	31,46	33,91	32,41	35,19
Idade ²	1.106,83	1.292,63	1.155,59	1.365,11
Seminstfundinc	0,72	0,76	0,42	0,47
Fundcompmedinc	0,12	0,11	0,17	0,16
Medcompsupinc	0,15	0,13	0,30	0,29
Supcomp	0,01	0,01	0,11	0,08
Chefedom	0,50	0,51	0,48	0,45
Estadocivil	0,35	0,40	0,34	0,38
Filho	0,17	0,27	0,12	0,23
MA	0,13	0,12	0,12	0,11
PI	0,07	0,07	0,06	0,07
CE	0,14	0,14	0,13	0,14
RN	0,07	0,05	0,09	0,07
PB	0,08	0,07	0,08	0,09
PE	0,14	0,14	0,15	0,15
AL	0,08	0,07	0,05	0,05
SE	0,04	0,04	0,05	0,04
BA	0,26	0,28	0,28	0,27
Rendatrab	761,02	609,87	1029,73	757,46
Ln_rendatrab	5,83	5,66	6,33	6,10

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>. Elaboração dos autores.

No que se refere à renda do trabalho, a do migrante é superior à do não migrante em ambos os anos. Isso pode resultar do maior investimento em migração – melhor escolaridade dos migrantes (Maciel e Oliveira, 2011), mas pode também refletir atributos produtivos não observáveis inerentes aos migrantes, conforme resultados já encontrados na literatura nacional (Freguglia, 2007; Freguglia e Menezes-Filho,

2012; Silva Filho, 2017). É importante destacar que se elevam os diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais nordestinos entre 2000 e 2010. No primeiro ano, um migrante recebia rendimentos oriundos do trabalho, em média, de R\$ 150,02 a mais que os nativos. No ano de 2010, elevou-se a discrepância, e a diferença era de R\$ 186,40, mesmo que a renda média de ambos os grupos tenha melhorado.

Os estados com maior participação de migrantes são Bahia, Pernambuco, Ceará e Maranhão, no ano 2000. Em 2010, os mesmos estados mantêm as participações relativas, sendo que a do Maranhão se reduz em 1 ponto percentual (p.p.) e a da Bahia se eleva em 2 p.p. Esses quatro estados apresentam participação em destaque no cenário das migrações nordestinas e nacionais. Foram estados potencialmente emissores de mão de obra, e que, com a melhora nos níveis de desenvolvimento socioeconômico da região, vêm apresentando constante redução dos fluxos migratórios, sendo o Nordeste a região brasileira com maiores registros de migração de retorno (Oliveira e Jannuzzi, 2005; Justo *et al.*, 2012; Queiroz e Baeninger, 2013).

4 PROBABILIDADE DE MIGRAÇÃO E SELEÇÃO NA DINÂMICA MIGRATÓRIA INTERMUNICIPAL NO NORDESTE

As características socioeconômicas e demográficas que impactam na probabilidade de migração são relativamente semelhantes em estudos desta natureza. O sexo, a idade, a raça/cor, os níveis de escolaridade, a região de residência, o estado civil, a condição no domicílio, entre outras, são características quase comuns em estudos que analisam diferenciais de rendimentos, a partir de características socioeconômicas e demográficas da população (Gama e Machado, 2014; Silva *et al.*, 2016; Gama e Hermeto, 2017; Silva Filho, 2017). Porém, o impacto que tem cada uma destas variáveis é relativamente diferente, uma vez que seus resultados afetam em proporções diversas a possibilidade de um indivíduo migrar, dependendo sobremaneira do espaço e do tempo a serem analisados.

No que se refere ao sexo, é possível identificar que os resultados registrados pelos coeficientes desta variável, em ambos os anos, mostram que se eleva a probabilidade de migração dos homens nos municípios nordestinos. No primeiro ano, a probabilidade de um homem ser migrante era de 0,051 p.p., elevando-se para 0,113 p.p. no último ano. Esses resultados divergem dos encontrados por Silva Filho (2017) para o Brasil, bem como daqueles registrados por Gama e Machado (2014) para o estado de Minas Gerais, onde se reduz a diferença da probabilidade de migração entre os sexos.

