

MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENCIAIS DE RENDIMENTOS DO TRABALHO NO CENTRO-OESTE DO BRASIL – 2000/2010¹

Área 14: População, migração e desenvolvimento

Luís Abel da Silva Filho

Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA
Doutor em Ciências Econômicas pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de
Campinas –UNICAMP
abeleconomia@hotmail.com

Patrick Leite Santos

Economista pela Universidade Regional do Cariri – URCA; Mestre e Doutorando em
Economia pela Universidade Federal de Uberlândia – UFU
patrickeconomia@hotmail.com

Denis Fernandes Alves

Economista pela Universidade Regional do Cariri – URCA; Mestrando em Economia pela
Universidade Federal do Rio Grande do Norte – UFRN
denis_fernandes@outlook.com

Bruno César Brito Miyamoto

Professor do Instituto Federal do Rio Grande do Sul
Doutor em Economia Agrícola pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de
Campinas –UNICAMP
miyamototup@gmail.com

Jaim José da Silva Junior

Professor Adjunto do curso de Gestão de Agronegócios na Universidade de Brasília. Doutor em
Ciências Econômicas pelo Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas –
UNICAMP
jaimjunior@gmail.com

Resumo: Este artigo tem como objetivo testar a hipótese de seleção positiva migratória intermunicipal na região Centro-Oeste do Brasil. Como estratégia empírica é estimado um modelo econométrico a partir do método de seleção amostral de Heckman utilizando-se os dados de migração intermunicipal extraídos dos Censos Demográficos do Brasil nos anos 2000 e 2010. Os resultados mostram que o migrante intermunicipal da região Centro-Oeste do Brasil é positivamente selecionado e que as características não observáveis afetam a decisão de migração.

Palavras-chave: Migração. Seleção. Centro-Oeste.

Abstract: This article aims to test the hypothesis of positive intermunicipal migration selection in the Central-West region of Brazil. As an empirical strategy, an econometric model is estimated from the Heckman sample selection method using the intermunicipal migration data obtained by the Demographic Census of Brazil in the years 2000 and 2010. The results show that the inter-municipal migrant from the Central-West region of Brazil is

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

positively selected and that the unobservable productive characteristics that affect the migration decision.

Keywords: *Migration. Selection. Center-West.*

Classificação JEL: J0. J61.

1. Introdução

Os fatores determinantes da decisão de migrar são recorrentemente estudados pela literatura econômica nacional e internacional dedicada ao tema da migração do capital humano. Entre as diversas formulações teóricas, duas principais se destacam: uma que aborda a migração como sendo determinada por questões estruturais da economia – Teoria da segmentação ou dualidade do mercado de trabalho; e outra, que analisa a migração como uma decisão de natureza individual – Teoria do capital humano (MASSEY *et al.*, 1993). Entre essas, a ótica da decisão individual é a mais difundida e concentra o maior número de pesquisas empíricas realizadas (SANTOS *et al.*, 2010).

Na literatura econômica internacional, a discussão predominante, que inseriu a questão da migração na ótica da teoria do capital humano, compreende a migração como um investimento feito por agentes que buscam em seus lugares de destino remunerações superiores àquelas auferidas no lugar de origem (SJAASTAD, 1962; HARRIS E TODARO, 1970; STARK, 1991; BECKER, 1993). Nesta perspectiva, a migração é, além de uma forma de mobilidade da força de trabalho, um investimento em capital humano, que resulta do conhecimento e experiências adquiridos pelos migrantes durante a transição e nos locais de destinos (BECKER, 1993). Outrossim, é relevante destacar que os custos da migração são limitativos à mobilidade no tempo e no espaço.

No que pertine aos custos da migração, estes são compostos por custos monetários e não monetários, sendo o segundo imensurável pela ótica quantitativa do processo (SJAASTAD, 1962). Os principais custos da migração estão sobremaneira compreendidos pela saída das regiões originárias, diante de incertezas quanto ao futuro no destino (BORJAS, 1989). Desta forma, o custo subjetivo em deixar a origem para outro destino é substancialmente elevado para parte da força de trabalho e isso acaba sendo um importante determinante da decisão de migração (SJAASTAD, 1962).

Por esta perspectiva, entende-se que a migração produz resultados seletivos sobre o capital humano em âmbito regional. Uma vez que os indivíduos migrantes detêm características não observáveis que afetam a decisão de migração, adota-se o pressuposto de que a força de trabalho migrante é mais ambiciosa, tomadora de riscos, determinada e persistente que indivíduos não migrantes com características socioeconômicas observáveis semelhantes (BORJAS, 1987; DUSTMANN; GLITZ, 2011). Neste contexto, os custos subjetivos da migração são superados e há uma seleção positiva dos migrantes que contribui para a elevação do capital humano e do desenvolvimento regional (RAVENSTEIN, 1885; LEE, 1966).

Na literatura econômica nacional não há consenso acerca dos fatores determinantes da seleção positiva migratória interna, apesar da relevante quantidade de autores que afirmam que os migrantes brasileiros são positivamente selecionados (FREGUGLIA, 2007; GAMA; MACHADO, 2014; SILVA FILHO *et al.*, 2019). Cabe, pois, considerar que estes estudos recorrem à base de dados diferentes, apesar de utilizarem métodos semelhantes para testar esta hipótese. Assim, os resultados podem apresentar diferenças quanto à hipótese de seleção

migratória, haja vista que, em muitos estudos, o tempo, bem como a distância da migração são fatores relevantes e não considerados pelos modelos.

Assim sendo, este artigo visa testar a hipótese de seleção migratória na região Centro-Oeste do Brasil nos anos de 2000 e 2010. A escolha da região e do período deveu-se principalmente em função do seu processo de povoamento recente, fortemente marcado por processos migratórios, ligados tanto à expansão da fronteira agrícola como à ocupação urbana. Como estratégia empírica propõe-se a estimação de um modelo econométrico a partir do método de seleção amostral de Heckman (1979) utilizando-se os dados *cross-section* de migração intermunicipal auferidos pelos Censos Demográficos do Brasil nos anos 2000 e 2010, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Uma característica da região Centro-Oeste é que ela está geograficamente distante dos principais centros econômicos brasileiros. Logo, é razoável supor que a migração para o Centro-Oeste foi impulsionada por indivíduos “determinados” em busca de melhores condições socioeconômicas, e que a região continua como área de forte atratividade de indivíduos nos anos 2000 e, desta forma, impulsiona o movimento populacional seletivo, atraindo indivíduos tomadores de riscos. Em função desses fatores, pode-se afirmar que agentes migrantes para o Centro-Oeste são dotados de características não observáveis com impactos relevantes sobre seus desempenhos nas regiões de destino (LEE, 1966; SINGER 1976).

