

# MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENÇAS REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL\*

Enestor da Rosa dos Santos Júnior  
Da Universidade da Pensilvânia

Naércio Menezes-Filho  
Do IBMEC-SP e da USP

Pedro Cavalcanti Ferreira  
Da Escola de Pós-Graduação em Economia da FGV

Este trabalho tem como objetivo testar se os brasileiros que moram em uma unidade federativa diferente da unidade onde nasceram — os migrantes — formam um grupo positivamente selecionado (isto é, um grupo em média mais apto, motivado, empreendedor ou ambicioso do que o outro grupo). Utilizando a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1999, mostramos que os migrantes ganham mais, em média, tanto em relação aos não-migrantes que moram nos estados que os recebem, como em relação aos não-migrantes que são seus conterrâneos, inclusive quando controlamos por uma série de variáveis importantes na determinação da renda do trabalho. Concluímos, então, que os migrantes no Brasil constituem um grupo positivamente selecionado.

## 1 INTRODUÇÃO

A desigualdade de renda que existe entre os brasileiros de diferentes estados é um fato conhecido e incontestável. Alguns números ilustram esse fato: a renda média do trabalho, por hora, do brasileiro é de R\$15,87; porém, se ele morar no Nordeste essa renda média será de R\$12,33 e se morar no Sudeste será de R\$17,12; se morar no Piauí será de R\$ 8,97, se morar no Rio de Janeiro, de R\$17,13; se tal brasileiro, porventura, morar na Bahia deverá receber R\$12,81, mas se viver em São Paulo sua renda média de trabalho será de R\$18,66 por hora.<sup>1</sup>

Por apresentar grandes diferenças de renda entre os moradores dos seus diversos estados, e por ser o Brasil um país de grande dimensão territorial e populacional, os movimentos migratórios estão bem presentes. Neste trabalho, entendemos por migrantes aqueles indivíduos que residem em um estado diferente daquele em que nasceram. Seguindo esse conceito e de acordo com a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1999, 19,94% dos brasileiros são migrantes. O fluxo migratório no Brasil acontece, em geral, dos estados com menor renda *per capita* para os estados de maior renda *per capita*. Nesse sentido, observamos que 23,41% das pessoas que nascem em algum dos estados nordestinos moram em um estado diferente do que nasceram,

\* Os autores gostariam de agradecer os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos e ao financiamento do CNPq e do Pronex.

1. Ver descrição dos dados na próxima seção.

sendo que no Piauí esse número chega a 37,09% e na Paraíba 41,35%. Desses migrantes nordestinos, quase a metade (43,80%) viaja vários quilômetros e vai morar no Sudeste, principalmente em São Paulo e no Rio de Janeiro.

Mas, afinal de contas, o que explica a desigualdade de renda entre os moradores dos diversos estados brasileiros? E o que os fluxos migratórios entre os estados nacionais têm a ver com esse assunto?

Os anos de escolaridade, a estrutura etária da população, as variáveis geográficas (clima, investimentos públicos em infra-estrutura etc.), entre outros, têm sido usados para explicar a desigualdade de renda entre os estados brasileiros [Azzoni *et alii* (1999), Ferreira e Diniz (1995) e Zini (1998)]. Entretanto, como no Brasil a migração se dá, na média, de estados com menor renda *per capita* para os que possuem maior renda *per capita*, há um fenômeno que, se verificado, deve ajudar na explicação dessa desigualdade de renda: a seleção positiva dos migrantes no Brasil, isto é, o fato de os migrantes (aqueles brasileiros que moram em um estado diferente do que nasceram) serem, em média, mais aptos, ambiciosos, agressivos, motivados e empreendedores do que os não-migrantes (os brasileiros que moram no mesmo estado onde nasceram). Nesse caso, os estados mais ricos teriam alcançado tal condição também por estarem concentrando, via fluxos migratórios, pessoas mais capazes, hábeis e, portanto, mais produtivas.

Embora não sejam raros os artigos sobre migração no Brasil, há, entretanto, poucos artigos com pontos comuns ao nosso. Entre eles, Menezes e Ferreira-Júnior (2003) buscam analisar o impacto da migração sobre a velocidade de convergência entre a renda dos estados brasileiros. Apesar de encontrar uma relação positiva entre migração e velocidade de convergência, os resultados são muito pouco robustos a mudanças de especificação (na verdade, esse resultado só é encontrado em uma das três regressões mostradas pelos autores). Já Cançado (1999) não encontra nenhum impacto da migração sobre a convergência de renda entre estados brasileiros.

