

# **Migração Interestadual de Retorno e Autosseleção: Evidências para o Brasil**

**Vívian dos Santos Queiroz**

*Doutoranda em Economia pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul-UFRGS*

**Hilton Martins de Brito Ramalho**

*Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB*

**Resumo:** Este trabalho analisa os impactos da experiência de migração interestadual no Brasil sobre salários dos trabalhadores remigrados aos estados de nascimento. Para tanto, a partir dos dados recentes da 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.

**Classificação no JEL:** J24; J31; J61.

**Abstract:** The main goal of this paper is to analyze the impacts of interstate migration on the earnings of workers driven to Brazilian's states of birth. In this intend, we use data from PNAD of 2007 and an empirical model of joint determination of migration and earnings. The finds indicates that return migrants are negatively selected compared to permanent migrants. However, we observed that return migrants with high level of education earns more in the state of birth, probably due a specific human capital accumulation in the state of destination.

**Key Words:** Return Migration; Earnings; Self-selection; Human capital.

**JEL Classification:** J24; J31; J61.

**Área de Interesse:** Economia Social e Demografia Econômica

# Migração Interestadual de Retorno e Autosseleção: Evidências para o Brasil

## 1. Introdução

A migração interestadual de retorno vem se destacando no Brasil durante as últimas décadas. Em estudo recente, Siqueira (2006) mostra que entre 1999-2004, 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<sup>1</sup>.

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; KAUKANEN e TERVO, 2002). Também existem evidências 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 e CARVALHO, 2006). Nesse contexto, pouco se conhece sobre o tipo de autosseleção envolvida 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 aos primeiros possuírem atributos produtivos não observáveis, como: maior motivação, menor aversão ao risco, maior empreendedorismo etc. (SANTOS JÚNIOR et al., 2005).

O conhecimento acerca da seletividade na migração de retorno torna-se relevante em razão dos potenciais impactos sobre o bem estar econômico e 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 novos investimentos e/ou aumento da produtividade (DUSTMANN e KIRCHKAMP, 2002).

Diante do panorama exposto, o presente trabalho tem como objetivo investigar os potenciais impactos da experiência de migração interestadual sobre os salários dos trabalhadores remigrados ao estado de nascimento usando um modelo empírico de determinação conjunta de migração e rendimentos, aplicado aos dados recentes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2007. Em específico, procura-se responder duas questões fundamentais para identificação do tipo de autosseleção envolvida nas migrações interestaduais: (i) 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? (ii) 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 autosseleção envolvidas no processo migratório; segundo, a estratégia empírica empregada permite considerar diferentes opções de migração e seus impactos nos

---

<sup>1</sup> A autora estima que a população de remigrados nordestinos representou 41% do estoque de retornados no Brasil, entre 1995-2000.

rendimentos do trabalho, além de corrigir o potencial problema de viés de seleção na amostra<sup>2</sup>.

Afora essa 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 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 e, a última seção é dedicada às conclusões gerais.

## 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 Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Essa base de dados permite identificar padrões recentes da remigração, considerando coortes segundo o tempo de residência na unidade federativa de nascimento. Dessa forma, as evidências apresentadas a seguir foram produzidas a partir de dois conceitos de migrante: (i) migrante acumulado e (ii) migrante de curto prazo. O migrante acumulado é aquele que na data da entrevista afirmou residir em estado diferente daquele de sua naturalidade. No caso do retornado, o estado de residência na data da pesquisa deve ser o de nascimento, conjugando a afirmativa que já residiu em outro estado. O migrante de curto prazo, 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.

A tabela 1, a seguir, 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 unidade federativa.<sup>3</sup> Os dados revelam que o Brasil registrou um histórico cerca de 5 milhões de remigrados ou o equivalente a cerca 2,9% da população total do país.

**TABELA 1: Migração Interestadual no Brasil: Imigrantes, Emigrantes, Saldo Migratório e Migrantes Retornados – estoques acumulados – 2007**

Região	(1) Imigrantes	(2) Emigrantes	(3) Migrantes Retornados	(4) Saldo Migratório	Razão retornado/imigrante (3)/(1)x100
NO	3.298.341 11,7%	1.880.530 6,7%	254.069 4,7%	1.417.811	7,7
NE	3.879.090 13,8%	11.417.043 40,5%	1.877.038 34,6%	-7.537.953	48,4
SE	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
CO	4.583.076 16,3%	2.316.084 8,2%	295.001 5,4%	2.266.992	6,4
TOTAL	28.211.571 100%	28.211.571 100%	5.422.049 100%	0	19,2

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

Notas: Resultados expandidos para a população.

