

MIGRAÇÃO INTERESTADUAL DE RETORNO E AUTOSSELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Hilton Martins de Brito Ramalho*

Vívian dos Santos Queiroz**

Este trabalho analisa os impactos da experiência de migração interestadual no Brasil sobre salários dos trabalhadores remigrados a seus estados de nascimento. Para tanto, a partir dos dados recentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007 foi empregado um modelo empírico de determinação conjunta de migração e rendimentos. Os principais resultados apontam que os migrantes de retorno são negativamente selecionados em relação aos migrantes não retornados. Contudo, a remigração produz ganhos salariais para os trabalhadores mais instruídos, possivelmente pela melhor absorção de capital humano específico à região de destino inicial.

Palavras-chave: Migração de Retorno; Diferenciais de Salários; Autosseleção; Capital Humano.

1 INTRODUÇÃO

A migração interestadual de retorno vem se destacando no Brasil durante as últimas décadas. Em estudo recente, Siqueira (2006) mostra que entre 1999 e 2004, o Estado de São Paulo sofreu uma perda líquida de 156 mil pessoas, enquanto a região Nordeste, tradicionalmente emissora de migrantes, apresentou saldo migratório positivo e forte participação de remigrados.¹

Pesquisas internacionais revelam que as pessoas com tendência a migrar mais de uma vez (migrantes progressivos) são, em média, mais educadas e/ou habilidosas quando comparadas aos migrantes retornados (DAVANZO, 1983; KAUHANEN; TERVO, 2002). Também existem evidências de que os migrantes progressivos têm idade média inferior àquela observada para os migrantes de retorno, fato que corrobora a explicação da remigração como um planejamento no ciclo de vida (NEWBOLD, 2001).

No Brasil, contudo, as evidências presentes na literatura mostram que os migrantes interestaduais de retorno são jovens, solteiros e com baixo nível de estudo, reforçando a ideia de que a remigração seria resultado de uma frustração quanto à materialização de emprego e renda na região de destino (CUNHA, 2000; BRITO; CARVALHO, 2006). Nesse contexto, pouco se conhece sobre

* Professor-adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: hiltonmbr@gmail.com

** Doutoranda em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

1. A autora estima que a população de remigrados nordestinos representou 41% do estoque de retornados no Brasil, entre 1995 e 2000.

o tipo de autosseleção envolvido nos fluxos de migração de retorno. Os achados existentes reportam-se, sobretudo, aos migrantes interestaduais e sugerem uma seletividade positiva, isto é, os salários dos migrantes são, em média, maiores que aqueles auferidos pelos não migrantes devido ao fato de os primeiros possuírem atributos produtivos não observáveis, a saber: maior motivação, menor aversão ao risco, maior empreendedorismo etc. (SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005).

O conhecimento acerca da seletividade na migração de retorno torna-se relevante em razão dos potenciais impactos sobre o bem-estar econômico e a distribuição de renda. No caso de uma autosseleção negativa, por exemplo, o fluxo de remigrados seria composto por trabalhadores desmotivados e/ou desempregados, o que, possivelmente, degradaria a qualidade de vida na região de origem. De outro modo, na presença de seleção positiva, os retornados poderiam trazer consigo novos conhecimentos e riquezas que viabilizariam investimentos e/ou aumento da produtividade (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002).

Diante do panorama exposto, o presente artigo tem como objetivo investigar os potenciais impactos da experiência de migração interestadual sobre os salários dos trabalhadores remigrados ao estado de nascimento. O modelo empírico utilizado é o de determinação conjunta de migração e rendimentos, aplicado aos dados recentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2007. Em específico, procura-se responder a duas questões fundamentais para identificação do tipo de autosseleção envolvido nas migrações interestaduais: Em que medida os atributos não observados do trabalhador típico podem explicar a diferença entre o salário auferido com a arbitragem observada e aquele que seria obtido em outra condição de migração? A migração de retorno promove ganhos salariais ainda que motivada por frustrações de expectativas?

Ademais, esse trabalho avança em relação à literatura nacional. Primeiro, ao estimar as taxas de retorno salarial à migração, produz evidências recentes sobre a racionalidade econômica e a autosseleção envolvidas no processo migratório; segundo, a estratégia empírica empregada baseia-se em um modelo estrutural que permite considerar diferentes opções de migração e seus impactos nos rendimentos do trabalho, além de corrigir, consistentemente, o potencial problema de viés de seleção na amostra (LEE, 1983).²

Afora esta introdução, o artigo está dividido em seis seções. A segunda examina as tendências da migração de retorno no Brasil. A terceira seção aborda o modelo

2. No Brasil, Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005) empregaram uma técnica de regressões mincerianas de salários com *dummy* de migração. No entanto, conforme discutido em Ribeiro e Bastos (2004), esse método não corrige o problema do viés de seleção amostral imputado aos migrantes.

teórico de migração de retorno. A quarta e quinta seções tratam da estratégia empírica e tratamentos dos dados, respectivamente. Na sexta seção, é feita uma apresentação dos resultados empíricos. Por fim, a última seção é dedicada às considerações finais.

2 MIGRAÇÃO DE RETORNO NO BRASIL: REGULARIDADES OBSERVADAS

Esta seção propõe identificar as novas tendências de rotas inter-regionais dos migrantes de retorno a partir dos dados da PNAD de 2007, produzidos pelo IBGE. Essa base de dados permite identificar padrões recentes da remigração no Brasil, considerando o cruzamento entre a Unidade Federativa (UF) de nascimento, estado de última etapa e tempo de residência. Dessa forma, as evidências apresentadas a seguir procuram fornecer um quadro comparativo entre as tendências históricas da migração (migração acumulada) e aquelas verificadas nas últimas décadas.

Neste estudo, foram aplicadas duas tipologias de migrante: *i*) o migrante acumulado; e *ii*) o migrante de médio prazo. O primeiro é aquele que, na data da entrevista, afirmou residir em um estado diferente daquele de sua naturalidade. No caso do retornado, o estado de residência na data da pesquisa deve ser o de nascimento, conjugado à afirmativa de que já residiu em outro estado. O migrante de médio prazo (última etapa), por sua vez, é aquele que, na data da pesquisa, declarou ter até nove anos de domicílio em um estado que não é o de nascimento. Aplicando esse último critério para o migrante de retorno, o estado de residência na data da entrevista é o de naturalidade.³

A tabela 1 mostra os estoques acumulados de imigrantes, emigrantes, saldos migratórios e migrantes retornados em 2007 segundo a região de residência, isto é, sem considerar o tempo de moradia na UF.⁴ Os dados revelam que o Brasil registrou um histórico de cerca de 5 milhões de remigrados ou o equivalente a aproximadamente 2,9% da população total do país.

Note-se que a região Sudeste se destaca por atrair o maior número de pessoas, 13.248.429, ou seja, 47% do total de imigrantes do país foram para o Sudeste. Quanto aos emigrantes, a região possui um percentual considerável de 29,4%. Contudo, a entrada líquida de 4,9 milhões de pessoas destaca que a região ainda exerce forte poder de atração.

O Sudeste também registra o maior percentual de remigrados entre as regiões, 36,3%. Este resultado se deve, em sua maior parte, ao Estado de Minas Gerais, pois de acordo com Baeninger (2000), quando houve a descentralização das atividades

3. Outro conceito bastante empregado na literatura é o migrante de curto prazo por data fixa, isto é, aquele que há cinco anos manteve residência em estado distinto daquele da entrevista. No presente estudo, preteriu-se esse último critério ao de médio prazo, uma vez que o segundo permite capturar um fluxo de remigrados em maior intervalo de tempo, isto é, ao longo das duas últimas décadas.

4. O saldo migratório se refere à diferença entre estoques de imigrantes e emigrantes.

econômicas no país, aquele estado foi o que mais se beneficiou, atraindo forte fluxo de migrantes.

TABELA 1
Migração interestadual no Brasil: imigrantes, emigrantes, saldo migratório e migrantes retornados – estoques acumulados – 2007

Região	Imigrantes (1)	Emigrantes (2)	Migrantes retornados (3)	Saldo migratório (4)	Razão retornado/imigrante (3)/(1) x 100
Norte	3.298.341 11,7%	1.880.530 6,7%	254.069 4,7%	1.417.811	7,7
Nordeste	3.879.090 13,8%	11.417.043 40,5%	1.877.038 34,6%	-7.537.953	48,4
Sudeste	13.248.429 47,0%	8.306.284 29,4%	1.966.872 36,3%	4.942.145	14,8
Sul	3.202.635 11,4%	4.291.630 15,2%	1.029.069 19,0%	-1.088.995	32,1
Centro-Oeste	4.583.076 16,3%	2.316.084 8,2%	295.001 5,4%	2.266.992	6,4
Total	28.211.571 100,0%	28.211.571 100,0%	5.422.049 100,0%	0	19,2

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Resultados expandidos para a população.

Já a região Nordeste revela-se como a maior emissora de pessoas, respondendo por 40,5% do total de emigrantes interestaduais no Brasil. Não obstante, detém o equivalente a 13,8% de todos os imigrantes acumulados do país. Esses resultados são reforçados pela observação do saldo migratório para a região, que estima perda líquida de 7,5 milhões de pessoas.

Outra característica importante da região Nordeste se deve à forte absorção de migrantes naturais. Conforme os dados da tabela 1, a mesma recebeu 34,6% de todos os retornados do país, valores correspondentes a 3,6% da população nordestina e equivalente a 48 remigrados para cada 100 imigrantes (razão retornado/imigrante).