No que se refere à probabilidade de migração por raça/cor, a probabilidade de um branco ser migrante intermunicipal é maior que a de um não branco, em ambos

os anos. Outrossim, o valor do coeficiente se eleva no ano de 2010, mostrando haver elevação nas diferenças raciais no que concerne à decisão de migração. Ou seja, cresce a probabilidade de um branco ser migrante em detrimento de um não branco, no período intercensitário. Ademais, a probabilidade de migração se reduz com a idade, apesar dos baixos valores registrados para os coeficientes em ambos os anos. Destarte, à medida que a população vai envelhecendo, a probabilidade de migração intermunicipal vai se reduzindo no Nordeste.

A escolaridade corrobora a decisão de migração em ambos os anos. Quanto mais escolarizados, maior a probabilidade de serem migrantes, independentemente da faixa de escolaridade, tendo como referência os sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Porém, é pertinente destacar que, mesmo positiva para as duas primeiras faixas de escolaridade (ensino fundamental completo e médio e incompleto; e médio completo e superior incompleto), a probabilidade de ser migrante em relação à categoria de referência mantém-se constante para a primeira e se reduz para a segunda: é de 0,06 p.p., aproximadamente, para aquela, e se reduz de 0,11 para 0,09 p.p. para este, no período intercensitário. Por seu turno, para os que tinham curso superior completo, a probabilidade de ser migrante, em comparação aos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, era de 0,28 e se eleva para 0,30 p.p. no primeiro e no último ano, respectivamente.

TABELA 2

Estimativas da probabilidade de migração para os municípios do Nordeste nos Censos Demográficos (2000 e 2010)

Variáveis	Variável dependente: migração	
	2000	2010
Constant	-0,564*** (0,013)	-0,617*** (0,017)
Sexo	0,051*** (0,003)	0,113*** (0,003)
Racacor	0,057*** (0,003)	0,074*** (0,003)
Idade	-0,018*** (0,001)	-0,029*** (0,001)
Idade ²	0,00004*** (0,00001)	0,0002*** (0,00001)
Fundcompmedinc	0,057*** (0,004)	0,062*** (0,004)
Medcompsupinc	0,119*** (0,004)	0,090*** (0,004)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: migração	
	2000	2010
Supcomp	0,283*** (0,012)	0,302*** (0,005)
Chefedom	-0,113*** (0,004)	-0,063*** (0,003)
Estadocivil	-0,140*** (0,003)	-0,134*** (0,003)
Filho	-0,627*** (0,004)	-0,699*** (0,005)
PI	-0,035*** (0,006)	-0,056*** (0,007)
CE	-0,046*** (0,005)	-0,068*** (0,006)
RN	0,066*** (0,006)	0,090*** (0,007)
PB	-0,012** (0,006)	-0,041*** (0,007)
PE	-0,060*** (0,005)	-0,029*** (0,006)
AL	-0,022*** (0,006)	-0,053*** (0,008)
SE	-0,033*** (0,007)	0,013* (0,008)
BA	-0,072*** (0,004)	0,001 (0,005)
Observações	2.036.083	1.790.542
rho	-0,329	-0,338
Inverse Mills Ratio	-0,299*** (0,012)	-0,284*** (0,013)

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>. Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

No que concerne à condição no domicílio (Chefedom) e ao estado civil, registra-se redução na probabilidade de migração em relação aos seus comparativos (solteiro ou outro; e outro tipo de condição no domicílio). Esses resultados convergem com o estudo de Mincer (1978), o qual confirma que, depois da união conjugal, a decisão de migração passa a ter caráter mais coletivo e há menor probabilidade de migração

para cônjuges em relação a solteiros. Ademais, em relação à condição no domicílio, os resultados convergem com os de Silva Filho (2017), referentes ao Brasil.