<sup>2</sup> Diferentemente da técnica empregada por Santos Júnior et. al (2005), que fazem regressões *mincerianas* de salários com *dummy* de migração sem controle para amostras não aleatórias, o presente trabalho faz uso do método desenvolvido por Lee (1983) que é consistente com a literatura teórica (vide RIBEIRO e BASTOS, 2004; BORJAS, 1987; BORJAS e BRATSBERG, 1996).

<sup>3</sup> O saldo migratório se refere à diferença entre estoques de imigrantes e emigrantes.

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

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 7,5 milhões de pessoas.

Outra característica importante da região Nordeste deve-se a 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, o Norte registra saldo migratório positivo e, para cada 100 migrantes que entraram na região, apenas oito são retornados, conforme a razão remigrante/imigrante. 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 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, a seguir, busca-se comparar as tendências mais recentes da migração de retorno com os estoques acumulados que foram analisados acima. Para tanto, a tabela em destaque considera apenas as pessoas que migraram durante o período de 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 curto prazo corresponde a 31,4% dos migrantes de retorno acumulados ou o equivalente a 0,9% da população brasileira em 2007.

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, auffera 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 (BAENINGER, 2000; CUNHA, 2000; SIQUEIRA, 2006).

Ao se comparar o saldo migratório da região Nordeste para migrantes de curto prazo com aquele observado para migrantes acumulados (vide tabela 1), percebe-se que a referida região vem perdendo menos pessoas. Nota-se também que o Nordeste registrou 20 retornados para cada 100 imigrantes de curto prazo e o maior percentual de remigrados entre as demais regiões, 37,7%. Tais resultados sugerem uma maior importância 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.

**TABELA 2: Migração Interestadual no Brasil: Imigrantes, Emigrantes, Saldo Migratório e Migrantes Retornados – apenas migrantes com até nove anos de residência – 2007**

Região	(1) Imigrantes	(2) Emigrantes	(3) Migrantes Retornados	(4) Saldo Migratório	Razão retornado/imigrante (3)/(1)×100
NO	1.226.434 10,6%	1.158.642 10,0%	118.993 7,0%	67.792	9,7
NE	3.257.553 28,2%	3.273.049 28,3%	642.417 37,7%	-15.496	19,7
SE	3.883.494 33,6%	4.270.083 37,0%	494.384 29,0%	-386.589	12,7
SUL	1.600.025 13,8%	1.400.726 12,1%	338.088 19,9%	199.299	21,1
CO	1.589.521 13,8%	1.454.527 12,6%	108.810 6,4%	134.994	6,8
Total	11.557.027 100%	11.557.027 100%	1.702.692 100%	0	14,7

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

Notas: Resultados expandidos para a população.

Ainda conforme os dados da tabela 2, observa-se que, para cada 100 imigrantes de curto 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 com os dados da tabela anterior, 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 curto prazo dirigidos à região elevou-se em 2%, além de representar 7% de todos os retornados do país. Já o Centro-Oeste exibe maior ganho de pessoas e tem maior participação de imigrantes e emigrantes que o Norte, porém registra um menor estoque 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. Também se destaca a região Sul, com elevada participação de migrantes de retorno no estoque de imigrantes, além de registrar 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 e HABERFELD, 2001; DUSTMANN e

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 e MORRISON, 1981; SHUMWAY e 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 a seguir:

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

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

Onde:  $\mu^a$  e  $\mu^b$  são, respectivamente, a média do logaritmo de salários em “a” e “b”;  $\eta$  é a taxa de retorno às habilidades na região de origem em relação à região de destino, que se assume ser conhecida pelo migrante;  $v$  e  $\varepsilon$  são termos aleatórios não correlacionados com média zero e variância finita.