Para atingir o objetivo proposto, o artigo está estruturado em cinco seções: além destas considerações iniciais, a segunda seção aborda os procedimentos metodológicos adotados; na terceira seção, algumas estatísticas descritivas da população ocupada nesta região; na quarta seção, apresenta-se a probabilidade de migração e os diferenciais de rendimentos dos migrantes, segundo as características socioeconômicas e demográficas. Por fim, na quinta seção, tecem-se as considerações finais e as perspectivas de novas abordagens.

2. Procedimentos Metodológicos

2.1. Dados e variáveis

Os dados utilizados neste estudo são oriundos dos Censos Demográficos do Brasil referentes aos anos de 2000 e 2010, conforme disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A amostra é composta por indivíduos residentes na região Centro-Oeste com idade entre 18 e 60 anos que estivessem na situação de ocupados na semana de referência dos Censos Demográficos. O recorte etário se deu por duas razões: a primeira foi relacionada à decisão de migração ser de caráter individual, sendo possível àqueles que atingem a maioria (18 anos) e podem inserir-se no mercado de trabalho sobre a proteção social instituída na legislação vigente; o segundo recorte se deu aos 60 anos, idade em que parte da força de trabalho migrante já atingiu a idade legal para a aposentadoria, sobretudo aqueles que auferem o benefício pelas prerrogativas da aposentadoria rural.

As variáveis selecionadas, dependentes e explicativas de controle (Quadro 1), são de naturezas socioeconômicas e demográficas e foram escolhidas com base na literatura que estuda o tema. A variável dependente *migra* foi utilizada para testar a probabilidade de ser migrante dos indivíduos domiciliados no Centro-Oeste, a partir da estimação do primeiro estágio de Heckman. A variável dependente *ln_rendatrab*, por sua vez, foi utilizada para captar os diferenciais de rendimentos entre os migrantes por características socioeconômicas e demográficas a partir da estimação do segundo estágio de Heckman.

Quadro 1: Variáveis dependentes e explicativas de controle dos modelos estimados.

Variável	Descrição
Variáveis dependentes	
Migra	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é migrante e 0 quando o indivíduo é não migrante.
Ln_rendatrab	Variável contínua que representa o logaritmo neperiano da renda do trabalho do indivíduo.
Variáveis explicativas de controle	
Sexo	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é do sexo masculino e igual a 0 quando o indivíduo é do sexo feminino.
Racacor (Branco)	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é branco e igual a 0 quando o indivíduo é não branco.
Idade	Variável contínua que representa a idade do indivíduo.
Idade ²	Variável idade elevada ao quadrado.
Estadocivil	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é casado e igual a 0 quando o indivíduo é solteiro.
Chefedom	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é o chefe do domicílio e igual a 0 caso contrário.
Filho	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo tem a posição de filho e igual a 0 caso contrário.
Seminstfundinc	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo é sem instrução e/ou possui o fundamental incompleto.
Fundcompmedinc	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo possui o fundamental completo e/ou o médio incompleto.
Medcompsupinc	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo possui o ensino médio completo e/ou o superior incompleto.
Supcomp	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo possui o ensino superior completo.
BRA	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo reside em Brasília.
MS	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo reside no estado do Mato Grosso do Sul.
MT	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo reside no estado do Mato Grosso.
GO	Variável <i>dummy</i> que é igual a 1 quando o indivíduo reside no estado do Goiás.

As variáveis independentes – explicativas de controle – sexo e raça/cor são utilizadas para controlar a discriminação. Barros, Franco e Mendonça (2007) explicam que o mercado de trabalho brasileiro é discriminador, especialmente quando se trata dos diferenciais de rendimentos do trabalho entre homens e mulheres, e brancos e não brancos, em desfavor do segundo grupo em ambas as comparações.

As variáveis idade e idade ao quadrado são correntemente utilizadas na literatura que utiliza equações *mincerianas* para controlar o efeito da experiência e do ponto de inflexão quando se atinge uma idade elevada, tendendo-se à aposentadoria. Assim, espera-se que a idade possua correlação positiva com a renda, enquanto a idade ao quadrado apresente um crescimento da renda positivo, mas menor, após ultrapassar o *turning point*.

Mincer (1978) e Harbison (1981) ressaltam que as características familiares dos indivíduos são importantes determinantes da migração. Eles explicam que os indivíduos que possuem familiares dependentes, e, portanto, maior nível de responsabilidade dentro da família – como indivíduos casados ou na posição de chefe –, ou que possuem alto nível de dependência – como filhos –, possuem menor probabilidade de migrar. Nesse sentido, utilizam-se as variáveis estado civil, chefe do domicílio e filho como *proxies* para captar tais influências.

Becker (1993) coloca o nível de instrução formal do indivíduo como um dos principais determinantes da probabilidade de migrar e do sucesso dessa migração – o segundo em termos de renda –. Para verificar tal dinâmica, utilizar-se-á como *proxy* os anos de estudo dos

indivíduos, categorizados por quatro faixas de formação, a saber: *i*) Sem instrução e/ou fundamental incompleto; *ii*) Fundamental completo e/ou médio incompleto; *iii*) Médio completo e/ou superior incompleto; e *iv*) Superior completo. Becker (1993) explica que quanto maior o nível de instrução, maior tende a ser a probabilidade de migração e maior tende a ser o retorno monetário.

De acordo com Lee (1966), Singer (1976) e Piore (1979), outro importante determinante da migração é a região de origem e a região de destino. Os autores entendem que as decisões de mudança são impactadas positivamente quando o nível de dinâmica econômica na região de origem reduz e quando a dinâmica econômica na região de destino aumenta. Isso implica, que a possibilidade de um emprego melhor e de uma melhor remuneração em uma região distinta da atual impacta na decisão e probabilidade de migração. Dessa forma, utilizar-se-á variáveis *dummies* regionais para controlar e captar o efeito regional na probabilidade de migração e nos diferenciais de rendimentos entre os migrantes.

2.2. Estratégia empírica

Para atingir o objetivo proposto o estudo tem como suporte empírico um modelo econométrico desenvolvido a partir de uma equação *minceriana*, nos moldes da encontrada em Santos Júnior *et al.* (2005), Gama e Machado (2014), Silva Filho (2017) e Silva *et al.* (2019), como segue:

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta'X_i + \phi M_i + u_i \quad (1)$$

Onde w_i é a variável dependente que representa uma função de rendimento do trabalho do indivíduo i ; X_i expressa um vetor de variáveis socioeconômicas e demográficas observáveis explicativas de controle; M_i corresponde a uma variável *dummy* de migração onde 1 é condicionado ao indivíduo migrante e 0 ao não migrante; α é a constante; β é o coeficiente relacionado ao vetor de variáveis explicativas X_i ; e u_i o erro residual do modelo.