Nenhum dos trabalhos citados anteriormente, contudo, discute a questão da seleção positiva dos migrantes. Segundo nosso conhecimento, artigos que estudam essa questão são posteriores ao nosso e baseados na versão de texto para discussão do presente trabalho [Santos Junior, Menezes-Filho e Ferreira (2003)]. Justo e Silveira Neto (2004) fornecem dados descritivos que corroboram a hipótese de seleção positiva dos migrantes. Já Silva e Silveira Neto (2005) refazem alguns dos exercícios desenvolvidos aqui usando PNADs de outros anos e também encontram seleção positiva dos migrantes.

Nosso objetivo, neste trabalho, é verificar se existem evidências de que os imigrantes brasileiros constituem um grupo positivamente selecionado da população nacional. Em outras palavras, verificar se os migrantes têm melhores características não-observáveis que os não-migrantes. A verificação da seleção positiva dos imigrantes pode abrir novas perspectivas para o estudo das desigualdades de renda entre as diversas unidades federativas do Brasil.

Para testarmos a existência da seleção positiva dos migrantes, comparamos a sua renda do trabalho com a dos não-migrantes. Após controlar todos os fatores observáveis que podem gerar diferenças de renda entre os dois grupos, as diferenças ainda existentes só poderão ser explicadas pelos fatores não-observáveis. Assim, se compararmos a renda dos dois grupos após todos os controles, estaremos fazendo a comparação dos fatores não-observáveis entre os migrantes e os não-migrantes. Se identificarmos que um grupo tem renda maior que outro, então tal grupo terá melhores características não-observáveis, isto é, será positivamente selecionado.

Chiswick (1978) também recorreu a uma comparação entre as rendas do trabalho para mostrar que as pessoas que moravam nos Estados Unidos e que haviam nascido em outros países eram positivamente selecionadas em relação às pessoas que haviam nascido nos Estados Unidos. Os estudos teóricos sobre seletividade dos migrantes, da mesma forma, recorrem a esse tipo de comparação de renda para estabelecer seus resultados [Borjas (1987) e Chiswick (1999)]. Além disso, segundo Chiswick (1999, p. 181): “One of standard propositions in the migration literature is that migrants tend to be favorably self-selected for labor market success”.

Borjas (1987) constrói um modelo teórico com duas regiões, uma expulsora e outra atrativa de migrantes. Esse modelo estabelece que o fluxo de migrantes é determinado pela diferença entre as médias de salários das duas regiões (além dos custos de migração). Já a seletividade dos migrantes seria determinada pelos segundos momentos das distribuições de salários nas duas regiões. A idéia é que, se a correlação entre o retorno das características não-observáveis do indivíduo na região de origem e na de destino for alta, haverá seleção positiva. Do contrário, os migrantes serão negativamente selecionados.

Já Chiswick (1999) desenvolve um modelo com dois tipos de trabalhadores (alta e baixa habilidade) e duas regiões. Os indivíduos migram se a taxa de retorno da migração (que depende do diferencial de salário entre as regiões e do custo de migração) for suficientemente alta. Nesse modelo, há duas formas de se gerar seleção positiva dos migrantes: *a)* se os migrantes forem mais habilidosos e também forem mais eficientes ao migrar (e, por conseguinte, gastarem menos quando migram) ou *b)* se o diferencial de salários entre as regiões for

maior para os mais habilidosos que para os menos habilidosos (mesmo que a eficiência ao migrar seja igual para os dois tipos).

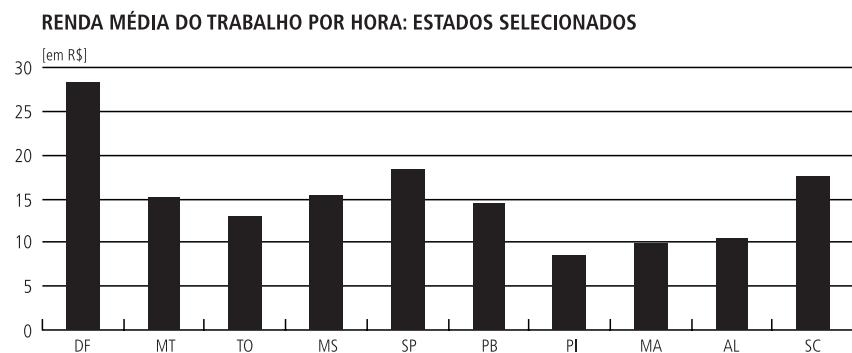
Este artigo está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta alguns fatos estilizados sobre migração e seleção e algumas evidências iniciais da seleção positiva dos migrantes. A Seção 3 destaca evidências econométricas que corroboram a idéia de que os migrantes são positivamente selecionados. Por fim, a Seção 4 conclui o trabalho.