Quanto às demais regiões, note-se que o Norte registra saldo migratório positivo e ainda, conforme a razão remigrante/imigrante, para cada 100 migrantes que entraram na região, apenas oito são retornados. O Centro-Oeste, por sua vez, apresenta o segundo maior estoque de imigrantes e saldo migratório, porém, detém apenas 5,4% dos remigrados brasileiros.

A região Sul revela a segunda maior razão retornado/imigrante, 32 migrantes de retorno para cada 100 imigrantes, mesmo registrando perda líquida de 1 milhão de pessoas. Ainda assim, 3,8% da população da região Sul constitui-se de migrantes retornados, o que representa a parcela mais elevada entre as regiões.

Em geral, os dados da tabela 1 indicam que as regiões Sudeste e Nordeste são, historicamente, as principais receptoras de migrantes retornados. Todavia, quando se considera a composição do estoque de imigrantes, as regiões Nordeste e Sul registram, respectivamente, as maiores razões remigrados/imigrantes. Tais evidências ressaltam a importância da migração de retorno para as últimas regiões, uma vez que o Sudeste atrai, relativamente, maior número de pessoas não retornadas.

Na tabela 2, busca-se comparar as tendências mais recentes da migração de retorno com os estoques acumulados que foram analisados anteriormente. Para tanto, a tabela em destaque considera apenas as pessoas que migraram durante o período 1997-2007. Cabe ressaltar que os últimos migrantes representam cerca de 41% dos migrantes acumulados, registrados na tabela 1. Por sua vez, o total de remigrados de médio prazo corresponde a 31,4% dos migrantes de retorno acumulados ou o equivalente a 0,9% da população brasileira em 2007.

**TABELA 2
Migração interestadual no Brasil: imigrantes, emigrantes, saldo migratório e
migrantes retornados – apenas migrantes com até nove anos de residência – 2007**

Região	Imigrantes (1)	Emigrantes (2)	Migrantes retornados (3)	Saldo migratório (4)	Razão retornado/ imigrante (3)/(1) x 100
Norte	1.226.434	1.158.642	118.993	67.792	9,7
	10,6%	10,0%	7,0%		
Nordeste	3.257.553	3.273.049	642.417	-15.496	19,7
	28,2%	28,3%	37,7%		
Sudeste	3.883.494	4.270.083	494.384	-386.589	12,7
	33,6%	37,0%	29,0%		
Sul	1.600.025	1.400.726	338.088	199.299	21,1
	13,8%	12,1%	19,9%		
Centro-Oeste	1.589.521	1.454.527	108.810	134.994	6,8
	13,8%	12,6%	6,4%		
Total	11.557.027	11.557.027	1.702.692	0	14,7
	100,0%	100,0%	100,0%		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Resultados expandidos para a população.

A princípio, é possível observar uma reversão do saldo migratório do Sudeste, pois essa região apresentou saldo negativo de migrantes acumulados (ver tabela 1), enquanto no período mais recente, aufere perda líquida de 386 mil pessoas. Ademais, também respondeu por 37% da população de emigrantes do país. Esses dados indicam uma possível perda de atratividade, tendo em vista várias crises que se sucederam e abalaram a região em destaque (BAENINGER, 2000; CUNHA, 2000; SIQUEIRA, 2006).

Ao se comparar o saldo migratório da região Nordeste, considerando os migrantes de médio prazo, com aquele observado para migrantes acumulados (ver tabela 1), percebe-se que a referida região vem perdendo menos pessoas. Ainda é possível verificar que o Nordeste registrou 20 retornados para cada 100 imigrantes de médio prazo e o maior percentual de remigrados entre as demais regiões, 37,7%. Tais resultados sugerem uma importância maior da migração de retorno para a região. Ramalho e Silveira Neto (2009), por exemplo, destacam a importância da rota Nordeste-Sudeste-Nordeste na migração interestadual de retorno, sugerindo que parte significativa dos remigrados nordestinos acumulou alguma experiência na região Sudeste.

De acordo com os dados da tabela 2, observa-se que, para cada 100 imigrantes de médio prazo na região Sul, 21 são remigrados. A região em destaque também registrou saldo migratório de 199 mil pessoas. Ademais, apresentou o terceiro maior estoque de retornados, perdendo para o Nordeste e Sudeste, respectivamente, sendo que 1,3% de sua população se encontrava na condição de remigrado, o maior percentual entre todas as regiões.

As outras regiões mostraram padrão de migração regular, ou seja, as regiões Centro-Oeste e Norte continuam registrando ganho líquido de pessoas. Todavia, cabe ressaltar a importância que os remigrados passaram a ter para a região Norte, pois em relação ao estoque de migrantes acumulados, o percentual de remigrantes de médio prazo, dirigidos à região, elevou-se em 2%, além de representar 7% de todos os retornados do país. Já o Centro-Oeste apresenta maior ganho de pessoas e tem maior participação de imigrantes e emigrantes que o Norte, porém registra um estoque menor de retornados (6,4%).

Em linhas gerais, as evidências até então reportadas sugerem que o Nordeste vem ganhando importância como receptor de seus migrantes naturais. A região Sul também se destaca, dada à elevada participação de migrantes de retorno no estoque de imigrantes e importância significativa dos remigrados na composição de sua população. Logo, a identificação do padrão de seletividade envolvido no fluxo de migração de retorno pode ter relevantes implicações para essas últimas regiões.

3 O MODELO DE BORJAS E BRATSBERG (1996)

A literatura econômica aponta duas principais razões para o fenômeno da migração de retorno. Uma primeira corrente de autores entende o ato de remigrar como um evento planejado ao longo do ciclo de vida laboral do indivíduo. Nessa ótica, o trabalhador procura, durante certo período de tempo na região de destino, acumular riquezas/conhecimentos de forma a viabilizar novos investimentos ou melhores oportunidades de emprego/aposentadoria quando do seu retorno ao local de origem (COHEN; HABERFELD, 2001; DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002). Há também autores que explicam a migração de retorno como uma reação

às condições encontradas na região de destino. Destarte, o indivíduo pode arbitrar em decorrência de uma previsão incorreta acerca das possibilidades de emprego e renda, procurando assim, corrigir os equívocos da decisão de migração inicial (DAVANZO; MORRISON, 1981; SHUMWAY; HALL, 1996).

Todavia, Borjas e Bratsberg (1996) fizeram uma extensão do modelo clássico de Borjas (1987), permitindo a opção pela migração de retorno. Desse modo, estabeleceram inter-relações entre autosseleção dos trabalhadores migrantes e determinação dos salários, a partir das duas motivações já mencionadas para a remigração. A seguir, é apresentado o modelo dos primeiros autores.

Admitam-se duas regiões: “a” e “b”, sendo “a” a região de origem e “b” a região de destino. Os residentes na região “a” precisam decidir se migram para “b” por um período de tempo ou se permanecem definitivamente nessa última localidade. Assim, os salários (em logaritmos) obtidos nas regiões são dados pelas equações (1) e (2):

$$w^a = \mu^a + \eta v \quad (1)$$

$$w^b = \mu^b + v + \varepsilon \quad (2)$$

onde: μ^a e μ^b são, respectivamente, a média do logaritmo de salários em “a” e “b”; η é a taxa de retorno às habilidades na região de origem em relação à região de destino, a qual é conhecida pelo migrante; v e ε são termos aleatórios não correlacionados com média zero e variância finita.

A distribuição de probabilidade do termo v é conhecida pelos trabalhadores, por um lado, e, por outro, reflete as habilidades que podem ser transferidas entre as regiões através da mobilidade da mão de obra. Já a distribuição de ε é desconhecida, introduzindo o componente de incerteza no modelo. Assim, o indivíduo só conhecerá a verdadeira distribuição de ε se estiver morando na região de destino. Por exemplo, caso o trabalhador observe que o salário previsto é muito inferior à média (erro na formação de suas expectativas), pode optar por fazer o regresso à região de naturalidade.