A distribuição de probabilidade do termo  $v$  é conhecida pelos trabalhadores e reflete as habilidades que podem ser transferidas entre as regiões através da mobilidade da mão de obra, enquanto, a distribuição de  $\varepsilon$  é desconhecida, introduzindo o componente de incerteza no modelo. Destarte, o indivíduo só conhecerá a verdadeira distribuição de  $\varepsilon$  se estiver morando na região de destino e caso 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  $\delta$  da sua força de trabalho na região de destino e que seu salário poderá se elevar em  $k$  por cento quando voltar ao local de origem, dadas as habilidades adquiridas com a migração<sup>4</sup>. Dessa forma, o salário potencial do migrante de retorno ( $w^r$ ) será uma média dos salários esperados na região de destino e na 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 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<sup>5</sup>.

<sup>4</sup> O modelo supõe  $k$  e  $\delta$  constantes e iguais para todos os trabalhadores.

<sup>5</sup> Esses custos são relativos ao salário na região de origem e iguais para todos os trabalhadores.

Substituindo as equações (1), (2) e (3) na inequação (4), tem-se a condição para a remigração em função dos parâmetros do modelo<sup>6</sup>:

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

Considere-se agora o caso de um trabalhador 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, é 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) abaixo.

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

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

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 autosseletivo, visto que se baseia no valor da taxa relativa de retorno salarial às habilidades  $\eta$ . 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 a 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 selecionados. Logo, os migrantes de retorno seriam aqueles com menor habilidade dentro do grupo inicial de partida.

#### 4. Estratégia Empírica

Nesta seção apresenta-se um modelo empírico de múltiplas escolhas e de determinação de salários, semelhante ao empregado em vários estudos na literatura internacional (FALARIS, 1987; DOLTON et al., 1989; VIJVERBERG, 1995). Esse instrumental permitirá uma investigação conjunta dos determinantes das diferentes decisões de migração e formação de salários para cada escolha, o que o torna consistente com o aparato teórico. Adicionalmente, usando o método proposto por Lee (1983), também será possível obter estimativas de diferenciais de salários à migração, corrigidas para viés de seleção na amostra.

<sup>6</sup> Nesse caso, supõe-se que não há incerteza ( $\varepsilon = 0$ ).

O referido modelo assume que a decisão individual de arbitragem é determinada pela maximização da utilidade, líquida dos custos de migração e remigração, quais sejam monetários ou não monetários. Desse modo, sejam três escolhas possíveis: 1 – não migrar, 2 - migrar sem retornar ou 3 - migrar e retornar. O benefício líquido da alternativa  $j$  é dado por uma função de utilidade estocástica do tipo:

$$U_j = \gamma_j \ln W_j + \theta_j C_j + v_j \quad \forall \quad j=1,2,3. \quad (10)$$

Onde:  $\ln W_j$  é o logaritmo do salário esperado para a escolha  $j$ ;  $C_j$  é o custo associado à migração/remigração;  $\gamma_j$  e  $\theta_j$  são parâmetros estruturais e  $v_j$  é o termo de erro estocástico.

O salário proveniente da escolha  $j$  depende de um vetor de atributos pessoais  $A_j$  e de características não observáveis, representadas por um termo de erro aleatório  $u_j$ . Portanto, para cada opção de arbitragem tem-se uma equação de salários do tipo *minceriana*:

$$\ln W_j = \beta_j A_j + u_j \quad \forall \quad j=1,2,3. \quad (11)$$

Onde:  $\beta_j$  é um vetor de parâmetros incluindo intercepto.

De modo semelhante, os custos de migração/remigração são determinados por características pessoais e de localização  $Z_j$ , assim como, por fatores estocásticos  $\xi_j$ :

$$C_j = \mu_j Z_j + \xi_j \quad \forall \quad j=1,2,3. \quad (12)$$

Onde:  $\mu_j$  é um vetor de coeficientes.

A opção escolhida dependerá do benefício líquido máximo, ou seja, o indivíduo optará pela alternativa  $j$  se, e somente se, esta escolha proporcionar o maior ganho de utilidade líquido em relação às demais alternativas. Formalmente, o trabalhador procura maximizar a função de utilidade  $U_j = \max(U_1, U_2, U_3) \quad \forall \quad j \neq k$ , onde  $U_1$  é o benefício líquido proveniente da opção pela não migração,  $U_2$  o ganho auferido com a migração sem intenção de retornar e  $U_3$  o benefício potencial da migração de retorno.