No que se refere à probabilidade de ser migrante intermunicipal no Nordeste, tendo como referência o estado do Maranhão (omitido no modelo), residir em um município do Piauí, do Ceará, da Paraíba, de Pernambuco ou de Alagoas reduz a probabilidade de ser um migrante intermunicipal, comparativamente a um residente em um município do estado do Maranhão, em ambos os anos. Os estados de Sergipe e da Bahia, este último só no ano de 2010, não apresentaram significância estatística. Residir em um município da Bahia reduz a probabilidade de ser migrante, comparativamente a um residente em um município do Maranhão, no ano 2000. Por sua vez, um residente de um município no estado do Rio Grande do Norte tem maior probabilidade de ser migrante, comparativamente a um residente em um município do estado referência.

No segundo estágio de Heckman (1979), é estimada a equação de determinação dos diferenciais de rendimentos. Pelos resultados plotados na tabela 3, é possível afirmar que os homens migrantes intermunicipais no Nordeste ganhavam 37% a mais que as mulheres migrantes no ano 2000; e 43% a mais em 2010. Foi registrada elevação nos diferenciais de rendimentos do trabalho entre homens e mulheres migrantes intermunicipais no Nordeste, divergindo de resultados encontrados por Silva Filho (2017) para o Brasil. A probabilidade de ser migrante intermunicipal no Nordeste elevou-se entre homens e mulheres (primeiro estágio); outrossim, elas, quando migram, auferem rendimentos do trabalho inferior ao dos homens migrantes, resultados que convergem com uma série de estudos nacionais e internacionais, mas as diferenças são mais acentuadas no Nordeste do Brasil. Tais resultados divergem dos encontrados em outros trabalhos (Brown, Moon e Zoloth, 1980; Macpherson e Hirsch, 1995; Neuman e Weisberg, 1998; Gama e Hermeto, 2017).

A raça/cor também apresentou coeficientes elevados, denunciando diferenciais salariais muito grandes entre brancos e não brancos, em favor daqueles, sendo esses resultados convergentes com alguns estudos nacionais e internacionais (Reimers, 1983; Soares, 2000; Crespo e Reis, 2004; Kim, 2010). No ano 2000, ser migrante de raça/cor branca conferia *gap* salarial de 19% a mais que os rendimentos do trabalho de um migrante não branco. No ano de 2010, os resultados mostram redução significativa, mas ainda há um *gap* de 12% em favor dos rendimentos do trabalho de um migrante branco, comparativamente a um migrante não branco.

No que se refere à idade, esta apresenta relação positiva com a renda em ambos os anos. Os resultados mostram que, no ano 2000, um ano a mais impactava em 6% a mais na renda de um migrante intermunicipal no Nordeste. No ano de 2010, o coeficiente registrado se manteve em 6%. Ademais, a variável idade² mostra que

a renda cresce com a idade, mas passa a decair a partir de alguns anos, sendo que essa relação vai assumindo um formato de U invertido.

A escolaridade é um importante determinante nos diferenciais de rendimentos⁶ entre os migrantes mais e os menos escolarizados residentes nos municípios nordestinos. Para os que declararam ter ensino fundamental completo e ensino médio incompleto, os salários eram de 70% no primeiro e 41% no segundo ano, maiores que aqueles auferidos por migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto (categoria de referência). Por seu turno, entre os que declararam ter ensino médio completo e superior incompleto, os diferenciais salariais eram de 217,1%, no ano 2000, e de 113,1%, em 2010, maiores que os rendimentos do trabalho recebidos por migrantes que estavam na primeira faixa de escolaridade. Os migrantes que declararam ter ensino superior registraram rendimentos oriundos do trabalho de 786,40% e 467,46% a mais que os migrantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto, em 2000 e em 2010, respectivamente. Pelos resultados, fica evidente que a escolaridade impacta substancialmente nos diferenciais de rendimentos entre migrantes intermunicipais no Nordeste. O investimento em migração é, assim, importante determinante de melhores rendimentos no trabalho, quando a migração está consolidada.