Se a decisão de retornar for parte de um plano ótimo de trabalho, tal empreitada atua como um investimento em capital humano. Nesse caso, supõe-se que o migrante dedicará uma fração δ da sua força de trabalho na região de destino e que seu salário poderá se elevar em $k\%$ quando voltar ao local de origem, dadas as

habilidades adquiridas com a migração.⁵ Dessa forma, o salário potencial do migrante de retorno (w^r) será uma média dos salários esperados na região de destino e de origem após o regresso. Formalmente:

$$w^r = \delta w^b + (1 - \delta)(w^a + k) \quad (3)$$

Para decidir acerca da remigração, o trabalhador considera a maximização do benefício esperado, líquido dos custos (monetários e não monetários) de migrar e retornar. Portanto, a migração de retorno será vantajosa se o salário esperado Ew^r , depois do regresso, for maior que o salário na região de origem, líquido dos custos envolvidos nas etapas de migração:

$$Ew^r > w^a + c^m + c^r \quad (4)$$

onde c^m e c^r são os custos de migrar e retornar, respectivamente.⁶

Substituindo as equações (1), (2) e (3) na inequação (4), chega-se à condição para a remigração em função dos parâmetros do modelo:⁷

$$(1 - \eta) v > (\mu^a - \mu^b + k) + c^m + c^r - k\delta \quad (5)$$

Considere-se, agora, o caso de um trabalhador que migra de “a” para “b” sem futuras intenções de voltar ou que recebe estímulos para ficar permanentemente no local de acolhimento. A desigualdade (6), a seguir, mostra que o indivíduo decide migrar permanentemente se o salário esperado, líquido dos custos de migração, for maior na região de acolhimento do que na origem. No entanto, no caso de erro de expectativas ($\varepsilon \neq 0$), o trabalhador pode optar por remigrar, se o salário esperado no local de nascimento for maior que o salário na região de destino, líquido dos custos de retornar, conforme explicitado na inequação (7).

$$Ew^b > w^a + c^m \quad (6)$$

$$Ew^r > w^b + c^r \quad (7)$$

5. O modelo supõe k e δ constantes e iguais para todos os trabalhadores.

6. Esses custos são relativos ao salário na região de origem e iguais para todos os trabalhadores.

7. Nesse caso, supõe-se que não há incerteza ($\varepsilon = 0$).

Substituindo as equações de salários (1) e (2) nas desigualdades (6) e (7), tem-se a seguinte condição de migração para o trabalhador que não tem futuras intenções de voltar à região de naturalidade:

$$(1 - \eta) v > \mu^a - \mu^b - c^m \quad (8)$$

E para o indivíduo que migra e regressa depois de gastar um tempo trabalhando no local de destino (remigração não planejada):

$$(1 - \eta) v < (\mu^a - \mu^b + k) - \frac{c^m + c^r - \varepsilon}{1 - \delta} \quad (9)$$

As inequações (5), (8) e (9) mostram que o processo de migração é autoselativo, visto que se baseia no valor da taxa relativa de retorno salarial às habilidades η . Assim, o fluxo migratório é composto por indivíduos negativamente selecionados se $\eta > 1$, pois a região de naturalidade “a” valoriza mais as habilidades dos trabalhadores que a região de destino “b”. Nesse caso, os trabalhadores com habilidades inferiores à média dos residentes, no local de nascimento, migrarão para a região de destino. Já os retornados seriam aqueles mais habilidosos no grupo inicial de migração. Por outro lado, se $\eta < 1$ os trabalhadores com habilidades superiores à média da região de origem irão migrar, pois a região de destino valoriza mais as habilidades que a primeira região, o que tornaria o fluxo inicial de migrantes positivamente selecionado. Logo, os migrantes de retorno seriam aqueles com menor habilidade dentro do grupo inicial de partida.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção, apresenta-se a estratégia empírica adotada para produção de evidências acerca dos determinantes conjuntos da migração interestadual e dos salários, assim como investiga-se o efeito da experiência de migração sobre os salários.

4.1 Determinação conjunta da migração e salários

A estratégia direcionada à análise dos determinantes conjuntos da migração e dos rendimentos é baseada em um modelo estrutural de utilidade aleatória, apresentado a seguir, o qual é semelhante ao empregado em vários estudos na literatura internacional (FALARIS, 1987; DOLTON; MAKEPEACE; KLAU, 1989; VIJVERBERG, 1995; MENG, 2001).

Nesse modelo, assumem-se três escolhas possíveis aos trabalhadores: *i*) não migrar; *ii*) migrar sem retornar; ou *iii*) migrar e retornar. Logo, o benefício líquido da alternativa j é dado pela seguinte função de utilidade estocástica:

$$U_j = \delta_j \ln W_j + \alpha_j Z_j + \nu_j \quad (10)$$

onde: $\ln W_j$ é o logaritmo do salário esperado para a escolha j ; Z_j é um vetor de características pessoais e de localização relacionadas aos custos de migração; α_j (vetor) e δ_j são parâmetros estruturais; e ν_j é um termo aleatório que mensura o efeito de atributos não observados sobre os custos da arbitragem.

O salário proveniente da escolha j depende de um vetor de atributos pessoais X_j e de características não observáveis, representadas por um termo de erro aleatório u_j normalmente distribuído de forma independente e idêntica (i.i.d). Portanto, para cada opção de arbitragem, tem-se uma equação de salários do tipo *minceriana*:

$$\ln W_j = \beta_j X_j + u_j \quad (11)$$

onde β_j é um vetor de parâmetros incluindo intercepto.

Substituindo as equações (11) em (10), chega-se à forma reduzida do modelo estrutural:

$$\begin{aligned} U_j^* &= \delta_j (\beta_j X_j + u_j) + \alpha_j Z_j + \nu_j = (\delta_j \beta_j X_j + \alpha_j Z_j) + \\ &+ (\delta_j u_j + \nu_j) = V_j + \varepsilon_j \end{aligned} \quad (12)$$

onde: U_j^* é uma variável latente (não observada) que mede o benefício líquido da escolha j ; $V_j \equiv (\delta_j \beta_j X_j + \alpha_j Z_j)$ é uma combinação linear dos atributos determinantes dos custos e dos rendimentos; e $\varepsilon_j \equiv (\delta_j u_j + \nu_j)$ captura a combinação dos termos randômicos de (10) e (11).

A condição de migração dependerá, portanto, do benefício líquido máximo, ou seja, o indivíduo optará pela alternativa j se, e somente se, esta escolha lhe proporcionar o maior ganho de utilidade líquido em relação às demais alternativas. Formalmente, dado o conjunto de escolhas viáveis $\Omega = \{1, 2, 3\}$, o trabalhador escolhe a condição de migrante, $k \neq j$, se, e somente se, $U_k^* \geq \text{Max}_{j \in \Omega} \{U_j^*\}$.

Assumindo que o termo aleatório ε_j segue uma distribuição de valor extremo,⁸ Maddala (1983) mostra que os coeficientes reduzidos do modelo⁹ – equação (12) – e, por conseguinte, as probabilidades individuais de escolha, podem ser estimados, a partir de um *logit multinomial* por Máxima Verossimilhança:

$$p_k = \frac{\exp(V_k + \varepsilon_k)}{\sum_{j=1}^3 \exp(V_j + \varepsilon_j)} \forall j = 1, 2, 3, \text{ onde } p_k \text{ é a probabilidade de o trabalhador}$$

optar pela condição de migração k .¹⁰

Note-se que a equação de rendimentos (11) e a equação de utilidade reduzida são interdependentes, uma vez que os termos aleatórios u_j e ε_j são correlacionados, ou seja, por (12), o último é, ao menos, uma combinação linear do primeiro.¹¹ Essa característica do modelo estrutural é consistente com a hipótese da Teoria do Capital Humano que identifica como os migrantes são autosselecionados (não aleatórios) na amostra, isto é, os atributos produtivos não observados que influenciam a decisão de migrar também afetariam a determinação dos salários (CHISWICK, 1999; BORJAS, 1987).

Conforme já demonstrado por Heckman (1979), a estimativa de (11) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode produzir estimadores tendenciosos caso a amostra seja não aleatória (viés de seleção amostral). Todavia, como será discutido a seguir, o método proposto por Lee (1983) permite obter estimadores consistentes para a equação (11), considerando um viés de seleção na amostra decorrente de múltiplas escolhas.

4.2 Correção para o viés de seleção amostral: o método de Lee (1983)

Lee (1983) fez uma extensão dos trabalhos seminais (LEE, 1978; HECKMAN, 1979), que permitiu um procedimento de estimativa consistente para equação de salários considerando a probabilidade de o indivíduo ser selecionado na amostra.

Em consonância com o modelo estrutural apresentado anteriormente, considere-se que o trabalhador escolhe a condição de migrante $k \neq j$, por exemplo,

8. Também conhecida como distribuição de Gumbel.

9. Os coeficientes na forma reduzida mensuraram os impactos dos atributos pessoais (variáveis exógenas) sobre as probabilidades de migração. Embora não seja preocupação deste estudo, cabe ressaltar que é comum, na literatura, a recuperação dos coeficientes estruturais de forma indireta, isto é, por meio da imputação dos salários preditos (11) (primeiro estágio) na equação (10) (segundo estágio) (ver FALARIS, 1987; VIJVERBERG, 1995). Destarte, a identificação dos coeficientes estruturais do modelo exige apenas que as variáveis relacionadas aos custos de migração Z_j não se correlacionem com os salários, controle que pode ser feito sem problemas de sobreidentificação, ou seja, excluindo os atributos presentes em Z_j da equação de rendimentos (ver HECKMAN, 1990; PUHANI, 2000; MENG, 2001).

10. Adotando uma categoria como referência, por exemplo, $j = 1$, assume-se $\delta_1 = \alpha_1 = 0$ de modo a permitir a identificação do modelo *logit multinomial*. Logo, é possível obter, através da estimativa dos demais coeficientes, efeitos para mudanças relativas nas razões de probabilidades (GREENE, 2002).