Quanto à estimação do modelo, Dolton et al. (1989) mostram que, após substituir (11) e (12) em (10), chega-se a forma reduzida (equação de seleção), cujas probabilidades individuais de escolha podem ser estimadas a partir de um *logit* multinomial por Máxima Verossimilhança (MADDALA, 1983):

$$P_j = \frac{\exp(\gamma_j \beta_j A_j + \theta_j \mu_j Z_j + \gamma_j u_j + \theta_j \xi_j + v_j)}{\sum_{s=1}^3 \exp(\gamma_s \beta_s A_s + \theta_s \mu_s Z_s + \gamma_s u_s + \theta_s \xi_s + v_s)} \quad \forall \quad j=1,2,3.$$

$$P_j = \frac{\exp(\pi_j X_j + \varepsilon_j)}{\sum_{s=1}^3 \exp(\pi_s X_s + \varepsilon_s)} \quad \forall \quad j=1,2,3. \quad (13)$$

Onde:  $\pi_j$  e  $\pi_s$  são vetores de parâmetros,  $X_j \subset [A_j, Z_j]$  e  $X_s \subset [A_s, Z_s]$  vetores de atributos pessoais e de residência e  $\varepsilon_j$  e  $\varepsilon_s$  termos estocásticos.



Adotando uma categoria como referência ( $\pi_1 = 0$ ), escapa-se da indeterminação do modelo *logit* multinomial e é possível obter, através da estimativa dos demais coeficientes, efeitos para mudanças relativas nas razões de probabilidades (GREENE, 2002).

Ainda é possível mostrar que a estimativa de (11) por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) pode produzir estimadores  $\beta_j$  tendenciosos caso a amostra seja não aleatória (trabalhadores autosseleccionados em atributos não observados), uma vez que  $E(u_s | j = s) \neq 0$  (HECKMAN, 1979; VIJVERBERG, 1995; DAHL, 2002). Note-se que, nesse caso, haveria uma interdependência entre as condições de não migrante, migrante não retornado, migrante retornado e formação dos salários. Logo, os termos de erros  $u_j$  e  $\varepsilon_j$  seriam correlacionados (FALARIS, 1987).

Todavia, o método de estimação em dois estágios, proposto por Lee (1983), permite obter estimadores corrigidos para diferentes tipos de viés de seleção na amostra, seja envolvido na condição de migrante ou de remigrante. Na primeira etapa, estima-se a equação de seleção (13) para as de condições de não migrante, migrante não retornado e migrante retornado. A partir dessas estimativas é possível computar três termos de correção para viés de seleção:

$\lambda_j \equiv \frac{\phi(F^{-1}(\hat{P}_j))}{\hat{P}_j} \quad \forall j=1,2,3$ , ou seja, para os não migrantes ( $j=1$ ), para os migrantes não retornados ( $j=2$ ) e para os migrantes de retorno ( $j=3$ ), onde  $\phi$  é a função de densidade normal,  $F^{-1}$  a função inversa da densidade normal acumulada e  $\hat{P}_j$  a probabilidade predita da escolha  $j$  (LEE, 1983, p.511).

No segundo estágio, o termo de correção correspondente a cada opção de migração ( $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  e  $\lambda_3$ ), deve ser inserido na respectiva equação de salários (11), como regressor adicional. Nesse caso, a estimativa de cada equação de salários por MQO, para respectivas amostras separadas de não migrantes, migrantes não retornados e remigrados, permitirá obter parâmetros corrigidos com o controle para atributos não observáveis que incorrem em autosseleção dos trabalhadores na amostra (VIJVERBERG, 1995).

Com intuito de verificar qual efeito de cada condição de migração sobre os salários dos trabalhadores, foram propostas as seguintes questões: (i) 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? (ii) a migração de retorno promove ganhos salariais ainda que motivada por frustrações de expectativas? Para responder esses questionamentos, recorre-se a decomposição de diferenciais de salários proposta por Oaxaca (1973), de comparação de salários factuais e contrafactuais a partir de diferentes critérios (TUNALI, 2000; COULON e 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).

$$\ln W_{ik} - \ln W_{ij} = \sum_{i=1}^n \bar{A}_{ij} (\hat{\beta}_{ik} - \hat{\beta}_{ij}) + \sum_{i=1}^n \hat{\beta}_{ik} (\bar{A}_{ik} - \bar{A}_{ij}) \quad (14)$$

Onde:  $k$  e  $j$  representam distintas condições de migração, sendo  $j$  a categoria de referência (base);  $\bar{A}_{ij}$  é o valor médio dos atributos observados para o  $i$ -ésimo trabalhador,  $\hat{\beta}_{ik}$  e  $\hat{\beta}_{ij}$  vetores de parâmetros estimados (incluindo intercepto) e corrigidos para viés de seleção na amostra, respectivamente, para trabalhadores na condição de migração (grupo)  $k$  e  $j$ .