TABELA 3

Estimativa do segundo estágio de Heckman sobre a determinação da renda do trabalho dos migrantes no Nordeste (2000 e 2010)

Variáveis	Variável dependente = Ln_rendatrab	
	2000	2010
Constant	4,483*** (0,028)	4,698*** (0,033)
Sexo	0,373*** (0,005)	0,431*** (0,005)
Racacor	0,185*** (0,004)	0,116*** (0,005)
Idade	0,055*** (0,001)	0,062*** (0,001)
Idade ²	-0,001*** (0,00002)	-0,001*** (0,00002)
Fundcompmedinc	0,533*** (0,006)	0,349*** (0,007)

(Continua)

6. Para o cálculo dos valores informados no artigo, foi usada a função exponencial natural, conforme sugere a literatura, a partir dos coeficientes apresentados na tabela 3, nas variáveis referentes à escolaridade.

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente = Ln_rendatrab	
	2000	2010
Medcomsupinc	1,154*** (0,006)	0,756*** (0,006)
Supcomp	2,182*** (0,018)	1,736*** (0,009)
Chefedom	0,170*** (0,005)	0,100*** (0,005)
Estadocivil	0,147*** (0,005)	0,124*** (0,005)
PI	-0,076*** (0,009)	-0,146*** (0,011)
CE	0,075*** (0,008)	-0,066*** (0,009)
RN	0,163*** (0,010)	0,023** (0,010)
PB	0,025*** (0,009)	-0,088*** (0,010)
PE	0,215*** (0,008)	0,095*** (0,009)
AL	0,089*** (0,009)	0,013 (0,013)
SE	0,137*** (0,012)	0,034*** (0,012)
BA	0,223*** (0,007)	0,069*** (0,008)
Observações	2.036.083	1.790.542
rho	-0,329	-0,338
Inverse Mills Ratio	-0,299*** (0,012)	-0,284*** (0,013)

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>.

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Desvio-padrão entre parênteses.

2. Estatisticamente significante no nível de: * 10%; ** 5%; e *** 1%.

Os coeficientes relacionados ao estado em que a pessoa é migrante intermunicipal denotam que um migrante intermunicipal do Ceará, da Paraíba, de Pernambuco, de Alagoas, de Sergipe e da Bahia auferem rendimentos superiores a um migrante intermunicipal no estado do Maranhão no ano 2000, e somente um migrante intermunicipal no Piauí auferia rendimentos do trabalho inferiores a um migrante intermunicipal no estado referência. Em 2010, migrantes intermunicipais do Piauí, do Ceará e da Paraíba auferiam

rendimentos do trabalho inferiores a migrantes intermunicipais no Maranhão. Nos demais estados, os rendimentos do trabalho dos migrantes intermunicipais eram superiores àqueles auferidos pelos migrantes intermunicipais no Maranhão. Destaque-se, todavia, que não houve significância estatística para o estado de Alagoas em 2010. Dessa maneira, é possível afirmar que, mesmo as probabilidades de migração intermunicipal (tabela 2) sendo menores para os residentes em outros estados do Nordeste, em detrimento da categoria de referência, quando esses indivíduos migram, auferem rendimentos do trabalho superiores àqueles registrados para os migrantes da categoria de referência em quase todos os estados da região (tabela 3).

5 DECOMPOSIÇÃO DOS DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS ENTRE MIGRANTES E NÃO MIGRANTES INTERMUNICIPAIS NO NORDESTE

Os resultados plotados na tabela 4 são referentes à decomposição dos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais nordestinos. Para a decomposição, foram utilizadas as regressões contrafactuais, que estimaram as probabilidades e os diferenciais de rendimentos dos não migrantes. Alguns autores, como Neuman e Oaxaca (2005), sugerem isolar-se o efeito da seletividade e se analisarem somente os efeitos características e coeficientes. Porém, neste artigo, tem-se como base a sugestão de Cuttillo e Ceccarelli (2012), em que a decomposição é feita a partir da soma dos efeitos *características*, *coeficientes* e *seletividade*.