## 2 FATOS ESTILIZADOS E EVIDÊNCIAS INICIAIS

Os dados utilizados neste artigo são oriundos da PNAD de 1999. Excluímos da amostra inicial de 352.393 pessoas as que não responderam à parte da pesquisa que diz respeito à migração, as pessoas que não nasceram no Brasil, as que têm menos de 20 anos e mais de 70 anos, as com renda de trabalho nula ou ignorada<sup>2</sup> e as que nasceram e viviam nos estados da região Norte, com exceção de Tocantins (considerado da região Centro-Oeste). Assim, a amostra que utilizaremos contém 112.172 pessoas. É claro que essa amostra pode estar excluindo alguns indivíduos que migraram, não obtiveram sucesso e retornaram a seus estados de origem. Contudo, não podemos identificar esses casos a partir dos dados disponíveis na PNAD. Esses indivíduos, poderiam, inclusive, não possuir características positivas (na verdade, pode ter sido justamente por esse motivo que eles não foram bem-sucedidos). Para questões de diferenças regionais de renda, no entanto, apenas os migrantes que, de fato, fixaram residência é que podem contribuir para mudanças nessas diferenças.

No Brasil, segundo nossa definição, 19,94% das pessoas são migrantes. As unidades federativas que recebem mais migrantes do que a média nacional são: Distrito Federal (76,35% da população residente em tal unidade federativa nasceram em alguma outra unidade), Mato Grosso (62,53%), Tocantins (54%), Mato Grosso do Sul (44,16%), São Paulo (32,63%), Goiás (29,25%), Paraná (24,60%), Espírito Santo (24,40%) e Rio de Janeiro (20,44%). Por outro lado, os estados que têm uma taxa de emigração (número de emigrantes pelo número de pessoas que nasceram no estado) maior do que a média nacional são: Paraíba (41,35% das pessoas que nasceram na Paraíba moram em algum outro estado brasileiro), Piauí (37,98%), Maranhão (32,45%), Alagoas (31,45%), Santa Catarina (26,05%), Rio Grande do Norte (25,55%), Paraná (24,09%), Espírito Santo (23,62%), Tocantins (23,07%), Minas Gerais (21,97%) e Goiás (21,56%). O gráfico a seguir mostra a renda média do trabalho por hora (em

2. Essa exclusão poderia estar mascarando alguns fatos relativos à seleção dos migrantes. Porém, os resultados que apresentamos nessa seção não se alteram quando incorporamos à nossa amostra as pessoas com renda nula do trabalho. Os valores percentuais de pessoas com renda nula, inclusive, são muito parecidos entre migrantes (38,71%) e não-migrantes (39,12%).



reais) para os cinco estados mais atrativos para migrantes e os cinco com maior taxa de emigração.

Esses dados mostram que os migrantes saem, em geral, de estados que têm uma renda *per capita* menor do que a dos estados de destino.

Na Tabela 1 apresentamos uma análise bivariada, que tem a migração como principal variável de análise.<sup>3</sup> Ela mostra que o migrante tem o seguinte perfil: nasceu no Nordeste; reside no Sudeste ou no Centro-Oeste; é do sexo masculino; tem mais de 40 anos; é branco; tem menos de 8 anos ou mais de 15 anos de estudo; mora na zona urbana; é empregado com carteira ou empregador; trabalha no setor industrial ou de comércio e serviços; ganha mais que R\$ 8 por hora como renda de todos os trabalhos corrigida pelo Índice de Custo de Vida (ICV), calculado por Azzoni e Menezes (2000).

Quando olhamos para a renda do trabalho por hora, corrigida pelo ICV, notamos que nos grupos de menor renda (R\$ 0,1 a R\$ 4 e R\$ 4,1 a R\$ 8) há uma menor concentração de migrantes em relação a não-migrantes, enquanto nos grupos de maior renda (R\$ 8,1 a R\$ 12, R\$ 12,1 a R\$ 20, R\$ 20,1 a R\$ 28 e mais de R\$ 28) há uma concentração maior de migrantes em relação aos não-migrantes, sendo as diferenças estatisticamente significativas a 5%.