O primeiro componente da equação (14)  $\sum_{i=1}^n \bar{A}_{ij} (\hat{\beta}_{ik} - \hat{\beta}_{ij})$  mensura a porção da diferença de salários entre os grupos  $k$  e  $j$ , caso cada trabalhador do grupo  $k$  tivesse os mesmos atributos médios de cada trabalhador com condição de migração  $j$ . 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  $k$  receberiam um salário médio relativamente superior devido a uma autoseleção positiva em características não observadas.

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

## 5. Dados e Tratamentos

Os dados empregados nas regressões feitas nesse 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 unidade federativa.

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 9 anos, mas já residiu em outra unidade federativa. O migrante não retornado, por sua vez, é o indivíduo que, na época da pesquisa, residia há ao menos 9 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<sup>7</sup>.

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 as restrições impostas pelas regressões de salários (FIESS e VERNER, 2003, SANTOS JÚNIOR et al., 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<sup>8</sup>. Conforme Coulon e Piracha (2005), o procedimento consiste em realizar testes para possíveis variáveis instrumentais. Na 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, se não forem significantes, são inseridas na equação

<sup>7</sup> 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.

<sup>8</sup> Isso significa identificar variáveis que afetam os custos de migração, porém, não condicionam os rendimentos do trabalho.

de seleção (13). 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<sup>9</sup>, estado conjugal, chefe de família e presença de filho menor de 14 anos<sup>10</sup>. Cabe ressaltar que algumas variáveis entraram tanto nas equações de salários quanto na equação de seleção, visto que influenciam a decisão de migrar e determinação dos salários, a saber: sexo, raça, experiência, níveis de educação, setores de ocupação, filiação sindical, residência setorial, residência metropolitana e variáveis *dummies* para as regiões brasileiras. As tabelas A.1 e A.2, em apêndice, fornecem maiores informações sobre as variáveis utilizadas nos modelos. Na primeira tabela, constam descrições e definições de cada variável, já na segunda tabela, 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, a seguir, registra os coeficientes estimados a partir da forma reduzida do modelo empírico (ver equação (13)). 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 serem 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 do 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% (TRR: 1,8677-1) e 105%, 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 mais educação são propensas à mobilidade (ZHAO, 2001; FIESS e VERNER, 2003).

TABELA 3: **Brasil – Determinantes da migração interestadual– Logit Multinomial**

	Migrante Não Retornado		Migrante Retornado	
	Coefficientes	TRR	Coefficientes	TRR
Sexo	0,2902*** (0,0408)	1,3366*** (0,0546)	0,1185 (0,0856)	1,1258 (0,0963)
Raça	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)
Experiencia2	-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	1,0690	0,2654**	1,3040**

<sup>9</sup> Note que, sob esse critério, a variável exclui possíveis familiares que migraram no mesmo período do trabalhador típico, o que tende a reduzir possíveis problemas de endogeneidade no modelo.

<sup>10</sup> 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).

	(0,0549)	(0,0587)	(0,1080)	(0,1408)
Estudo 15 mais	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)
NO	0,6178*** (0,0401)	1,8549*** (0,0743)	0,0876 (0,0923)	1,0915 (0,1007)
NE	-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)
CO	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)
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 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)	
p-valor qui-quadrado		0,0000		
Número de Observações		52.053		

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

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. \*\*\* Estatisticamente significativa a 1%. \*\* Estatisticamente significativa a 5%. \* Estatisticamente significativa a 10%.

Os trabalhadores ocupados sem carteira de trabalho assinada ou como autônomos têm maior chance de migrar comparado àqueles empregados com carteira de trabalho assinada. Por outro lado, os funcionários públicos registram redução de 29,3% (TRR: 1 - 0,7068) e 32,3%, 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, visto 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 (essa chance mais que dobra). 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 do indivíduo ser migrante não retornado diminui em 32,8%, enquanto a propensão à migração de retorno se eleva em 26,5%, comparado ao residente típico do Sudeste; (ii) no Centro Oeste, o trabalhador registra uma chance relativa 3 vezes maior de ser migrante permanente.