Nesse sentido, é possível perceber que o investimento em migração (escolaridade), ou as demais características dos migrantes e dos não migrantes, conferem diferenciais de rendimentos em favor dos não migrantes, uma vez que os registros mostram valores de -0,257, no primeiro ano, e -0,002% no segundo ano. Ou seja, em ambos os anos, as características foram favoráveis aos retornos do trabalho para os não migrantes, em detrimento dos migrantes. Pode-se afirmar que há discriminação contra os migrantes intermunicipais nordestinos, e que estas são maiores no último ano, comparativamente ao primeiro.

TABELA 4

Decomposição dos efeitos marginais das características observáveis e não observáveis e da seletividade sobre os diferenciais de rendimentos de migrantes e não migrantes (2000 e 2010)

Efeitos	2000		2010	
	Características	Coeficientes	Características	Coeficientes
Sexo	0,001	-0,008	0,038	0,009
Racacor	0,008	0,005	0,003	0,004
Idade	-0,237	-0,135	0,000	-0,172
Idade ²	0,000	0,186	0,000	0,210
Fundcompmedinc	-0,004	0,006	-0,012	0,004

(Continua)

(Continuação)

Efeitos	2000		2010	
	Características	Coefficientes	Características	Coefficientes
Medcompsupinc	0,000	0,023	-0,015	0,013
Supcomp	-0,002	0,009	0,006	0,049
Chefedom	0,007	-0,001	0,008	0,002
Estadocivil	0,003	-0,007	0,009	-0,005
PI	-0,001	0,000	-0,005	0,001
CE	-0,004	0,000	-0,005	0,001
RN	-0,004	0,002	-0,005	0,000
PB	-0,003	0,000	-0,007	0,001
PE	-0,008	-0,001	-0,006	0,000
AL	-0,009	0,000	-0,006	0,000
SE	-0,002	0,000	-0,003	0,000
BA	-0,001	-0,004	-0,003	0,000
Efeito característica	-	-0,257	-	-0,002
Efeito coeficientes	-	0,076	-	0,117
Efeito seletividade	-	0,628	-	0,629
Efeito total	-	0,447	-	0,744

Fonte: Microdados do Censos Demográficos 2000 e 2010. Disponível em: <<https://bit.ly/3zzBH4p>>. Elaboração dos autores.

As características não observáveis (efeitos coeficientes) explicavam 8% (em 2000) e 12% (em 2010) dos diferenciais de rendimentos do trabalho entre migrantes e não migrantes, em favor daqueles. Por seu turno, o efeito seletividade respondeu por 0,628% e 0,629%, em 2000 e em 2010, respectivamente. Ou seja, pelos resultados, os migrantes apresentam características não observáveis que afetam os diferenciais de rendimentos, bem como a seletividade positiva migratória afeta também nos diferenciais de rendimentos, não incidindo somente na decisão de migração. Destarte, as características seletivas que corroboram a decisão de migração também impactam positivamente nos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes intermunicipais no Nordeste, no período intercensitário.

Os efeitos totais conferem diferenciais de rendimentos superiores em favor dos migrantes, da ordem de 45%, no primeiro, e de 74% no segundo ano em apreço. Há diferenciais de rendimentos, e é possível perceber que os resultados sugerem uma elevação, dada pelas características de ambos os grupos; pelas características não observáveis; e pela seletividade ao longo do período intercensitário. Há, assim, aumento de todos os efeitos que atingem diretamente a renda de ambos os grupos, provocando a disparidade registrada entre eles.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os objetivos deste artigo foram estudar a dinâmica migratória intermunicipal nordestina e a hipótese de seleção positiva migratória nos municípios da região. Os dados dos Censos Demográficos do Brasil de 2000 e de 2010 foram utilizados em um modelo empírico com correção de viés de seleção amostral proposto por Heckman (1979). O primeiro estágio analisou a probabilidade de migração, e o segundo estágio, os diferenciais de rendimentos entre aqueles que migraram. Os resultados encontrados, a partir da significância estatística do IRM, confirmaram a hipótese de que o migrante intermunicipal nordestino faz parte de um grupo positivamente selecionados da população, não sendo, portanto, uma amostra aleatória da população. A partir disso, aplicou-se a decomposição dos diferenciais de rendimentos entre migrantes e não migrantes.