11. Conforme ressaltado por Vijverberg (1995), há dificuldades para se parametrizar essa correlação. No entanto, Lee (1983) desenvolveu um método que permite mensurar o referido grau de correlação linear.

se $U_k^* = V_k + \varepsilon_k \geq \max_{j \in \Omega} \{V_j + \varepsilon_j\} = V_\Omega + \varepsilon_\Omega$, onde $V_\Omega \equiv \ln(\sum[\exp(V_j)])$ deve-se à hipótese de distribuição de valor extremo (Gumbel) para o termo randômico ε_j . De acordo com Vijverberg (1995), essa última desigualdade ainda pode ser reescrita como:

$$\eta_k \equiv \varepsilon_\Omega - \varepsilon_k \leq V_\Omega - V_k \equiv A_k \quad (13)$$

onde: η_k é uma variável aleatória, segue uma distribuição logística, cuja probabilidade de escolha da condição de migrante k é dada por:

$$p_k = \text{prob}(\eta_k \leq A_k) = F(A_k) = \frac{1}{1 + \exp(-A_k)}, \text{ onde } F \text{ é a função de densidade logística acumulada.}$$

Conforme já destacado, o viés de seleção na equação (11) resulta da correlação entre u_j e ε_j . Mesmo com distribuições supostamente distintas para os últimos termos estocásticos,¹² Lee (1983) demonstra que η_k pode seguir uma distribuição normal a partir da seguinte transformação: $\eta_k^n = \Phi^{-1}[F(\eta_k)]$, onde Φ^{-1} é a inversa da função de densidade normal acumulada. Usando esse resultado em (13), é possível expressar aquela desigualdade como $\eta_k^n \leq \Phi^{-1}[p_k] = A_k^n$. Ainda em consonância com as estratégias de Lee (1978) e de Heckman (1979), Lee (1983) assume que u_k e η_k^n seguem uma distribuição normal conjunta com covariância dada por $\sigma_{\eta u}$. Dessa forma, o salário esperado do trabalhador determinado por sua condição de migração k é dado por:

$$E(\ln W_k | \eta_k^n \leq A_k^n) = \hat{\beta}_k X_k + \hat{\sigma}_{\eta u} \lambda_k \quad (14)$$

onde: $\lambda_k \equiv -\frac{\phi(\Phi^{-1}[p_k])}{p_k}$ é a variável de correção para viés de seleção amostral, $\hat{\beta}_k$ é um vetor de coeficientes não tendenciosos e consistentes e $\hat{\sigma}_{\eta u}$ da covariância entre u_k e η_k^n , e, por conseguinte, é um indicador da covariância entre u_k e η_k .

Portanto, o método de Lee (1983) pode ser resumido em dois estágios. Primeiro, estima-se a equação reduzida (12) por um *logit multinomial* e computa-se a probabilidade de o trabalhador escolher a condição de migração k , isto é, \hat{p}_k , a qual, por seu turno, permite o cálculo de λ_k . Finalmente, no segundo estágio estima-se (11) por MQO com a adição da variável λ_k , o que possibilita obter parâmetros corrigidos com

12. A distribuição de Gumbel é bem semelhante a uma normal, embora seja mais assimétrica concentrada na causa direita. Dependendo dos valores selecionados para os parâmetros da distribuição de Gumbel, essa pode se aproximar ainda mais de uma normal (ver VIJVERBERG, 1995).

o controle para atributos não observáveis que incorrem em autosseleção dos trabalhadores na amostra.¹³

4.3 Efeito da condição de migrante sobre os diferenciais de salários

Com intuito de verificar qual efeito de cada condição de migração sobre os salários dos trabalhadores foram propostas as seguintes questões: Em que medida os atributos não observados do trabalhador podem explicar a diferença entre o salário auferido com a arbitragem observada e aquele que seria obtido em outra condição de migração? A migração de retorno promove ganhos salariais ainda que motivada por frustrações de expectativas? Para responder a esses questionamentos, recorre-se à decomposição de diferenciais de salários proposta por Oaxaca (1973), que considera a comparação de salários factuais e contrafactualis a partir de diferentes critérios (COULON; PIRACHA, 2005).

Sucintamente, o referido método utiliza os coeficientes obtidos nas equações de salários para separar a parcela do diferencial de salários explicada pela diferença entre esses parâmetros (valoração que o mercado faz dos atributos produtivos não observados) daquela referente às desigualdades de dotações produtivas entre dois grupos da população (valoração dos atributos observados).

$$\ln W_j - \ln W_k = \sum_{i=1}^n \bar{X}_k (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k) + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_j (\bar{X}_j - \bar{X}_k) \quad (15)$$

onde: j e k representam distintas condições de migração, sendo $k \neq j$ tomada como categoria de referência (base), $i = 1, \dots, n$ indexa a amostra total de trabalhadores, \bar{X}_j é o valor médio dos atributos observados para o i -ésimo trabalhador, $\hat{\beta}_j$ é um vetor de parâmetros estimados (incluindo intercepto) e corrigidos para viés de seleção na amostra, indexado para trabalhadores na condição de migração (grupo) j .

O primeiro componente da equação (15) $\sum_{i=1}^n \bar{X}_k (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_k)$ mensura a porção da diferença de salários entre os grupos j e k caso cada trabalhador do grupo j tivesse os mesmos atributos médios de cada trabalhador com condição de migração k . Portanto, tal diferencial é explicado pela valoração distinta que o mercado de trabalho pode realizar acerca dos atributos produtivos não observados. Assim, caso esse componente tenha sinal positivo, indicaria que os trabalhadores na condição de migração j receberiam um salário médio relativamente superior, devido a uma autosseleção positiva em características não observadas.

13. Os desvios-padrão das equações de salários podem não ser eficientes frente à presença do termo de correção para viés de seleção (NELSON, 1984). Todavia, a estimativa dos primeiros usando a técnica de reamostragem *bootstrap* fornece resultados robustos (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Por fim, o segundo termo $\sum_{i=1}^n \hat{\beta}_j (\bar{X}_j - \bar{X}_k)$ capta a parte do diferencial de salários que é imputada às diferenças de dotações observadas entre os dois grupos. Um valor positivo desse componente, por exemplo, sugere que os trabalhadores com condição de migração j são positivamente selecionados em atributos observados, quando comparados aos trabalhadores na condição k .

5 DADOS E TRATAMENTOS

Os dados empregados nas estimativas empíricas deste trabalho foram obtidos através da PNAD de 2007. Essa base de dados oferece as informações mais recentes e disponíveis à época do estudo, assim como permite identificar diferentes categorias de migrantes interestaduais, a partir do tempo de residência na UF.

A identificação dos migrantes interestaduais não retornados, retornados e não migrantes foi possível através do cruzamento das informações acerca do estado de naturalidade, estado de residência, experiência de migração interestadual e tempo de residência no estado. Assim, o migrante de retorno é aquele que, na data da entrevista, morava no seu estado de naturalidade há pelo menos nove anos, mas já residiu em outra UF. O migrante não retornado, por sua vez, é o indivíduo que, na época da pesquisa, residia há ao menos nove anos em um estado diferente daquele onde nasceu. O não migrante é o indivíduo que declarou na data da entrevista nunca ter residido fora do seu estado de nascimento. Note-se que, sob esses critérios, os remigrados e migrantes não retornados pertencem à mesma coorte, visto que são aqueles que arbitraram no mesmo período de tempo, isto é, entre 1997-2007.¹⁴

Cabe ressaltar que apenas foram incluídos na amostra os trabalhadores com idade entre 18 e 70 anos e com ocupação remunerada na semana de referência. O recorte amostral por idade é necessário para tentar excluir indivíduos que não têm condições de arbitrar, chamados de migrantes agregados, enquanto a seleção de trabalhadores ocupados deve-se às restrições impostas pelas regressões de salários (FIESS; VERNER, 2003; SANTOS JÚNIOR; MENEZES-FILHO; FERREIRA, 2005).

O método de exclusão de variáveis foi empregado para a identificação do modelo empírico, ou seja, para separar os determinantes dos rendimentos daqueles relacionados aos custos de migração.¹⁵ Conforme Coulon e Piracha (2005), o procedimento consiste em realizar testes para possíveis variáveis instrumentais. Na

14. Devido à ausência de informações sobre a data de migração inicial do remigrante, a coorte apenas considera o período de retorno ao estado de nascimento.

15. Embora este trabalho não se preocupe em estimar os parâmetros estruturais, essa identificação ainda é necessária para assegurar que a decisão de migrar depende de outros atributos relacionados aos custos e, que, por seu turno, não se correlacionam com os rendimentos. Essa estratégia é consistente com a abordagem teórica do Capital Humano, no qual a decisão de migrar é baseada na maximização do benefício líquido esperado pelo trabalhador (SJAASTAD, 1962).

prática, as variáveis candidatas são inseridas nas regressões de salários (11) para verificar se são estatisticamente significativas. Em caso de significância, são excluídas do modelo, e se não forem significantes, são inseridas na equação de seleção (12). As principais variáveis instrumentais utilizadas foram: total de moradores no domicílio, número de migrantes não naturais do estado (com 10 ou mais anos de residência) no domicílio,¹⁶ estado conjugal, chefe de família e presença de filho menor de 14 anos.¹⁷ Cabe ressaltar que algumas variáveis entraram tanto nas equações de salários quanto na equação de seleção, visto que influenciam a decisão de migrar e a determinação dos salários, a saber: sexo, raça, experiência, níveis de educação, ocupação, filiação sindical, residência setorial, residência metropolitana e variáveis *dummies* para as regiões brasileiras de residência na data da pesquisa. As tabelas A.1 e A.2, do apêndice, fornecem maiores informações sobre as variáveis utilizadas nos modelos. Na primeira tabela, constam a descrição e a definição de cada variável, enquanto na segunda, as estatísticas descritivas da amostra.

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, são apresentados os resultados obtidos com a estimação do modelo de múltiplas escolhas e determinação de rendimentos. A tabela 3 registra os coeficientes estimados a partir da forma reduzida do modelo empírico – ver equação (12). Para facilitar a interpretação, também são apresentadas as razões das chances – taxas relativas de risco (TRR) –, tomando por referência a categoria não migrante (omitida).