Se estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) o coeficiente de M_i pode ser viesado, sabendo-se que este método não permite controlar o viés de seleção amostral. Estimando-se por equações *mincerianas*, é possível que não se controle o viés de seleção e, assim sendo, poderá existir correlação entre o termo de erro e a *dummy* de migração. Assim, se (1) for estimado por MQO, e o resultado apresentar coeficiente ϕ positivo e estatisticamente significativo, não implica em seleção positiva migratória, necessariamente. Como solução, adotou-se o procedimento de Heckman (1979), em dois estágios.

Sendo a decisão de migração M_i relacionada a características observáveis e não observáveis, estima-se que:

$$M_i^* = \delta Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde, Z_i comporta as características observáveis que podem ter relação com a decisão de migração. Nesta perspectiva, é possível que o indivíduo migre ($M = 1$) se $M^* > 0$. Ou seja, sua probabilidade de migração pode estar relacionada com a probabilidade de auferir rendimentos do trabalho maior que zero.

Estimando por Heckman (1979), o primeiro estágio consiste em regredir o modelo (2) por meio de um *Probit Univariado*, conforme a equação (3), abaixo.

$$P(M = 1) = P(M^* > 0) = P(\delta Z_i + \varepsilon_i > 0) = P(\varepsilon_i > -\delta Z_i) \quad (3)$$

Sendo que u_i e ε_i são normalmente distribuídos, com média zero e correlação ρ , a esperança da equação (1) pode ser definida como em (4):

$$E[\ln(w_i) | \varepsilon_i > -\delta Z_i] + u_i = \alpha + \beta' X_i + \phi M_i + \delta \lambda_i(a_\varepsilon) + u_i \quad (4)$$

Onde,

$$a_\varepsilon = -\delta Z_i / \sigma_\varepsilon \text{ e } \lambda(a_\varepsilon) = \frac{\phi(\delta Z_i / \sigma_\varepsilon)}{\Phi(\delta Z_i / \sigma_\varepsilon)} \quad (5)$$

Sendo que λ corresponde ao *Inverso da Razão de Mills*. A partir da equação (5) é pertinente destacar que, segundo Greene (2003), se $\rho \neq 0$, inclui-se λ na equação de interesse, uma vez que a ausência dele levaria a estimações viesadas. Na literatura dominante sobre o tema é feita somente a análise da significância estatística do λ e do sinal de ρ . Se for λ estatisticamente significativo confirma-se a importância da correção do viés de seleção. O ρ – sendo a correlação entre os componentes estocásticos das duas especificações de Heckman (1979) – indica se as variáveis não observáveis (u_i e ε_i) são positivamente ou negativamente correlacionadas com o primeiro e o segundo estágios do modelo de Heckman (VARTATIAN, 2015).

Depois de feita a devida correção, o segundo estágio do método de Heckman (1979) é estimado por MQO, conforme equação (6):

$$\ln(w_i) = \alpha + \beta' X_i + \phi M_i + \delta \lambda_i + u_i \quad (6)$$

Se o coeficiente relacionado ao *Inverso da Razão de Mills* apresentar significância estatística, confirma-se a importância da correção do viés de seleção amostral. Enquanto ρ , e considerando como detentor de um conjunto de características não observáveis em que $\rho > 0$ confirma que fatores não observáveis estão positivamente correlacionados com a decisão de migração (primeiro estágio), e podem também correlacionar-se aos diferenciais de rendimentos (segundo estágio). De forma análoga, um $\rho < 0$ implica que os fatores não observáveis têm relação inversa com a probabilidade de migrar. Ou seja, os migrantes não são positivamente selecionados.

3. Caracterização socioeconômica e demográfica da população do Centro-Oeste - 2000/2010

A partir dos dados trabalhados dos Censos Demográficos do IBGE, o primeiro procedimento, exposto nessa seção, foi o de realizar uma caracterização socioeconômica e demográfica da população da região do Centro-Oeste do Brasil, nos anos de 2000 e 2010, no que tange aos diferenciais entre indivíduos migrantes e não migrantes. Tal caracterização possui, portanto, um objetivo estatístico descritivo. Isso permite, além de conhecer o perfil dos migrantes e não migrantes no período, uma comparabilidade com trabalhos que estudaram outras localidades², assim como uma análise mais acurada dos resultados obtidos a partir dos procedimentos econométricos, que serão expostos na seção posterior.

A formatação exposta dos dados (tabela 1) mostra as participações – quando se tratam de variáveis *dummies* – e as médias – quando consideradas variáveis contínuas. Como é possível perceber, a maioria são homens, tanto migrantes quanto não migrantes e reduzem-se no ano de 2010, comparativamente ao ano 2000, diferentemente do que ocorre no Brasil, muito embora os homens têm maior probabilidade de serem migrantes, o valor do coeficiente da

² Conferir, por exemplo, Gama e Machado (2014) e Silva Filho *et al.* (2019), que estudaram o Brasil e o Rio Grande do Norte, respectivamente.

variável para o ano 2010 se eleva, conforme Silva Filho (2017). Ou seja, aumenta-se a participação das mulheres ocupadas na região Centro-Oeste do país. Esse resultado reforça as evidências de Barros, Franco e Mendonça (2007) para o mercado de trabalho brasileiro e evidenciam que ele é similar ao da região Centro-Oeste quanto ao seu caráter discriminador. Porém, tem-se que o movimento é positivo no período recente, com melhor aproveitamento da mão de obra feminina, o que tende a potencializar a produtividade total da economia.

No caso da raça/cor, reduz-se a participação da população declarada branca na região, seja pelo maior acesso de não brancos ao mercado de trabalho, seja pela maior conscientização de auto declaração de raça/cor nos últimos anos. Pelos resultados, a maioria dos ocupados na região no ano de 2010 são não brancos, tanto migrantes quanto não migrantes. Tais aumentos na participação dos não brancos têm sido intensivamente estudados. Um argumento é o de que o maior esclarecimento e instrução têm elevado a auto declaração de indivíduos não brancos (BARROS LONGO & CAMPOS, 2016). Ademais, a idade média da população migrante é inferior à da população não migrante nos dois anos em análises. Isso ocorre, por que como explicado por Mincer (1978) e Harbison (1981), os indivíduos sem dependentes tendem a ser mais favoráveis ao risco.