A importância do método utilizado neste estudo advém do fato de que é possível captar os efeitos de características não observáveis como determinantes da decisão de migração. Ou seja, é comum considerar, em estudos sobre o tema, que o investimento em migração – qualificar-se via educação formal – é a variável mais relevante. Contudo, estudos clássicos que se utilizam da correção do viés de seleção apresentam resultados inovadores no que concerne aos efeitos de características não observáveis dos indivíduos na decisão de migração.

Com efeito, é possível que, mesmo se tratando de uma parcela de migrantes mais escolarizados, em média, que os seus pares, os efeitos não observáveis é que afetaram diretamente na decisão de migração, conforme a significância estatística do IRM. Ou seja, não necessariamente foi o investimento em migração, mas a ambição, o entusiasmo, a persistência e a determinação que se revelaram decisivos para a busca por melhores oportunidades de trabalho em outros municípios da região Nordeste.

Os principais resultados mostram que as características socioeconômicas e demográficas da população apresentam impactos na probabilidade de ser migrante – ou seja, a probabilidade de ser migrante em relação ao sexo, assim como à raça/cor do indivíduo (branco ou não branco). Nesse sentido, ser homem aumentou a probabilidade de migração tanto em 2000 e quanto em 2010, em relação a ser mulher. Por sua vez, em relação a raça/cor, o fato de ser branco aumentou a probabilidade de ser migrante, tanto no primeiro quanto no último ano em apreço.

A mudança de faixa de escolaridade aumenta a probabilidade de migração intermunicipal no Nordeste. Isso implica que, à medida que a força de trabalho vai se qualificando, cada vez mais deixa seu local de origem em busca de outro destino. Isso pode ser associado aos achados discutidos na literatura, haja vista que os municípios que qualificam sua população não são necessariamente os que usufruem da força de trabalho qualificada. Isso é resultado de baixa oportunidade

de trabalho nas regiões originárias, e, à medida que a força de trabalho se qualifica, a migração é uma alternativa para ocupação no mercado de trabalho.

Ademais, a probabilidade de migração se reduz para casados, comparativamente a solteiros, e para residentes em municípios de qualquer estado do Nordeste – com exceção do Rio Grande do Norte –, em comparação a residentes em municípios do Maranhão. Todavia, a probabilidade de ser migrante se reduz, quando se compara o ano 2000 ao de 2010, para os residentes de todos os municípios dos estados nordestinos, comparativamente aos residentes de municípios maranhenses.

Em relação aos diferenciais de rendimentos, é importante destacar que as características socioeconômicas e demográficas que impactavam mais levemente na decisão de migração têm importante respaldo para explicá-los. Um migrante do sexo masculino ganha, em média, mais que um migrante do sexo feminino no ano 2000 e no ano de 2010. Da mesma forma, um migrante branco auferiu rendimentos do trabalho substancialmente mais elevados que um migrante não branco, tanto no primeiro quanto no último ano, sendo que se registrou elevação do *gap* no período intercensitário.

A idade e a escolaridade também apresentam impacto sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho entre os migrantes. De acordo com os resultados, os maiores diferenciais de rendimentos seriam explicados pelas diferenças de escolaridade entre os migrantes de um município para outro no Nordeste. Isso confirma que a educação formal é um dos principais determinantes na promoção de diferenciais de retornos salariais no mercado de trabalho. No caso dos migrantes intermunicipais nordestinos, a mudança para faixas de escolaridade mais altas amplia substancialmente seus rendimentos, comparativamente aos sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Além disso, migrantes intermunicipais nos estados do Nordeste, com exceção do Piauí, auferem rendimentos do trabalho superiores a um migrante intermunicipal no Maranhão no ano 2000; em 2010, somente os estados do Piauí, do Ceará e da Paraíba acusam rendimentos oriundos do trabalho para migrantes inferiores àqueles auferidos no Maranhão.