Nos domicílios com maior número de migrantes não naturais da unidade federativa, a chance do trabalhador ser migrante não retornado aumenta em 6,8%, enquanto sua propensão a remigração é reduzida em 32,7%. 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 e ASSIS, 2000; YAMAUCHI e TANABE, 2003; ABUD et al., 2008).

Ainda pode-se 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, a seguir, 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 (13), 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  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  e  $\lambda_3$ , que foram computadas em primeiro estágio.

De uma forma geral, comparando os coeficientes corrigidos e não corrigidos percebe-se que houve mudanças importantes para as variáveis de instrução e 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.

**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)
Experiencia2	-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 mais	1,4865*** (0,0204)	1,4338*** (0,0241)	1,6428*** (0,0408)	1,5830*** (0,0484)	1,6404*** (0,1022)	1,6303*** (0,1014)
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***	0,6175***	0,6749***	0,6844***	0,6960***	0,6943***

	(0,0222)	(0,0227)	(0,0552)	(0,0551)	(0,1297)	(0,1239)
Funcionário Público	0,3307***	0,3560***	0,4558***	0,4861***	0,4743***	0,4795***
	(0,0132)	(0,0145)	(0,0328)	(0,0347)	(0,0759)	(0,0782)
Sindicato	0,1063***	0,1166***	0,1417***	0,1548***	0,2381***	0,2389***
	(0,0097)	(0,0097)	(0,0227)	(0,0229)	(0,0490)	(0,0486)
Urbana	0,1829***	0,1939***	0,2401***	0,2607***	0,2323***	0,2300***
	(0,0128)	(0,0132)	(0,0249)	(0,0260)	(0,0669)	(0,0699)
Metrópole	0,0788***	0,1033***	0,1635***	0,1889***	0,2090***	0,2189***
	(0,0073)	(0,0090)	(0,0164)	(0,0200)	(0,0378)	(0,0537)
NO	-0,1410***	-0,1811***	0,0399*	-0,0176	-0,1610**	-0,1588**
	(0,0121)	(0,0152)	(0,0235)	(0,0375)	(0,0627)	(0,0635)
NE	-0,3422***	-0,3454***	-0,2506***	-0,2410***	-0,3708***	-0,3798***
	(0,0094)	(0,0094)	(0,0230)	(0,0237)	(0,0456)	(0,0585)
SUL	-0,0256***	-0,0104	0,0390	0,0807**	-0,0302	-0,0355
	(0,0092)	(0,0096)	(0,0243)	(0,0331)	(0,0501)	(0,0530)
CO	-0,0336**	-0,1465***	0,0856***	-0,0355	0,0942	0,0965
	(0,0135)	(0,0282)	(0,0202)	(0,0641)	(0,0640)	(0,0650)
$\lambda_1$		-0,3132***				
		(0,0673)				
$\lambda_2$				0,2176**		
				(0,1068)		
$\lambda_3$						0,0466
						(0,1815)
Intercepto	1,5538***	1,4026***	1,4853***	1,7537***	1,5007***	1,6111***
	(0,0226)	(0,0392)	(0,0491)	(0,1416)	(0,1173)	(0,4327)
R <sup>2</sup> 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.

Notas: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade entre parênteses. Para as equações corrigidas os desvios-padrão foram computados por *bootstrap* com 1.000 reamostragens. \*\*\* Estatisticamente significativa a 1%. \*\* Estatisticamente significativa a 5%. \* Estatisticamente significativa a 10%.

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. Também, os migrantes de áreas urbanas e metropolitanas receberam significativamente mais que moradores de regiões rurais e não metropolitanas (categorias omitidas).

Reportando-se aos coeficientes associados às variáveis de correção  $\lambda_j$  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  $\lambda_1$  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  $\lambda_2$  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.

Na tabela 5, a seguir, são registrados os resultados obtidos para decomposição de Oaxaca a partir das regressões de salários corrigidas. Os dados mostram que as maiores diferenças de rendimentos são obtidas a partir da comparação entre migrantes não retornados e 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% atribuída às diferenças de atributos. Portanto, as evidências apresentadas sugerem que os migrantes interestaduais permanentes são positivamente selecionados em relação aos não migrantes e remigrados.

**TABELA 5 : Brasil – Decomposição de Oaxaca para as equações de salários corrigidas**

Migrante Não Retornado versus 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 versus 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 versus 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.