No que se refere ao estado civil, em ambos os anos a participação relativa dos casados é inferior àquela em outra condição matrimonial. Isto é, pode-se estar associado à conclusão de que a migração é mais intensa nos municípios para pessoas jovens e solteiras (SILVA FILHO *et al.*, 2019). Registra-se redução relativa da população casada ocupada, tanto migrante quanto não migrante na região, quando comparado o ano de 2010 ao ano 2000. Tal evidência revela que as pessoas estão, em média, casando mais tardiamente. Adicionalmente, pode-se destacar que a participação relativa de pessoas que se declararam chefes de domicílios é estatisticamente igual tanto para migrantes quanto para não migrantes e permanece praticamente constante ao longo da década de 2000. Por outro lado, há a redução da participação daqueles que se declararam filhos, sendo que esta característica foi relativamente inferior para os migrantes em comparação com os não migrantes. Logo, infere-se que assim como tem reduzido o número de casados, tem-se reduzido também a quantidade de filhos, que reflete a natalidade menor observada nas décadas de 1990 e 2000. Tais estatísticas levantam evidências de que os argumentos de Mincer (1978) e Harbison (1981) no que tange a influência das características familiares na decisão de migrar são pertinentes para o caso da região Centro-Oeste do Brasil no período em análise.

Tabela 1: Caracterização socioeconômica e demográfica da população ocupada no Centro-Oeste - 2000/2010

Variáveis	2000		2010	
	Migrante	Não Migrante	Migrante	Não Migrante
Sexo	0,66	0,67	0,62	0,62
Racacor (Branco)	0,48	0,50	0,42	0,44
Idade	33,07	35,46	35,16	38,57
Idade ²	1204,82	1382,37	1356,28	1618,44
Estadocivil	0,43	0,48	0,37	0,44
Chefedom	0,55	0,55	0,54	0,54
Filho	0,11	0,20	0,07	0,15
Seminstfundinc	0,65	0,64	0,46	0,48
Fundcompmedinc	0,16	0,16	0,20	0,18
Medcompsupinc	0,16	0,18	0,25	0,25
Supcomp	0,02	0,02	0,10	0,08
BRA	0,10	0,11	0,05	0,06
MS	0,14	0,17	0,17	0,18
MT	0,30	0,23	0,30	0,25
GO	0,46	0,48	0,49	0,51
Rendatrab	1.249,90	1.411,77	1.422,25	1.385,74

No que se refere à escolaridade, é possível constatar, diante dos registros, a redução relativa da participação daqueles sem instrução ou com ensino fundamental incompleto tanto entre migrantes quanto não migrantes no ano de 2010, comparativamente ao ano 2000. No ano 2000, mais de 60% de ambos os grupos estavam em situação de baixa escolaridade formal. Já no ano de 2010, 46% da força de trabalho migrante e 48% da não migrante se declarou sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Porém, cabe registrar que ao término da primeira década do século XXI parte substancialmente elevada da força de trabalho ocupada na região Centro-Oeste tem baixa escolaridade (sem instrução ou fundamental incompleto).

Foi possível constatar que ao longo da década de 2000 houve um relativo aumento da participação de indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto na força de trabalho ocupada do Centro-Oeste brasileiro. Em ambos os grupos foi registrado o total de 25% de seus ocupados com estes níveis de escolaridade. Ademais, é pertinente destacar a elevação expressiva daqueles com ensino superior completo. No ano 2000, somente 2% dos ocupados migrantes e o mesmo percentual dos não migrantes tinham curso superior completo na região Centro-Oeste. Em 2010 a participação dos migrantes com curso superior chega a 10% e a dos não migrante atinge 8% na região. Vale destacar, segundo Santos Junior *et al.* (2015), quanto mais elevado o nível de escolaridade, maior a média salarial dos indivíduos, e que os saltos salariais são cada vez maiores a cada mudança de nível de instrução. Esse fator corrobora a teoria do capital humano, postulando que quanto maior o nível de investimento em educação e qualificação, maior deverá ser a remuneração dos indivíduos.

No que se refere à distribuição espacial da população, como visto na tabela acima, a dinâmica populacional no Centro-Oeste se deu de tal forma que Brasília reduziu sua participação relativa tanto de migrantes quanto de não migrantes ocupados no ano 2010, comparativamente ao ano 2000. O Estado de Goiás apresentou aumento da participação de pessoas com idade entre 18 e 60 anos ocupadas, tanto migrantes quanto não migrantes, saindo de 46% para 49% daqueles e de 49% para 51% destes, em 2010. Em Mato Grosso do Sul também registrou aumento de migrantes ocupados de 14% para 17% do total da região, sendo que a população ocupada não migrante registrou 17% no primeiro e 18% no último ano em observação. Já o Estado do Mato Grosso que ocupa a segunda posição no *ranking* ocupacional da região registrou 30% dos migrantes ocupados e manteve sua participação relativa em 2010, sendo que a população não migrante ocupada era inferior à migrante. No primeiro ano, 23% e no segundo 25%.

No que se refere à renda do trabalho, os migrantes, no ano 2000, ganhavam em média R\$ 1.249,90 e os não migrantes auferiam rendimentos médios do trabalho de R\$ 1.411,77. Destarte, a renda média do trabalho dos ocupados migrantes era inferior àquele auferida pelos nativos. No ano de 2010 eleva-se substancialmente a renda média dos migrantes e ela supera a renda média dos nativos que também registrou redução. Neste ano, a renda média dos migrantes era de R\$ 1.422,25 e a dos não migrantes reduziu-se à R\$ 1.385,74.

No que pertine a distribuição espacial da população ocupada com idade entre 18 e 60 anos, tanto o mapa à esquerda (ano 2000) como o mapa à direita (ano 2010), na figura 1, mostram que há ganhos líquidos (maior entrada que saída) da força de trabalho nas capitais dos estados e nos municípios economicamente desenvolvidos da região. Adicionalmente, destaca-se que, no ano 2000, os municípios do Estado do Mato Grosso, em sua maioria, registraram saldos líquidos positivo de vagas, e a distribuição espacial da população não se configurou num padrão de concentração, mas de dispersão ao longo de todo o Estado. Em 2010, mesmo com a redução dos fluxos, este Estado mantém entrada líquida positiva na maioria de seus municípios.