A decomposição dos diferenciais de rendimentos, entre migrantes e não migrantes, acusou que, com exceção das características observáveis, as não observáveis e a componente de seletividade corroboram diferenciais de rendimentos em favor dos migrantes, comparativamente aos nativos. Assim, tanto o investimento em migração (maior escolaridade dos migrantes, por exemplo) quanto as características não observáveis (efeitos coeficientes), bem como a componente de seletividade, que impactam na decisão de migração, também impactaram nos diferenciais de rendimentos do trabalho.

Em síntese, os resultados sugerem que a migração é uma forma de auferir melhores rendimentos do trabalho, e que a dinâmica migratória intermunicipal no

Nordeste se fundamenta em um conjunto de características observáveis (melhora na educação formal e busca por trabalho ou melhores condições de trabalho) e não observáveis (por exemplo, maior ousadia, ambição e entusiasmo), que atuam na decisão de migração e que impactam nos diferenciais de rendimentos do trabalho nos locais de destino.

Considerando-se a ausência de estudos para testar a hipótese de seleção migratória intermunicipal no Nordeste, bem como a ausência, até o momento, de estudos que tenham utilizado controle de viés de seleção amostral, este artigo é relevante, tanto por contribuir com a literatura vigente acerca da migração, quanto por utilizar um método robusto para corrigir viés de seleção e controlar os efeitos observáveis e não observáveis que afetam a decisão de migração e que corroboram diferenças de rendimentos do trabalho entre os migrantes intermunicipais nordestinos. Contudo, não se esgota aqui a possibilidade de novas abordagens, com novos métodos e novo foco no objeto em análise.

REFERÊNCIAS

AXELSSON, R.; WESTERLUND, O. 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. **Education, job search and migration**. Columbia: University of Missouri, 2003.

BORJAS, G. Self-selection and the earnings of immigrants. **American Economic Review**, v. 77, n. 4, p. 531-553, Sept. 1987.

_____. **The economic progress of immigrants**. Cambridge, MA: NBER, Apr. 1998. (Working Paper Series, n. 6506).

BROWN, R. S.; MOON, M.; ZOLOTH, B. S. Incorporating occupational attainment in studies of male-female earnings differentials. **Journal of Human Resources**, v. 15, n. 1, p. 3-28, 1980.

CAMBOTA, J. N.; PONTES, P. A. O papel da migração interna na convergência de rendimentos do trabalho no Brasil, no período de 1994 a 2009. **Revista EconomiA**, v. 13, n. 1, p. 131-147, jan.-abr. 2012.

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

CANÇADO, J. P. Migrações e convergência no Brasil: 1960-1991. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro v. 53, n. 2, p. 211-236, abr.-jun. 1999.

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

CHISWICK, B. The effect of americanization on the earnings of foreign-born man, **Journal Political Economy**, Chicago, v. 86, n. 5, p. 897-921, Oct. 1978.

_____. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, May 1999.

CRESPO, A. R. V.; REIS, M. C. Decomposição do componente de discriminação na desigualdade de rendimentos entre raças nos efeitos idade, período e coorte. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 32., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...**, João Pessoa: Anpec, 2004.

CUTILLO, A.; CECCARELLI, C. The internal relocation premium: are migrants positively or negatively selected? evidence from Italy. **Journal of Applied Statistics**, v. 39, n. 6, p. 1263-1278, June 2012.

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

FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as rendas *per capita* no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 15, n. 4, 1995.

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

FREGUGLIA, R. da S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. 135 f. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES FILHO, N. A. Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity: evidence from Brazil. **Ann Reg Sci**, v. 49, p.17-34, 2012.

GAMA, L. C. D.; HERMETO, A. M. 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. 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. 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.; ARBACHE, J. A picture of wage inequality and the allocation of labor through a period of trade liberalization: the case of Brazil. **World Development**, v. 29, n. 11, p. 1923-1939, 2001.