Notas: Valores positivos do diferencial não explicado indicam vantagem para a categoria base; valores negativos o oposto. Diferenciais computados para distribuição não condicionada (salários potenciais), portanto, 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 à 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, apresenta-se, na tabela 6, a seguir, 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 predições lineares das equações de salários incluem os coeficientes corrigidos, exceto aqueles relacionados às variáveis de correção (MADDALA, 1983, p.287). Os salários contrafactuais, ou seja, 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.

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 contrafactuais. Por fim, nas duas últimas colunas são computados os ganhos salariais à migração (retorno econômico) a partir da diferença entre predições lineares factuais e contrafactuais.

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 e PIRACHA, 2005).

**TABELA 6: Brasil – salário-hora predito (logaritmo), salário-hora contrafactual (logaritmo) e retorno econômico por condição de migração e segundo o nível de instrução**

	Factual		Contrafactual		Retorno Econômico	
	(1) não migrante	(2) em caso de migrar sem retornar	(3) em caso de migrar e retornar	(1)-(2)	(1)-(3)	
(A)						
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 mais	3,72	4,48	4,28	-0,77***	-0,56***	
Total	2,55	3,09	2,84	-0,54***	-0,29***	
(B)						
	(1) migrante não retornado	(2) em caso de não migrar	(3) em caso de migrar e retornar			
Estudo < 1	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 mais	4,38	3,60	4,22	0,78***	0,15***	
Total	3,09	2,55	2,91	0,55***	0,19***	
(C)						
	(1) migrante retornado	(2) em caso de não migrar	(3) em caso de migrar sem retornar			
Estudo < 1	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 mais	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.

Notas: \*\*\* Estatisticamente significativa a 1%. \*\* Estatisticamente significativa a 5%. \* Estatisticamente significativa a 10%.

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 ganhos por ter arbitrado, sobretudo, para os 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 maior parte dos retornados



sofreu frustração de expectativas quanto ao emprego e 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 últimos, sobretudo, devido às diferenças de atributos não observados. Tais resultados corroboram aqueles verificados por Santos Júnior et. al (2005), embora aqui tenham sido obtidos por uma técnica mais rigorosa e consistente com a literatura especializada (BORJAS, 1987; RIBEIRO e 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 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 está 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 e KIRCHCAMP, 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 desse 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.

## Referências

ABUD, D. L., MORAES, I. S., DA SILVA, P. O., BARBOSA, R. P., SANTOS, V. C.. Migração de retorno: entre significados e materialidades. In: *XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*. Caxambu, 2008.

BAENINGER, Rosana Aparecida. Novos Espaços da Migração no Brasil: Anos 80 e 90. In: *Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, XII, 2000, Caxambu. 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.

BORJAS, George e BRATSBERG, Bernt. 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. In: *Parcerias Estratégicas*, n.22, Jun, 2006.
- 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.: *Anais Encontro ABEP* (Associação Brasileira de Estudos Populacionais), 2000.
- DAHL, G.B. Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets. *Econometrica*, v. 70, n. 6, p. 2367-2420, 2002.
- 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.
- DAVANZO, J. S., 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.; KLAU, 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 Working Paper*, n. 3093, p. 1-39, 2003.
- GREENE, W.H. *Econometrics Analysis*. Prentice Hall; 5 ed., 2002.
- HECKMAN, J.. Sample selection as a specification error. *Econometrica*, v.47, p.153-161, 1979.
- KAUHANEN, Merja e TERVO, Hannu. Who moves to depression regions? An analysis of migration stream in Finland in the 1990s. *International Regional Science Review* , v.25, n.2, p. 200-218, April. 2002.
- LEE, Lung-Fei. 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.
- MINCER, J. Family Migrations Decisions. *Journal of Political Economy*, v.86, n.5, p.749-773, 1978.
- NEKBY, L.. The Emigration of Immigrants, return vs onward migration: evidence from Sweden. *Journal of Population Economics*. n.19, p.197-220, 2006.

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.

RAMALHO, H. M. B.; SILVEIRA NETO, R. M.. Migração de Retorno e Escolha Ocupacional no Brasil. In: *VII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos – ENABER*. São Paulo, 2009.

RIBEIRO, E.P.; BASTOS, V. M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. In: *XXVI Encontro Brasileiro de Econometria*, 2004, João Pessoa, *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*, v.35, n.3, p. 299-331, 2005.