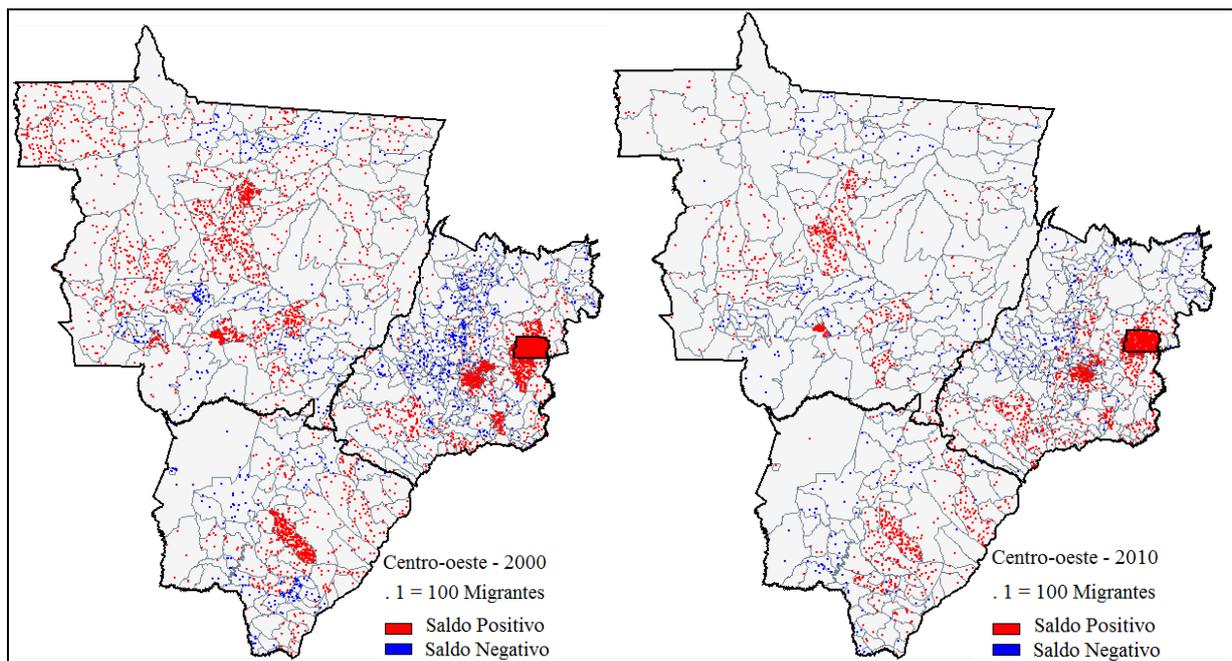


Figura 1: Saldo migratório da força de trabalho ocupada nos municípios do Centro-Oeste – 2000-2010
 Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos – 2000/2010

Em 2010 é possível observar que as áreas atrativas, em sua grande maioria, mantiveram o ingresso líquido positivo de força de trabalho. O que se reduziu, de fato, foram os fluxos de ocupados com idade na faixa estabelecida nesta análise. Porém, a Capital Federal e as capitais dos demais estados do Centro-Oeste mostraram-se atrativas ao ingresso da força de trabalho migrante na década de 2000. O que já era esperado, uma vez que a busca por melhores condições de vida, fazem com que os indivíduos migrantes, determinada e persistente que indivíduos não migrantes com características socioeconômicas observáveis semelhantes, conforme Borjas (1987) e Dustmann e Glitz (2011).

Na Figura 2, as informações plotadas referem-se às faixas salariais da força de trabalho ocupada nos municípios da região Centro-Oeste. A cor mais escura (vermelho) são os municípios que tinham remuneração média superior a dois salários mínimos. É possível perceber que são aqueles de maior dinamismo econômico que concentram também as melhores remunerações médias à força de trabalho e estão localizados, em sua maioria, ao Norte da região. Os demais estados apresentam poucos municípios com remuneração média na faixa de mais de dois salários mínimos. Em toda a região, registra-se substancial número de municípios com remuneração média entre 1,5 e até 2,0 salários mínimos. Observa-se redução de disparidades intrarregionais, suavizando a faixa de remuneração da força de trabalho tanto de forma intra quanto de forma interestadual entre 2000 e 2010. No entanto, o Estado de Mato Grosso aponta uma elevação na disparidade de renda, diferentemente dos demais estados da região.

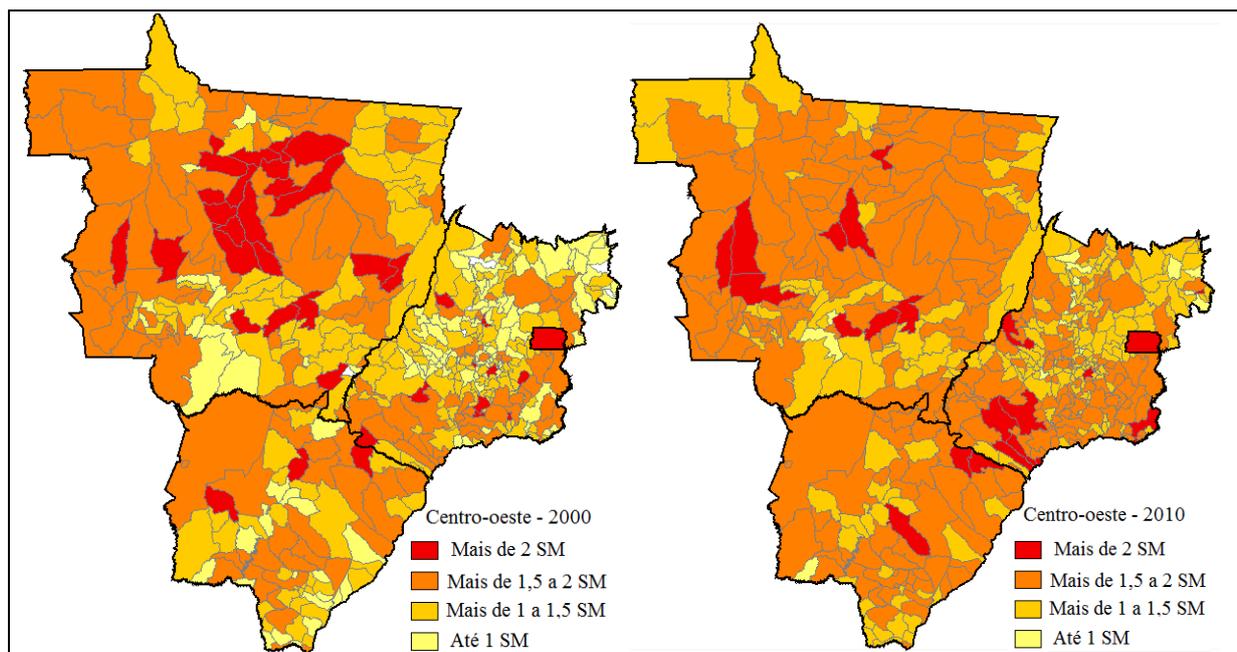


Figura 2: Faixa de remuneração da força de trabalho ocupada nos municípios do Centro-Oeste – 2000-2010