É possível verificar que os homens ou aqueles de raça branca têm maiores chances de ser migrantes não retornados comparados às mulheres e não brancos (categorias omitidas). De acordo com Silveira Neto e Magalhães (2004), os indivíduos do sexo masculino são mais propensos à migração, uma vez que chegam a representar cerca de 70% dos migrantes no Brasil.

Com relação à educação, nota-se que a maior escolaridade aumenta a probabilidade de o trabalhador migrar. Por exemplo, um trabalhador com 15 anos ou mais de instrução registra chance relativa de ser migrante não retornado ou migrante de retorno aumentada em 86,8 pontos percentuais (p.p.) (TRR: 1,8677-1) e 105 p.p., respectivamente. Desse modo, os dados sugerem que existe forte relação entre investimento em capital humano e migração. Ademais, vários trabalhos na literatura apontam que as pessoas com mais educação são propensas à mobilidade (ZHAO, 2002; FIESS; VERNER, 2003).

16. Note-se que, sob esse critério, a variável exclui possíveis familiares que migraram no mesmo período do trabalhador típico, o que possibilita reduzir possíveis problemas de endogeneidade no modelo.

17. É importante destacar que a escolha das variáveis instrumentais também se baseou em aspectos teóricos. Por exemplo, a literatura especializada sugere que a condição conjugal ou a presença de filhos tende a afetar mais os custos de migração que os salários (MINCER, 1978).

TABELA 3
Brasil: determinantes da migração interestadual – logit multinomial

	Migrante não retornado		Migrante retornado	
	Coeficientes	TRR	Coeficientes	TRR
Homem	0,2902*** (0,0408)	1,3366*** (0,0546)	0,1185 (0,0856)	1,1258 (0,0963)
Branco	0,0939*** (0,0271)	1,0984*** (0,0298)	-0,0074 (0,0525)	0,9926 (0,0521)
Experiência	-0,0190*** (0,0036)	0,9812*** (0,0035)	0,0121* (0,0072)	1,0121* (0,0073)
Experiência2	-0,0003*** (0,0001)	0,9997*** (0,0001)	-0,0006*** (0,0001)	0,9994*** (0,0001)
Estudo 1 a 4	-0,1032* (0,0552)	0,9019* (0,0498)	0,1189 (0,1082)	1,1262 (0,1219)
Estudo 5 a 10	-0,0991* (0,0530)	0,9057* (0,0480)	0,2952*** (0,1038)	1,3434*** (0,1395)
Estudo 11 a 14	0,0667 (0,0549)	1,0690 (0,0587)	0,2654** (0,1080)	1,3040** (0,1408)
Estudo 15 ou +	0,6247*** (0,0635)	1,8677*** (0,1186)	0,7183*** (0,1253)	2,0509*** (0,2569)
Empregado sem carteira	0,0853*** (0,0320)	1,0891*** (0,0349)	0,1499** (0,0635)	1,1617** (0,0738)
Autônomo	0,0545 (0,0337)	1,0561 (0,0356)	0,2211*** (0,0629)	1,2475*** (0,0784)
Empregador	-0,0779 (0,0657)	0,9250 (0,0607)	0,0235 (0,1250)	1,0238 (0,1279)
Funcionário público	-0,3469*** (0,0508)	0,7068*** (0,0359)	-0,3905*** (0,1095)	0,6767*** (0,0741)
Sindicato	-0,1562*** (0,0352)	0,8554*** (0,0301)	-0,1007 (0,0668)	0,9042 (0,0604)
Urbana	-0,2060*** (0,0405)	0,8139*** (0,0329)	0,1190 (0,0805)	1,1263 (0,0906)
Metrópole	-0,3039*** (0,0265)	0,7379*** (0,0196)	-0,5866*** (0,0518)	0,5562*** (0,0288)
Norte	0,6178*** (0,0401)	1,8549*** (0,0743)	0,0876 (0,0923)	1,0915 (0,1007)
Nordeste	-0,0533 (0,0353)	0,9481 (0,0335)	0,4956*** (0,0658)	1,6415*** (0,1080)
Sul	-0,3982*** (0,0402)	0,6715*** (0,0270)	0,2354*** (0,0724)	1,2654*** (0,0916)
Centro-Oeste	1,3059*** (0,0386)	3,6910*** (0,1424)	0,3072*** (0,0934)	1,3597*** (0,1271)
Total de moradores	-0,0927*** (0,0091)	0,9115*** (0,0083)	-0,1153*** (0,0179)	0,8911*** (0,0160)

(continua)

(continuação)

	Migrante não retornado		Migrante retornado	
	Coeficientes	TRR	Coeficientes	TRR
Número de migrantes	0,0658** (0,0273)	1,0680** (0,0292)	-0,3960*** (0,0780)	0,6730*** (0,0525)
Chefe	0,0217 (0,0344)	1,0219 (0,0352)	0,1969*** (0,0699)	1,2176*** (0,0851)
Casado	-0,1669*** (0,0416)	0,8463*** (0,0352)	-0,1520* (0,0863)	0,8590* (0,0741)
Casado mulher	-0,0337 (0,0592)	0,9669 (0,0573)	0,0705 (0,1225)	1,0730 (0,1314)
Casado e filho 14 anos	0,0121 (0,0639)	1,0121 (0,0647)	0,1081 (0,1237)	1,1141 (0,1378)
Filho de 14 anos	0,1831*** (0,0599)	1,2009*** (0,0719)	0,2710** (0,1155)	1,3112** (0,1514)
Intercepto	-0,6404*** (0,0897)		-3,1599*** (0,1860)	
Valor-p qui-quadrado		0,0000		
Número de observações		52.053		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses.

Notas: *** Estatisticamente significante a 1%.

** Estatisticamente significante a 5%.

* Estatisticamente significante a 10%.

Os trabalhadores ocupados sem carteira de trabalho assinada ou como autônomos têm maior chance de migrar comparados àqueles empregados com carteira de trabalho assinada. Por outro lado, os funcionários públicos registram redução de 29,3 p.p. (TRR: 1-0,7068) e 32,3 p.p., respectivamente, na chance de ser migrante não retornado e remigrado. Desta forma, os dados indicam que os trabalhadores mais propensos a efetuar a arbitragem são aqueles inseridos em ocupações características do setor informal.

Residir em área urbana ou metropolitana diminui a probabilidade de migração, dado que existe maior oferta de serviços, trabalho e maiores remunerações. Em comparação ao Sudeste, as regiões Nordeste e Sul ganham destaque, uma vez que os trabalhadores residentes nessas últimas registraram maiores chances relativas de se tornarem migrantes, sobretudo, migrantes retornados na região Nordeste. Cabe ressaltar que as evidências apresentadas estão de acordo com aquelas encontradas por Siqueira (2006). Outras diferenças importantes merecem destaque: *i*) na região Sul a chance de o indivíduo ser migrante não retornado diminui em 32,8 p.p., enquanto a propensão à migração de retorno se eleva em 26,5 p.p., comparado ao residente típico do Sudeste; e *ii*) no Centro-Oeste, o trabalhador registra uma chance relativa três vezes maior de ser migrante permanente.

Nos domicílios com maior número de migrantes não naturais da UF, a chance de o trabalhador ser migrante não retornado aumenta em 6,8 p.p., enquanto sua propensão à remigração é reduzida em 32,7 p.p. Estes resultados reforçam o papel das redes sociais no processo de migração, que abrange a troca de experiência entre migrantes, favorece o acolhimento, fornece uma gama de informações sobre emprego e renda no local de destino, contribuindo para reduzir os custos e intervir no sucesso da arbitragem (SASAKI; ASSIS, 2000; YAMAUCHI; TANABE, 2008; ABUD *et al.*, 2008).

Ainda se pode observar que os chefes de família ou pais com filhos menores registram maiores chances de migração, sobretudo, para migração de retorno. Por outro lado, os trabalhadores com cônjuge apresentaram diminuição das referidas chances. Tais evidências reforçam a escolha das variáveis instrumentais e ressaltam o papel dos laços familiares na determinação dos custos associados à migração (MINCER, 1978).

A tabela 4 apresenta as equações de salários não corrigidas e corrigidas para viés de seleção na amostra. As equações não corrigidas foram estimadas por MQO sem considerar a equação de seleção (12), isto é, desconsiderando a interdependência entre migração e determinação de salários. Já as equações corrigidas foram obtidas por estimativas de dois estágios, ou seja, usando as variáveis de correção λ_1 , λ_2 e λ_3 , que foram computadas em primeiro estágio.