SASAKI, E. M.; ASSIS, G. O.. Teorias das Migrações Internacionais. In: *XII Encontro Nacional da ABEP*. Caxambu, 2000.

SHUMWAY, J. M., HALL, G.. Self-Selection, Earnings and Chicano Migration: Differences between Return and Onward Migrants. *International Migration Review*, v. 30, n. 4, pp. 979-994, 1996.

SILVEIRA NETO, R. M e MAGALHÃES, A. M. O progresso econômico do migrante em São Paulo: evidências a partir dos censos demográficos de 1991 e 2000. In: *III Encontro da Associação Brasileira de Estudos Regionais – ABER*, Belo Horizonte, 2004.

SIQUEIRA, L. B. O. *Uma análise do fluxo migratório brasileiro: migração para regiões pobres e migração de retorno* (tese de doutorado), Universidade Federal de Pernambuco Recife, 2006.

TUNALI, I. Rationality of migration. *International Economic Review*. v.41, n.4, p.893-920, 2000.

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. *Discussion paper n° 169*, International Food Policy Research Institute - Food Consumption and Nutrition Division, p.1-33, 2003.

ZHAO, Yaohui. *Causes and Consequence of Return Migration: Recent Evidence from China*. China Center for Economic Reseach, Beijing University. November 30, 2001.

## Apêndice

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

Atributos Pessoais	Definição
Homem	Variável binária: 1- masculino; 0-feminino *
Branco	Variável binária: 1- branco; 0-não branco *
Experiência	Experiência no mercado de trabalho (Idade - anos de estudo – 5)
Experiência2	Experiência ao quadrado
Estudo 1 a 4	Variável binária: 1- possui de 1 a 4 anos de estudo; 0-caso contrário *
Estudo 5 a 10	Variável binária: 1- possui de 5 a 10 anos de estudo; 0-caso contrário *
Estudo 11 a 14	Variável binária: 1- possui de 11 a 14 anos de estudo; 0-caso contrário *
Estudo 15 mais	Variável binária: 1- possui 15 ou mais anos de estudo; 0-caso contrário *
<b>Setor de Atividade</b>	
Empregado sem Carteira	Variável binária: 1- empregado sem carteira de trabalho assinada; 0-caso contrario *
Autônomo	Variável binária: 1- trabalhador autônomo/conta-própria; 0-caso contrario *
Empregador	Variável binária: 1- empregador; 0-caso contrario *
Funcionário Público	Variável binária: 1- servidor público; 0-caso contrario *
Sindicato	Variável binária: 1- filiado a sindicato; 0-caso contrário *
<b>Família</b>	
Chefe	Variável binária: 1- responsável pela família; 0-caso-contrário*
Casado	Variável binária: 1- homem que vive com cônjuge; 0-caso contrário *
Casado Mulher	Variável binária: 1- mulher que vive com cônjuge; 0-caso contrário *
Total de Moradores	Total de moradores no domicilio
Número de Migrantes	Total de migrantes não naturais da unidade federativa no domicílio com 10 anos ou mais de residência
Filho de 14 anos	Variável binária: 1- possui filho menor de 14 anos; 0-caso contrário *
Casado Filho 14 anos	Variável binária: 1- casado e com possui filho menor de 14 anos; 0-caso contrário *
<b>Residência</b>	
Urbana	Variável binária: 1- reside na zona urbana; 0 – caso contrário *
Metrópole	Variável binária: 1- reside na região metropolitana; 0 – caso contrário *
NO	Variável binária: 1- reside na região Norte; 0 – caso contrário *
NE	Variável binária: 1- reside na região Nordeste; 0 – caso contrário *
SUL	Variável binária: 1- reside na região Sul; 0 – caso contrário *
CO	Variável binária: 1- reside na região Centro-Oeste; 0 – caso contrário *
SE	Variável binária: 1- reside na região Sudeste; 0 – caso contrário *

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNADs de 2007.

Nota: \* Categoria de referência/controle.

**TABELA A.2: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas nas regressões**

	Não migrante		Migrante não retornado		Migrante de retorno		Total	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
Homem	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 mais	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
NO	0,11	0,31	0,17	0,38	0,10	0,29	0,12	0,32
NE	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
CO	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 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 das PNAD de 2007.

Nota: DP – Desvio padrão.