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos – 2000/2010

No ano de 2010 é possível perceber uma redução dos municípios na faixa de remuneração média superior a dois salários mínimos e a elevação substancial do número de municípios com remuneração média entre 1,5 e 2,0 salários mínimos. No Mato Grosso do Sul, somente 3 municípios estavam na faixa de remuneração média superior a dois salários mínimos. Municípios no sul do Goiás e alguns municípios dispersos no território Mato-grossense registraram a melhor faixa de remuneração. De modo geral, a maioria dos municípios do Goiás e do Mato Grosso do Sul registrou remuneração do trabalho na faixa mais baixa de até 1 salário mínimo. Conformando modificações fundamentais nos aspectos socioeconômicos das áreas historicamente mais pobres de cada estado, não só em virtude do impulso promovido pela expansão da fronteira agrícola, mas também da ocupação urbana.

4. Probabilidade de migração e diferenciais de rendimentos entre os migrantes por características socioeconômicas e demográficas – 2000/2010

Nessa seção, a partir das estimações econométricas propostas na estratégia empírica – seção dois –, são apresentados os resultados e as discussões decorrentes. A partir da estimação do primeiro estágio de Heckman, que permite captar a probabilidade de migração, são obtidos os resultados reportados na Tabela 2. E a partir da estimação do segundo estágio de Heckman, que permite captar os diferenciais de rendimentos entre os migrantes por características socioeconômicas e demográficas, são obtidos os resultados apresentados na Tabela 3.

Observa-se que o indivíduo migrante possuía maior probabilidade de ser homem, comparativamente às mulheres, tanto no primeiro quanto no último ano. Porém, tem-se que tal probabilidade reduz-se no ano de 2010, e pode ser uma consequência da tendência geral de aumento da participação das mulheres no mercado de trabalho (BARROS; FRANCO; MENDONÇA, 2007). Os brancos, por sua vez, tinham maior probabilidade de serem migrantes intermunicipais no Centro-Oeste no primeiro ano e reduziram a probabilidade no segundo ano. Como abordado anteriormente, tal movimento pode estar relacionado tanto à redução do preconceito quanto à conscientização da população quanto à auto declaração,

conforme os estudos de Barros, Longo e Campos (2016). Por sua vez, no Brasil, os que se declaram brancos apresentam proporção consideravelmente mais elevada entre os ocupados em comparação à população total (GAMA & MACHADO, 2014).

Em relação à idade, tem-se que a probabilidade se reduz com o aumento dessa, ou seja, à medida que a idade vai avançando a probabilidade de ser migrante é reduzida. Isso significa dizer que a população migrante é, em sua maioria, composta por jovens em busca de oportunidades de trabalho. Tal resultado é similar aos obtidos por Siqueira *et al.* (2011) e reforça a argumentação de Mincer (1978) e Harbison (1981), dado que indivíduos mais novos possuem probabilidade menor de ter familiares dependentes.

Com relação à dinâmica entre escolaridade e probabilidade de migração, declarantes sem instrução ou com ensino fundamental incompleto apresentaram maior probabilidade em ambos os anos, em relação aos indivíduos com ensino fundamental completo e médio incompleto, e indivíduos com ensino médio completo e superior incompleto. Por outro lado, a probabilidade de estar ocupado e ser migrante é maior para os indivíduos com curso superior completo e se elevou no ano de 2010, comparativamente ao ano 2000. Dessa forma, os argumentos de Becker (1993) de que uma maior educação aumenta a probabilidade de migração é corroborada apenas no caso do ensino superior, para a região Centro-Oeste no período. Tal fenômeno pode estar relacionado ao fato de que esta região apresenta elevada presença de cargos públicos que exigem elevado nível de formação, principalmente no entorno do Distrito Federal.

Tabela 2: Estimativas da probabilidade de migração para os municípios do Centro-Oeste nos Censos de 2000 e de 2010

Variáveis	Variável Dependente = Migra	
	2000	2010
Constant	0,117*** (0,025)	-0,173*** (0,050)
Sexo (Masculino)	0,105*** (0,005)	0,076*** (0,009)
Racacor (Branco)	0,006 (0,004)	-0,011 (0,008)
Idade	-0,041*** (0,001)	-0,038*** (0,003)
Idade ²	0,0003*** (0,00002)	0,0002*** (0,00003)
Fundcompmedinc	-0,019*** (0,006)	-0,002 (0,011)
Medcompsupinc	-0,035*** (0,006)	-0,022** (0,010)
Supcomp	0,080*** (0,015)	0,170*** (0,015)
Chefedom	-0,151*** (0,006)	-0,070*** (0,009)
Estadocivil	-0,141*** (0,005)	-0,173*** (0,009)
Filho	-0,792*** (0,008)	-0,780*** (0,016)
MS	0,026*** (0,008)	0,188*** (0,020)
MT	0,277*** (0,008)	0,302*** (0,019)
GO	0,108*** (0,007)	0,195*** (0,019)
Observações	537,794	170,158

Note: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Os dados da Tabela 02 indicam que a probabilidade de ser migrante é menor para chefes de domicílios, casados e os que ocupam a posição de filho nos domicílios, em detrimento dos que ocupam outras posições e que estão em outros *status* maritais. Essas evidências corroboram a argumentação de Mincer (1978) e Harbison (1981) para o caso em análise, sendo, portanto, as variáveis familiares importantes determinantes da migração dos indivíduos.

No que tange a localização, tendo o Distrito Federal como referência, a probabilidade de residir em qualquer um dos estados do Centro-Oeste e ser migrante é maior no primeiro e no último ano em análise. Adicionalmente, a probabilidade de residir no Estado do Mato Grosso e ser migrante é superior àquela registrada nos demais estados da Região, comparativamente a um residente em Brasília.

Na Tabela 3 (segundo estágio de Heckman), cabe chamar atenção para o fato de que a hipótese de seleção positiva migratória nos municípios do Centro-Oeste foi confirmada, uma vez que a significância estatística do *Inverso da Razão de Mills* ocorreu a menos de 1% de significância. Ou seja, características não observáveis afetam a decisão de migração dos indivíduos. Todas as variáveis apresentaram significância estatística a 1%.