TABELA 4
Brasil: regressões de salários por condição de migração com e sem correção para viés de seleção na amostra

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno	
	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida
Homem	0,2471*** (0,0071)	0,2281*** (0,0084)	0,2805*** (0,0153)	0,2533*** (0,0210)	0,2600*** (0,0371)	0,2584*** (0,0373)
Branco	0,1144*** (0,0075)	0,1086*** (0,0075)	0,1307*** (0,0156)	0,1212*** (0,0160)	0,0666* (0,0355)	0,0669* (0,0354)
Experiência	0,0243*** (0,0009)	0,0262*** (0,0010)	0,0250*** (0,0020)	0,0269*** (0,0022)	0,0304*** (0,0051)	0,0299*** (0,0052)
Experiência2	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)
Estudo 1 a 4	0,1643*** (0,0160)	0,1667*** (0,0167)	0,0968*** (0,0360)	0,1060*** (0,0352)	-0,0010 (0,0777)	-0,0024 (0,0763)
Estudo 5 a 10	0,3585*** (0,0157)	0,3577*** (0,0162)	0,2572*** (0,0338)	0,2658*** (0,0335)	0,3064*** (0,0749)	0,3016*** (0,0763)
Estudo 11 a 14	0,7086*** (0,0163)	0,6983*** (0,0169)	0,6513*** (0,0354)	0,6427*** (0,0352)	0,7387*** (0,0800)	0,7345*** (0,0810)
Estudo 15 ou +	1,4865*** (0,0204)	1,4338*** (0,0241)	1,6428*** (0,0408)	1,5830*** (0,0484)	1,6404*** (0,1022)	1,6303*** (0,1014)

(continua)

(continuação)

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno	
	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida	Não corrigida	Corrigida
Empregado sem carteira	-0,1793*** (0,0084)	-0,1859*** (0,0085)	-0,1761*** (0,0172)	-0,1837*** (0,0176)	-0,1689*** (0,0404)	-0,1708*** (0,0414)
Autônomo	-0,0791*** (0,0101)	-0,0840*** (0,0101)	-0,0318 (0,0232)	-0,0356 (0,0233)	-0,0472 (0,0504)	-0,0510 (0,0510)
Empregador	0,6119*** (0,0222)	0,6175*** (0,0227)	0,6749*** (0,0552)	0,6844*** (0,0551)	0,6960*** (0,1297)	0,6943*** (0,1239)
Funcionário público	0,3307*** (0,0132)	0,3560*** (0,0145)	0,4558*** (0,0328)	0,4861*** (0,0347)	0,4743*** (0,0759)	0,4795*** (0,0782)
Sindicato	0,1063*** (0,0097)	0,1166*** (0,0097)	0,1417*** (0,0227)	0,1548*** (0,0229)	0,2381*** (0,0490)	0,2389*** (0,0486)
Urbana	0,1829*** (0,0128)	0,1939*** (0,0132)	0,2401*** (0,0249)	0,2607*** (0,0260)	0,2323*** (0,0669)	0,2300*** (0,0699)
Metrópole	0,0788*** (0,0073)	0,1033*** (0,0090)	0,1635*** (0,0164)	0,1889*** (0,0200)	0,2090*** (0,0378)	0,2189*** (0,0537)
Norte	-0,1410*** (0,0121)	-0,1811*** (0,0152)	0,0399* (0,0235)	-0,0176 (0,0375)	-0,1610** (0,0627)	-0,1588** (0,0635)
Nordeste	-0,3422*** (0,0094)	-0,3454*** (0,0094)	-0,2506*** (0,0230)	-0,2410*** (0,0237)	-0,3708*** (0,0456)	-0,3798*** (0,0585)
Sul	-0,0256*** (0,0092)	-0,0104 (0,0096)	0,0390 (0,0243)	0,0807** (0,0331)	-0,0302 (0,0501)	-0,0355 (0,0530)
Centro-Oeste	-0,0336** (0,0135)	-0,1465*** (0,0282)	0,0856*** (0,0202)	-0,0355 (0,0641)	0,0942 (0,0640)	0,0965 (0,0650)
λ_1		-0,3132*** (0,0673)				
λ_2				0,2176** (0,1068)		
λ_3						0,0466 (0,1815)
Intercepto	1,5538*** (0,0226)	1,4026*** (0,0392)	1,4853*** (0,0491)	1,7537*** (0,1416)	1,5007*** (0,1173)	1,6111*** (0,4327)
R ² ajustado	0,410	0,410	0,477	0,477	0,465	0,465
Número de observações	40.399	40.399	9.692	9.692	1.962	1.962

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Para as equações corrigidas os desvios-padrão foram computados por bootstrap com 1.000 replicações.

Notas: *** Estatisticamente significante a 1%.

** Estatisticamente significante a 5%.

* Estatisticamente significante a 10%.

De uma forma geral, comparando-se os coeficientes corrigidos e não corrigidos, percebe-se que houve mudanças importantes para as variáveis de instrução e de localização regional dos trabalhadores migrantes não retornados. Em geral, à

medida que a faixa de escolaridade se eleva, os coeficientes das equações de salários aumentam, indicando maior remuneração para nível superior de estudo, sobretudo, para os remigrados e migrantes não retornados. Note-se, ainda, que a variável experiência registra efeito não linear sobre os salários, reforçando a percepção de que a migração é realizada, em geral, por jovens.

Cabe também destacar que os trabalhadores (não migrantes, migrantes não retornados e remigrantes), ocupados como empregados sem carteira ou como autônomos, auferem salários mais baixos em relação aos trabalhadores empregados com carteira de trabalho assinada (categoria omitida). Por seu turno, o oposto se verifica para os ocupados como empregador e funcionário público. Ademais, os residentes na região Nordeste ganham menos que os moradores do Sudeste, sobretudo, os remigrados, enquanto os migrantes de áreas urbanas e metropolitanas recebem mais que os moradores de regiões rurais e não metropolitanas (categorias omitidas).

Reportando-se aos coeficientes associados às variáveis de correção $\lambda_j \forall j = 1, 2, 3$, é possível anotar que aqueles referentes às equações de salários dos não migrantes e migrantes não retornados revelaram-se estatisticamente significativos. Especificamente, para os não migrantes, o sinal negativo do coeficiente de λ_1 indica que os mesmos devem registrar salários menores que aqueles de indivíduos escolhidos aleatoriamente no total da amostra, enquanto o sinal positivo do coeficiente associado à variável λ_2 revela que os rendimentos dos migrantes não retornados seriam maiores que os auferidos por indivíduos escolhidos aleatoriamente no total da amostra. Em linhas gerais, tais resultados sugerem seleção positiva (negativa) dos migrantes não retornados (não migrantes) em atributos não observados, evidências consistentes com aquelas encontradas por Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005).

Na tabela 5 são registrados os resultados obtidos com a decomposição de Oaxaca a partir das regressões de salários corrigidas. Os dados mostram que as maiores diferenças de rendimentos são verificadas entre o grupo dos migrantes não retornados e o grupo dos não migrantes. Nesse caso, quase a totalidade daquelas diferenças é explicada por atributos não observados favoráveis aos migrantes. Isso significa que, se os trabalhadores não migrantes tivessem as mesmas características médias dos migrantes, ainda assim, teriam seus atributos valorados inferiormente aos últimos.

Os migrantes não retornados apresentam situação vantajosa frente aos migrantes de retorno. Note-se que o diferencial total é positivo quando se toma o migrante por categoria de referência e que 89,5% das discrepâncias são devidas a fatores não observados, enquanto 10,5% se devem às diferenças de atributos. Portanto, as evidências apresentadas sugerem que os migrantes interestaduais permanentes são positivamente selecionados em relação aos não migrantes e remigrados.¹⁸

18. Esses resultados são mais precisos na ausência de diferenças na qualidade das coortes migratórias. Por exemplo, parte da diferença de renda favorável aos migrantes não retornados pode ser explicada pela remigração de trabalhadores negativamente selecionados nos anos precedentes a 2007, fato que, potencialmente, poderia aumentar a renda dos migrantes "sobreviventes" na região de destino.

TABELA 5
Brasil: decomposição de Oaxaca para as equações de salários corrigidas

Migrante não retornado <i>versus</i> não migrante	Categoria-base: migrante		Categoria-base: não migrante	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	0,2	0,4	0,7	-1,3
Diferencial não explicado	54,0	99,6	-54,9	101,3
Diferencial total	54,2	100,0	-54,2	100,0
Migrante não retornado <i>versus</i> remigrado	Categoria-base: migrante		Categoria-base: remigrado	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	2,8	10,5	-8,4	31,5
Diferencial não explicado	23,9	89,5	-18,3	68,5
Diferencial total	26,7	100,0	-26,7	100,0
Remigrado <i>versus</i> não migrante	Categoria-base: remigrado		Categoria-base: não migrante	
	Valor	Percentual	Valor	Percentual
Diferencial devido aos atributos	-2,2	-8,2	2,9	-10,8
Diferencial não explicado	29,0	108,2	-29,7	110,8
Diferencial total	26,8	100,0	-26,8	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Obs.: Valores positivos do diferencial não explicado indicam vantagem para a categoria-base; valores negativos o oposto. Diferenciais computados para distribuição não condicionada (salários potenciais), ou seja, apesar de consideradas nas estimativas, as variáveis de correção e seus coeficientes foram excluídos do cálculo.

A comparação entre os salários dos migrantes de retorno e não migrantes permite identificar vantagem para os primeiros, apesar de a diferença explicada por atributos observados favorecer os não migrantes. Destarte, caso os não migrantes possuíssem os mesmos atributos médios dos remigrados, teriam 29 pontos de log de salário a menos, dada a valoração diferenciada das características não observadas pelo mercado. Tais evidências sugerem que os remigrantes, mesmo possuindo atributos observados inferiores aos dos não migrantes, podem se beneficiar da experiência de migração ao acumular capital humano específico à região de destino.