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

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-163, Jan. 1979.

JUSTO, W. R.; FERREIRA, R. A.; LIMA, C. F.; MARTINS, G.N. Os determinantes da migração e da migração de retorno intermunicipal no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 15., 2012. **Anais...** Porto de Galinhas, Ipojuca-PE: ANPEC, 2012.

KIM, C. 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**, v. 38, n. 4, p. 619-651, 2010.

LEE, E, S. Uma teoria sobre a migração, *In*: MOURA, H. A. (Org.). **Migração interna: textos selecionados**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil S/A, 1980.

LEWIS, W. A. O desenvolvimento econômico com oferta ilimitada de mão de obra. *In*: AGARWALA, A. N.; SINGH, S. P. **A economia do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Forense, 1969.

LIMA E SILVA, Y. C.; SILVA FILHO, L. A.; CAVALCANTI, D. M. Migração, seleção e diferenciais de renda na região norte do Brasil em 2010. *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS DA POPULAÇÃO, 10., 2016, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: ABEP, 2016.

MACIEL, F. T.; OLIVEIRA, A. M. H. C. Migração interna e seletividade: uma aplicação para o Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 39., 2011, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2011.

MACPHERSON, D. A.; HIRSCH, B. T. Wages and gender composition: why do women's jobs pay less? **Journal of Labor Economics**, v. 13, n. 3, p. 426-471, July 1995.

MARTINE, G. Migração e metropolização. **São Paulo em Perspectiva**, v. 1, n. 2, p. 28-31, jul.-set. 1987.

MINCER, J. (Org.). **Shooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic, 1971. Disponível em: <<https://bit.ly/3i2q642>>. Acesso em: out. 2016.

MINCER, J. Family migration decisions. **The Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, Out. 1978.

NEUMAN, S.; WEISBERG, J. Gender wage differentials and discrimination among Israeli managers. **International Journal of Manpower**, v. 19, n. 3, p. 161-70, 1998.

NEUMAN, S.; OAXACA, R. L. Wage differentials in the 1990s in Israel: endowments, discrimination, and selectivity. **International Journal of Manpower**, v. 26, n. 3, p. 217-236, 2005.

QUEIROZ, S. N.; BAENINGER, R. A. Migração de retorno: o caso recente das migrações cearenses. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, p. 833-850, 2013.

RAMALHO, H. M. B. **Migração, seleção e desigualdade de renda**: evidências para o Brasil metropolitano a partir do Censo Demográfico 2000. 2005. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2005.

REIMERS, C. W. Labor market discrimination against Hispanic and black men. **The Review of Economics and Statistics**, v. 56, n. 4, p. 570-579, 1983.

RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26., 2004, João Pessoa, Paraíba. **Anais...** João Pessoa: SBE, 2004.

SANTOS JUNIOR, E. R. **Migração e seleção**: o caso do Brasil. 2002. Dissertação (Mestrado) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

SILVA FILHO, L. A.; MIYAMOTO, B. C. B.; MAIA, A. G. Condicionantes socioeconômicos da imigração nos municípios do estado da Bahia: 2000-2010. **Revista Desenharia**, v. 14, p. 29-57, 2017.

SILVA FILHO, L. A. **Migração**: inserção socioeconômica, condição de atividade e diferenciais de rendimentos no Brasil. 2017. 130 f. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2017.

SJAASTAD, L. A. Os custos e os retornos da migração, *In*: MOURA, H. A. (Org). **Migração interna**: textos selecionados. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil S/A, 1980.

SOARES, S. S. D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, nov. 2000 (Texto para Discussão, n. 769).

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

CARD, D. Is the new immigration really so bad? **The Economic Journal**, v. 115, n. 507, p. 300-323, Nov. 2005.

GREENE, W. H. (Org.). **Econometric analysis**. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 828 p.

Originais submetidos em: mar. 2019.

Última versão recebida em: jun. 2020.

Aprovada em: jun. 2020.