Conforme exposto na Tabela 3, os homens migrantes ganham em média mais que as mulheres em ambos os anos. Chama atenção o crescimento das disparidades de rendimentos entre homens e mulheres migrantes no Centro-Oeste, uma vez que em 2000, um homem auferia rendimento aproximadamente 50% superior a uma mulher na mesma região. No ano de 2010, esta disparidade se eleva para 55%.

No que se refere a raça/cor, no ano 2000, os migrantes auto declarados brancos auferiam 21% a mais nos rendimentos do trabalho que um migrante não branco. Em 2010 reduz-se este *gap* para 17%. Os retornos salariais ainda são elevados quando se analisa por raça/cor da população migrante no Centro-Oeste. No que pertine a idade, um ano a mais confere retorno aos migrantes, em média, 6% a 7% no primeiro e no último ano respectivamente. Porém, os retornos crescem, mas de maneira decrescente com a idade.

Tabela 3: Estimativa do segundo estágio de Heckman sobre a determinação da renda do trabalho dos migrantes no Centro-Oeste – 2000/2010

Variáveis	Variável Dependente = $\ln_rendatrab$	
	2000	2010
Constante	4,716*** (0,035)	4,951*** (0,078)
Sexo	0,503*** (0,007)	0,558*** (0,012)
Racacor	0,210*** (0,006)	0,165*** (0,011)
Idade	0,064*** (0,002)	0,067*** (0,003)
Idade ²	-0,001*** (0,00002)	-0,001*** (0,00004)
Fundcompmedinc	0,390*** (0,008)	0,258*** (0,015)
Medcompsupinc	0,887*** (0,008)	0,532*** (0,014)
Supcomp	1,799*** (0,019)	1,289*** (0,020)
Chefedom	0,215*** (0,007)	0,110*** (0,012)
Estadocivil	0,127*** (0,006)	0,126*** (0,012)

MS	-0,329*** (0,011)	-0,260*** (0,028)
MT	-0,097*** (0,010)	-0,160*** (0,028)
GO	-0,263*** (0,010)	-0,215*** (0,027)
Observações	537,794	170,158
rho	-0,138	-0,180
Inverse Mills Ratio	-0,113*** (0,016)	-0,141*** (0,036)

Note: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Fonte: elaboração dos autores a partir de dados dos Censos Demográficos do Brasil - 2000/2010

No que se refere os retornos à educação, às evidências teóricas de Becker (1993) são corroboradas para o Centro-Oeste. Cabe ressaltar que todas as faixas de escolaridade elevam os rendimentos do trabalho em comparação aos menos escolarizados (sem instrução ou ensino fundamental incompleto – categoria de referência). Ademais, avançar de uma faixa de escolaridade para a outra proporciona melhores retornos salariais no mercado de trabalho para os migrantes mais escolarizados em detrimento daqueles com menor instrução formal. Os que têm curso superior de formação ganham substancialmente mais que aqueles menos instruídos em ambos os anos, apesar de se registrar redução dos coeficientes de um ano para o outro, o que sugere que os retornos salariais à educação se reduzem ao longo do tempo.

Ademais, apesar de a probabilidade de migração dos chefes de domicílios e dos casados ser menor comparativamente aos seus pares (Tabela 02), corroborando os argumentos de Mincer (1978) e de Harbison (1981) para o caso da região Centro-Oeste do Brasil, estes quando migram apresentam retornos salariais superiores aos seus pares migrantes. Assim, é possível ver que em 2000 e em 2010 os chefes de domicílios auferiam, em média, 22% e 11% a mais que seus comparativos, respectivamente. Já os casados tinham retornos salariais 13%, em média, mais elevados que seus comparativos no primeiro e no último ano. Esse maior retorno está relacionado ao fato de que indivíduos que possuem participação mais importante na família – com dependentes, por exemplo – tendem a assumir menos riscos na migração, portanto, exigem um retorno maior, enquanto indivíduos independentes, com um vínculo de dependência menor em relação aos demais componentes da família tendem a assumir menos riscos e exigir menor retorno monetário pelo aumento do risco (MINCER, 1978; HARBISON, 1981).

Com relação ao componente regional, os migrantes intermunicipais de todos os estados da região Centro-Oeste auferiam rendimentos menores que um migrante em Brasília. As maiores disparidade salariais em relação à categoria de referência foram registradas no Estado do Mato Grosso do Sul, alcançando 33% e 26% em 2000 e em 2010. Ou seja, um migrante intermunicipal ganhava 33% a menos que um migrante em Brasília no ano 2000 e 26% a menos no ano de 2010. No Goiás, a disparidade era de 26% no primeiro ano, reduzindo-se para 22% em 2010. Para além do exercício espacial feito na Figura 2, a estimativa do segundo estágio de Heckman evidencia que o Estado do Mato Grosso foi o único a registrar elevação da disparidade no ano de 2010, comparativamente ao ano 2000. A disparidade de renda de um migrante intermunicipal deste Estado era de 10% a menos que um migrante intermunicipal em Brasília. Em 2010, eleva-se para 16% essa diferença de renda, apesar de ser a menor entre os Estados da região Centro-Oeste, com referência à Capital Federal.

5. Considerações Finais

Este artigo partiu do objetivo de testar a hipótese de seleção migratória intermunicipal na região Centro-Oeste do Brasil, motivado pelo processo de povoamento ocorrido recentemente, impulsionado fortemente pela expansão da fronteira agrícola e ocupação urbana. Como estratégia empírica, a partir de dados *cross-section* de migração intermunicipal do Censo Demográfico do IBGE dos anos 2000 e 2010, adotou-se dois procedimentos: Primeiro, realizou-se uma caracterização socioeconômica e demográfica da região, comparando-se o perfil dos migrantes com o dos não migrantes; segundo, empregou-se um modelo econométrico construído a partir de uma equação *minceriana*, estimado com o procedimento de seleção amostral de Heckman, que habilitou uma análise dos retornos monetários às características socioeconômicas e demográficas.

A caracterização socioeconômica e demográfica da população da região Centro-Oeste, com um comparativo entre os migrantes e não migrantes, mostra que ocorreram mudanças significativas e importantes de 2000 para 2010. Destacam-se quatro temas que têm sido bastante debatidos: A participação das mulheres, a participação dos não brancos, o nível de educação e a desigualdade de renda do trabalho.