Para entender melhor o padrão de seletividade entre os três grupos de trabalhadores analisados anteriormente, apresentam-se, na tabela 6, estimativas do salário/hora factual, contrafactual e do retorno econômico à migração, auferidos na média para cada nível de estudo. Ademais, as estimativas se referem aos salários potenciais, isto é, as previsões lineares das equações de salários incluem os coeficientes corrigidos, exceto aqueles relacionados às variáveis de correção (MADDALA, 1983, p. 287). Os salários contrafactuals (aqueles que seriam obtidos com uma opção de arbitragem distinta da observada) foram calculados imputando-se os coeficientes estimados para os trabalhadores observados na categoria contrafactual sobre os atributos dos trabalhadores da categoria factual.

TABELA 6

Brasil: salário-hora predito (logaritmo), salário-hora contrafactual (logaritmo) e retorno econômico por condição de migração e segundo o nível de instrução

(A)	Factual	Contrafactual		Retorno econômico	
	Não migrante (1)	Caso migre sem retornar (2)	Caso migre e retorne (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
Estudo < 1	1,95	2,52	2,19	-0,57*	-0,25*
Estudo 1 a 4	2,22	2,74	2,33	-0,51*	-0,10*
Estudo 5 a 10	2,40	2,89	2,66	-0,49*	-0,26*
Estudo 11 a 14	2,78	3,31	3,15	-0,54*	-0,38*
Estudo 15 ou +	3,72	4,48	4,28	-0,77*	-0,56*
Total	2,55	3,09	2,84	-0,54*	-0,29*
(B)	Migrante não retornado (1)	Caso não migre (2)	Caso migre e retorne (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
	2,50	1,94	2,24	0,56*	0,27*
Estudo 1 a 4	2,62	2,12	2,28	0,50*	0,34*
Estudo 5 a 10	2,76	2,28	2,59	0,48*	0,17*
Estudo 11 a 14	3,21	2,67	3,08	0,53*	0,12*
Estudo 15 ou +	4,38	3,60	4,22	0,78*	0,15*
Total	3,09	2,55	2,91	0,55*	0,19*
(C)	Migrante retornado (1)	Caso não migre (2)	Caso migre sem retornar (3)	(1) – (2)	(1) – (3)
	2,14	1,89	2,45	0,25*	-0,31*
Estudo 1 a 4	2,26	2,14	2,65	0,11*	-0,39*
Estudo 5 a 10	2,55	2,29	2,77	0,25*	-0,23*
Estudo 11 a 14	3,10	2,73	3,26	0,37*	-0,16*
Estudo 15 ou +	4,18	3,62	4,38	0,56*	-0,20*
Total	2,82	2,52	3,06	0,30*	-0,24*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: * Estatisticamente significante a 1%.

Na coluna (1), por exemplo, registram-se as estimativas factuais segundo três categorias de trabalhadores: não migrante, migrante não retornado e migrante retornado. Nas colunas (2) e (3) são apresentados os salários contrafactualis. Por fim, nas duas últimas colunas são computados os ganhos salariais à migração (retorno econômico) a partir da diferença entre previsões lineares factuais e contrafactualis.

Com relação ao não migrante, o retorno econômico auferido, no caso de migração permanente para a região de destino, é negativo para todas as faixas de escolaridade, ou seja, os dados sugerem que a decisão de continuar no estado de

origem pode não ter sido a melhor escolha, uma vez que o trabalhador ganharia mais se tivesse arbitrado. No tocante à opção pela remigração, percebem-se resultados semelhantes, embora com menor perda de rendimentos que no primeiro caso.

Vale ressaltar que a questão da inconsistência envolvida na decisão de não migrar deve ser vista com cautela, uma vez que alguns fatores não considerados no modelo podem atuar significativamente na decisão de arbitragem: *i*) a dificuldade de assimilação dos custos (incerteza) envolvidos na decisão de arbitragem, sobretudo, para os trabalhadores de baixa instrução; *ii*) as diferenças de amenidades regionais devem compensar os ganhos/perdas salariais estimadas; e *iii*) a dificuldade de acesso ao crédito (restrição financeira/falhas de mercado) pode dificultar a migração de muitos trabalhadores (FALARIS, 1987; COULON; PIRACHA, 2005).

Os dados também mostram que a decisão de migração foi coerente, sobretudo, para os migrantes não retornados. Para todas as faixas de instrução consideradas, o retorno econômico desses últimos migrantes, em caso de opção pela não migração ou remigração, foi positivo. Por outro lado, observando a diferença de salário do remigrado, a partir da opção pela não migração, também se nota que houve ganhos por ter arbitrado, sobretudo no caso dos mais instruídos. Ademais, se tivessem permanecido no estado de destino, teriam recebido maior salário, uma vez que o retorno econômico foi negativo para todas as faixas de estudo. Portanto, os resultados são importantes no sentido de reforçar a hipótese de que a maior parte dos retornados sofreu frustração de expectativas quanto ao emprego e à renda na região de destino (SIQUEIRA, 2006).

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar, empiricamente, os potenciais impactos do fenômeno da remigração nos salários daqueles que decidiram voltar aos estados brasileiros de naturalidade. Inicialmente, os achados empíricos mostraram que os migrantes interestaduais não retornados são positivamente selecionados em atributos não observados quando comparados aos migrantes de retorno e não migrantes. Ou seja, foi constatado que os primeiros ganham, em média, um salário maior que os últimos, sobretudo, devido às diferenças de atributos não observados. Tais resultados corroboram aqueles verificados por Santos Júnior, Menezes-Filho e Ferreira (2005), embora aqui tenham sido obtidos por uma técnica mais rigorosa e consistente com a literatura especializada (BORJAS, 1987; RIBEIRO; BASTOS, 2004).

O conjunto de evidências encontradas também sugere, por um lado, que os migrantes interestaduais de retorno poderiam auferir ganhos salariais caso tivessem permanecido empregados no estado de destino, indicando que a decisão de remigrar pode ser explicada pelo desemprego ou por erro de previsão acerca dos salários esperados com a arbitragem. Por outro, apesar de os remigrados serem desfavorecidos em atributos observados quando comparados aos não migrantes,

os achados empíricos permitem afirmar que a decisão de remigrar foi consistente, dado que, após o reingresso no mercado de trabalho do estado de naturalidade, o rendimento médio do migrante se elevou (retorno econômico positivo). A explicação para tal resultado pode estar associada à acumulação de riqueza/conhecimentos no estado de destino inicial, sobretudo, para os trabalhadores mais instruídos, que conforme as estimativas, auferem os maiores ganhos de salário (DUSTMANN; KIRCHKAMP, 2002).

Destarte, tais evidências são importantes para o Brasil, pois comprovam que a migração, mesmo quando motivada por erros de previsão ou desemprego, constitui-se um importante mecanismo para melhorar o bem-estar dos trabalhadores, principalmente, daqueles que investem em educação e conseguem assimilar melhor os ganhos de capital humano providos pela experiência de arbitragem.

Dado que a região Nordeste é a maior receptora de seus migrantes naturais e que apresenta grandes disparidades socioeconômicas, os achados deste trabalho permitem questionar quais seriam os impactos da migração de retorno sobre a distribuição de renda e emprego. Apesar da seleção negativa dos remigrados dentro do grupo de migrantes, a volta ao estado de origem parece ter aumentado o bem-estar do migrante típico. Assim, fica como sugestão para estudos futuros a investigação dessa temática.

ABSTRACT

The main goal of this paper is to analyze the impacts of interstate migration on the earnings of workers returning to their states of birth in Brazil. To this purpose, we use data from the 2007 National Household Survey – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) and an empirical model of joint determination of migration and earnings. The findings indicate that return migrants are negatively selected compared to permanent migrants. However, we observed that return migrants with high levels of education earn more in the state of birth, probably due a specific human capital accumulation in the state of destination.

Keywords: Return Migration; Earnings; Self-Selection; Human Capital.

REFERÊNCIAS

- ABUD, D. L. *et al.* Migração de retorno: entre significados e materialidades. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16. *Anais...* Caxambu, 2008.
- BAENINGER, R. A. Novos espaços da migração no Brasil: anos 80 e 90. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. *Anais...* Caxambu, 2000.
- BORJAS, G. J. Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, v. 77, n. 4, p. 531-553, Sep. 1987.
- _____.; BRATSBERG, B. Who leaves? The outmigration of the Foreign-Born. *The Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 1, p. 165-176, Feb. 1996.

- BRITO, F. R. A.; CARVALHO, J. A. M. As migrações internas no Brasil: as novidades sugeridas pelos censos demográficos de 1991 e 2000 e pelas PNADs recentes. **Parcerias Estratégicas**, n. 22, p. 441-455, jun. 2006.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics**: methods and applications. Cambridge University Press, 2005.
- CHISWICK, B. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.
- COHEN, Y.; HABERFELD, Y. Self-selection and return migration: Israeli-Born Jews returning home from the United States during the 1980s. **Population Studies**, v. 55, n. 1, p. 79-91, Mar. 2001.
- COULON, A.; PIRACHA, M. Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective. **Journal of Population Economics**, v. 18, p. 779-807, 2005.
- CUNHA, A. S. Migração de retorno num contexto de crises, mudanças e novos desafios. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. **Anais...** Caxambu, 2000. v.1.
- DAVANZO, J. Repeat migration in the United States: who moves back and who moves on? **The Review of Economics and Statistics**, v. 65, n. 4, p. 552-559, Nov. 1983.
- _____.; MORRISON, P. A. Return and other sequences of migration in the United States. **Demography**, v. 18, n. 1, p. 85-101, Feb. 1981.
- DOLTON, P. J.; MAKEPEACE, G. H.; KLAAU, Van der. Occupational choice and earnings determination: the role of sample selection and non-pecuniary factors. **Oxford Economic Papers**, v. 41, n. 3, p. 573-594, 1989.
- DUSTMANN, C.; KIRCHKAMP, O. The optimal migration duration and activity choice after re-migration. **Journal of Development Economics**, v. 67, p. 351-372, 2002.
- FALARIS, E. M. A nested logit migration model with selectivity. **International Economic Review**, v. 28, n. 2, p. 429-443, 1987.
- FIESS, N. M.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during 1990s. **World Bank Policy Research**, p. 1-39, 2003 (Working Paper, n. 3.093).
- GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. 5. ed. Prentice Hall, 2002.
- KAUHANEN, M.; TERVO, H. Who moves to depression regions? An analysis of migration stream in Finland in the 1991. **International Regional Science Review**, v. 25, n. 2, p. 200-218, Apr. 2002.
- HECKMAN, J. V. Sample selection as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153-161, 1979.
- _____. Varieties of selection bias. **The American Economic Review**, v. 80, n. 2, p. 313-318, 1990.
- LEE, L-F. Unionism and wage rates: a simultaneous equations model with qualitative and limited dependent variables. **International Economic Review**, v. 19, n. 2, p. 415-433, 1978.
- _____. Generalized econometric models with selectivity. **Econometrica**, v. 51, n. 2, p. 507-512, 1983.
- MADDALA, G. **Limited-dependent and qualitative variables in econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- MENG, X. The informal sector and rural-urban migration – a Chinese case study. **Asian Economic Journal**, v. 15, n. 1, p. 71-89, 2001.

- MINCER, J. Family migrations decisions. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, 1978.
- NELSON, F. D. Efficiency of the two-step estimator for models with endogenous sample selection. **Journal of Econometrics**, v. 24, p. 181-196, 1984.
- NEWBOLD, K. B. Counting migrants and migrations: comparing lifetime and fixed-interval return and onward migration. **Economic Geography**, v. 77, n. 1, p. 23-40, 2001.
- OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 4, p. 693-790, 1973.
- PUHANI, P. A. The Heckman correction for sample selection and its critique. **Journal of Economic Surveys**, v. 14, n. 1, 2000.
- RAMALHO, H. M. B.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração de retorno e escolha ocupacional no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 7. **Anais...** São Paulo, 2009.
- RIBEIRO, E. P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 26. **Anais...** João Pessoa: SBE, 2004. p. 1-19.
- SANTOS JÚNIOR, E. R.; MENEZES-FILHO, N.; FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 3, p. 299-331, 2005.
- SASAKI, E. M.; ASSIS, G. O. Teorias das migrações internacionais. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12. **Anais...** Caxambu, 2000. v.1.
- SHUMWAY, J. M.; HALL, G. Self-selection, earnings and Chicano migration: differences between return and onward migrants. **International Migration Review**, v. 30, n. 4, p. 979-994, 1996.
- SILVEIRA NETO, R. M.; MAGALHÃES, A. M. O progresso econômico do migrante em São Paulo: evidências a partir dos censos demográficos de 1991 e 2000. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS, 3. **Anais...** Belo Horizonte, 2004.
- SIQUEIRA, L. B. O. **Uma análise do fluxo migratório brasileiro:** migração para regiões pobres e migração de retorno. Tese (Doutorado). Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2006.
- SJAASTAD, L. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, 1962.
- VIJVERBERG, W. P. M. Dual selection criteria with multiple alternatives: migration, work status, and wages. **International Economic Review**, v. 36, n. 1, p. 159-185, 1995.
- YAMAUCHI, F.; TANABE, S. Nonmarket networks among migrants: evidence from metropolitan Bangkok, Thailand. **Journal of Population Economics**, v. 21, n. 3, p. 649-664, 2008.
- ZHAO, Y. Causes and consequence of return migration: recent evidence from China. **Journal of Comparative Economics**, v. 30, n. 2, p. 376-394, 2002.

(Originais submetidos em julho de 2010. Última versão recebida em abril de 2011. Aprovada em setembro de 2011).

APÊNDICE

**TABELA A.1
Descrição das variáveis utilizadas nas regressões**

Atributos pessoais	Definição
Homem	Variável binária: 1 masculino; 0 feminino ¹
Branco	Variável binária: 1 branco; 0 não branco ¹
Experiência	Experiência no mercado de trabalho (idade - anos de estudo - 5)
Experiência2	Experiência ao quadrado
Estudo < 1	Variável binária: 1 possui menos de 1 ano de estudo; 0 caso contrário
Estudo 1 a 4	Variável binária: 1 possui de 1 a 4 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 5 a 10	Variável binária: 1 possui de 5 a 10 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 11 a 14	Variável binária: 1 possui de 11 a 14 anos de estudo; 0 caso contrário ¹
Estudo 15 ou +	Variável binária: 1 possui 15 ou + anos de estudo; 0 caso contrário ¹
<hr/>	
Ocupação	
Empregado com carteira	Variável binária: 1 empregado com carteira de trabalho assinada; 0 caso contrário
Empregado sem carteira	Variável binária: 1 empregado sem carteira de trabalho assinada; 0 caso contrário ¹
Autônomo	Variável binária: 1 trabalhador autônomo/conta-própria; 0 caso contrário ¹
Empregador	Variável binária: 1 empregador; 0 caso contrário ¹
Funcionário público	Variável binária: 1 servidor público; 0 caso contrário ¹
Sindicato	Variável binária: 1 filiado a sindicato; 0 caso contrário ¹
<hr/>	
Família	
Chefe	Variável binária: 1 responsável pela família; 0 caso contrário ¹
Casado	Variável binária: 1 homem que vive com cônjuge; 0 caso contrário ¹
Casado mulher	Variável binária: 1 mulher que vive com cônjuge; 0 caso contrário ¹
Total de moradores	Total de moradores no domicílio
Número de migrantes	Total de migrantes não naturais da UF no domicílio com 10 anos ou + de residência
Filho de 14 anos	Variável binária: 1 possui filho menor de 14 anos; 0 caso contrário ¹
Casado e filho 14 anos	Variável binária: 1 casado e possui filho menor de 14 anos; 0 caso contrário ¹
<hr/>	
Residência	
Urbana	Variável binária: 1 reside na zona urbana; 0 caso contrário ¹
Metrópole	Variável binária: 1 reside na região metropolitana; 0 caso contrário ¹
Norte	Variável binária: 1 reside na região Norte; 0 caso contrário ¹
Nordeste	Variável binária: 1 reside na região Nordeste; 0 caso contrário ¹
Sul	Variável binária: 1 reside na região Sul; 0 caso contrário ¹
Centro-Oeste	Variável binária: 1 reside na região Centro-Oeste; 0 caso contrário ¹
Sudeste	Variável binária: 1 reside na região Sudeste; 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.

Nota: ¹Categoria de referência/controle.

TABELA A.2
Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno		Média	Total
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão		
Homen	0,58	0,49	0,62	0,48	0,60	0,49	0,59	0,49
Branco	0,48	0,50	0,46	0,50	0,47	0,50	0,47	0,50
Experiência	24,19	13,47	18,39	11,68	21,10	11,69	22,99	13,29
Experiência2	766,42	734,63	474,72	558,46	581,83	583,40	705,15	709,31
Estudo 1 a 4	0,20	0,40	0,15	0,36	0,17	0,38	0,19	0,39
Estudo 5 a 10	0,33	0,47	0,31	0,46	0,35	0,48	0,32	0,47
Estudo 11 a 14	0,30	0,46	0,34	0,47	0,30	0,46	0,31	0,46
Estudo 15 ou +	0,09	0,28	0,14	0,34	0,12	0,32	0,10	0,30
Empregado sem carteira	0,24	0,42	0,27	0,44	0,26	0,44	0,24	0,43
Autônomo	0,25	0,43	0,21	0,41	0,26	0,44	0,24	0,43
Empregador	0,04	0,20	0,04	0,19	0,04	0,20	0,04	0,20
Funcionário público	0,08	0,27	0,07	0,25	0,06	0,23	0,08	0,26
Sindicato	0,18	0,38	0,14	0,35	0,16	0,37	0,17	0,38
Urbana	0,90	0,30	0,88	0,32	0,89	0,31	0,89	0,31
Metrópole	0,44	0,50	0,31	0,46	0,32	0,46	0,41	0,49
Norte	0,11	0,31	0,17	0,38	0,10	0,29	0,12	0,32
Nordeste	0,31	0,46	0,23	0,42	0,38	0,49	0,30	0,46
Sul	0,23	0,42	0,12	0,33	0,22	0,41	0,21	0,41
Centro-Oeste	0,07	0,26	0,24	0,43	0,09	0,28	0,11	0,31
Total de moradores	3,85	1,74	3,68	1,77	3,61	1,64	3,81	1,74
Número de migrantes	0,14	0,41	0,19	0,54	0,08	0,29	0,14	0,43
Chefe	0,54	0,50	0,51	0,50	0,59	0,49	0,53	0,50
Casado	0,65	0,48	0,58	0,49	0,65	0,48	0,64	0,48
Casado mulher	0,24	0,43	0,19	0,39	0,23	0,42	0,23	0,42
Casado e filho 14 anos	0,39	0,49	0,42	0,49	0,47	0,50	0,40	0,49
Filho de 14 anos	0,44	0,50	0,47	0,50	0,53	0,50	0,45	0,50
Observações		40.399		9.692		1.962		52.053

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2007.