Em relação ao sexo, a participação é praticamente idêntica para migrantes e não migrantes. E, apesar de os homens continuarem sendo maioria, a participação das mulheres no total de ocupados elevou-se de 2000 para 2010, o que indica que o potencial da força de trabalho feminina vem sendo melhor utilizado no mercado de trabalho da região, o que pode refletir no aumento da produção total local. Para os não brancos ocorre movimento similar, com aumento da participação na força de trabalho ocupada total, apesar de estes serem maioria para os migrantes desde o ano 2000. Tal movimento pode estar relacionado com duas dimensões do preconceito por racismo, tanto pela redução do preconceito do demandante do trabalho, quanto pela melhor conscientização de auto declaração.

Em relação à educação média, observa-se melhoria para ambas as categorias, porém, observa-se que em 2010, os migrantes possuem uma média de educação levemente maior, especialmente quando se trata de superior completo. Isso indica que os indivíduos que têm buscado a região possuem um nível de educação comparativamente maior aos nativos. Tal dinâmica pode estar sendo uma das causas do resultado observado para a renda média dos trabalhadores. Nessa dimensão, os migrantes, que tinham salários inferiores em 2000, superaram os não migrantes e possuem em 2010 salários maiores.

Por sua vez, os resultados da estimação econométrica, em que se mediu a probabilidade de migração e os diferenciais de rendimentos entre os migrantes por características socioeconômicas e demográficas, observa-se que, em 2010, existe uma maior probabilidade de o migrante intermunicipal ser homem e não branco, reduzindo-se a probabilidade com o aumento de idade, e aumentando-se a probabilidade quando o indivíduo tem nível superior. Além disso, tem-se que a probabilidade de ser migrante é menor para chefes de domicílios, casados e para os que ocupam a posição de filho. Já em relação à localização, tem-se que os indivíduos residentes em Brasília são os menos propensos a migrar, comparativamente aos estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás.

Por outro lado, tratando-se do rendimento do trabalho, constatou-se que para o período, os homens migrantes ganham em média mais que as mulheres, em ambos os anos, tendo a diferença aumentado no período. No que se refere à raça/cor, no ano 2000, os migrantes auto declarados brancos possuíam rendimento maior que um migrante não branco. Em 2010 observa-se a redução dessa diferença, mas permanecendo elevado. Em termos de idade, um ano a mais confere retorno aos migrantes, em média, maior. Porém, os retornos aumentam de maneira decrescente com a idade.

Quanto à educação, cabe ressaltar que todas as faixas de escolaridade elevam os rendimentos do trabalho em comparação aos menos escolarizados. Ademais, avançar de uma faixa de escolaridade para a outra proporciona melhores retornos salariais no mercado de

trabalho para os migrantes mais escolarizados em detrimento daqueles com menor instrução formal. Em relação às características familiares, os chefes de domicílios e os casados, quando migram, apresentam retornos salariais superiores aos seus pares migrantes. Com relação ao componente regional, os migrantes intermunicipais de todos os estados da região Centro-Oeste auferiam rendimentos menores que um migrante em Brasília, demonstrando elevada disparidade intrar-regional em termos de renda, concentrado na capital do país.

A partir dessas evidências empíricas, chega-se à conclusão de que os indivíduos migrantes intermunicipais na região Centro-Oeste do Brasil no período intercensitário 2000-2010, são positivamente selecionados, com características produtivas não observáveis que afetam a decisão de migração. Apesar da robustez dos dados do Censo Demográfico do IBGE e da metodologia adotada, a restrição quantitativa do período em análise é uma limitação que pode esconder algum viés e que é uma oportunidade de ampliação e avanço da pesquisa em trabalhos posteriores.

Referências Bibliográficas

BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. **Texto para discussão IPEA**, Rio de Janeiro, n.1288, 2007.

BECKER, Gary S. **Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. University of Chicago press, 2009.

BORJAS, George J. Economic theory and international migration. **International migration review**, v. 23, n. 3, p. 457-485, 1989.

BORJAS, G. J. Self-selection and the earnings of immigrants. **The American Economic Review**, v.77, n.4, p.531-53, 1987.

BRASIL, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, **Censos Demográficos**, 2000, 2010.

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

DE BARROS LONGO, Luciene Aparecida Ferreira; CAMPOS, Marden Barbosa. Auto ou alter-declaração? Uma análise da informação de raça/cor nas pesquisas domiciliares. Anais ABEP, p. 1-14, 2016.

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

FREGUGLIA, R. S. **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.

GAMA, Luiz Carlos Day; MACHADO, Ana Flávia. Migração e rendimentos no Brasil: análise dos fatores associados no período intercensitário 2000-2010. **Estudos avançados**, v. 28, n. 81, p. 155-174, 2014.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2003.

HARBISON, Sarah F. **Family structure and family strategy in migration decision making**. 1981.

HARRIS, John R.; TODARO, Michael P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **The American economic review**, p. 126-142, 1970.

HECKMAN, James J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 153-161, 1979.

LEE, Everett S. A theory of migration. **Demography**, v. 3, n. 1, p. 47-57, 1966.

MASSEY, Douglas S. et al. Theories of international migration: A review and appraisal. **Population and development review**, v. 19, n. 3, p. 431-466, 1993.

MINCER, Jacob. Family migration decisions. **Journal of political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.

PIORE, Michael J. **Birds of passage: migrant labor and industrial societies**. 1979.

RAVENSTEIN, E. G. As leis das migrações. In: MOURA, H. A. (org.) Migração interna, textos selecionados. Fortaleza, BNB/ENTENE, 1980, p. 25-88, 722p. 1885.

SANTOS JÚNIOR, E.R., MENEZES-FILHO, N. e FERREIRA, P.C. Migração e seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Vol. 32, n. 3, 2005.

SANTOS, Mauro Augusto dos; et al. Migração: uma revisão sobre algumas das principais teorias. **Texto para discussão**, v. 1, n. 398, CEDEPLAR/FACE/UFMG. 2010.

SILVA FILHO, Luís Abel. **Migração: inserção socioeconômica, condição de atividade e diferenciais de rendimentos no Brasil**. Tese de doutorado. Unicamp. 2017.

SILVA FILHO, Luís Abel et al. Dinâmica Migratória e Diferenciais de Rendimentos no Rio Grande Do Norte–2000/2010. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 16, n. 1, 2019.

SINGER, P. Migrações internas: considerações teóricas sobre o seu estado. In: MOURA, H. A. (org.) Migração interna, textos selecionados. Fortaleza, BNB/ENTENE, 1980, p. 211-244, 722p. 1976.

SJAASTAD, Larry A. The costs and returns of human migration. **Journal of political Economy**, v. 70, n. 5, Part 2, p. 80-93, 1962.

STARK, Oded. **The migration of labor**. 1991.

VARTATIAN, T. P. **Heckman Selection Models**. Bryn Mawr GSSW publication, 2015.