Ao apresentarmos de outra forma os mesmos números relativos à renda: 56,21% dos migrantes ganham mais do que R\$ 8 e 49,43% dos não-migrantes ganham mais do que R\$ 8. Assim, o migrante ganha mais do que o não-migrante. Este fato está de acordo com o motivo de o migrante ser positivamente selecionado.

3. Na Tabela 1 fizemos um teste de comparação de proporções entre os migrantes e os não-migrantes. O teste é bicaudal e a hipótese nula é que a proporção de indivíduos com uma característica qualquer é igual entre as duas amostras.

TABELA 1  
BRASIL: ANÁLISE DESCRIPTIVA — MIGRAÇÃO — 1999

Variável	Grupo	Migrantes (%)	Não-migrantes (%)
Região de origem	NE	42,70*	34,79*
	SE	32,15*	36,42*
	SU	17,12*	20,56*
	CO	8,02	8,23
Região de residência	NE	14,16*	34,79*
	SE	38,56*	36,42*
	SU	13,66*	20,56*
	CO	33,62*	8,23*
Sexo	Masculino	63,17*	61,43*
	Feminino	36,83*	38,57*
Idade	De 20 a 29 anos	24,12*	32,03*
	De 30 a 39	29,44*	30,94*
	De 40 a 49	25,88*	22,03*
	De 50 a 59	14,81*	10,81*
	De 60 a 70	5,75*	4,19*
Raça	Indígena	0,10	0,14
	Branca	55,61*	54,54*
	Preta	4,67*	6,40*
	Amarela	0,36	0,37
	Parda	39,25**	38,56**
Escolaridade	Menos de 1 ano	11,85*	10,83*
	De 1 a 3	14,53*	13,32*
	De 4 a 7	30,60*	29,56*
	De 8 a 10	15,14	15,46
	De 11 a 15	19,12*	22,66
	Mais de 15	8,77*	8,18

(continua)

(continuação)

Variável	Grupo	Migrantes (%)	Não-migrantes (%)
Localização	Urbana	87,13*	82,90*
	Rural	12,87*	17,10*
Posição na ocupação	Empregado com carteira	38,08*	36,26*
	Empregado sem carteira	22,20*	23,50*
Ramos de atividade	Funcionário público	8,27	8,56
	Conta-própria	26,06*	26,84*
Situação em relação a sindicato	Empregador	5,39*	4,84*
	Agrícola	10,92*	14,13*
Renda por hora de trabalho (corrigida pelo ICV)	Indústria	22,09*	21,45*
	Comércio e serviços	51,30*	46,68*
Situação em relação a sindicato	Social	10,05*	11,89*
	Administração pública	5,64	5,85
Renda por hora de trabalho (corrigida pelo ICV)	R\$ 0,1-R\$ 4	14,03*	20,06*
	R\$ 4,1-R\$ 8	29,76*	30,51*
Situação em relação a sindicato	R\$ 8,01-R\$ 12	17,69*	16,60*
	R\$ 12,01-R\$ 20	16,95*	14,86*
Situação em relação a sindicato	R\$ 20,01-R\$ 28	6,59*	6,18
	Mais de R\$ 28	14,98*	11,79*
Situação em relação a sindicato	Sindicalizado	18,37	18,38
	Não-sindicalizado	81,63	81,62

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. A amostra foi de 112.172 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

Se considerarmos, junto com a renda, a escolaridade, fortalecemos nosso ponto: 56,98% dos migrantes estudaram menos de 8 anos, enquanto para os não-migrantes esse número é 53,71%. Portanto, os migrantes têm maior renda e menor escolaridade. Trata-se de uma aparente contradição. Uma possível (e plausível) explicação para tal contradição é a seleção positiva dos migrantes.

Assim sendo, temos aqui um fato estilizado que está em conformidade com a seleção positiva dos migrantes.

O migrante ganha, com um nível de 5% — considerando o Brasil como um todo — mais do que o não-migrante: enquanto o migrante recebe, como renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora, R\$ 18,62, o não-migrante recebe apenas R\$ 15,18. Se introduzirmos as variáveis de controle escolaridade e estado de origem ou estado de destino, temos as análises trivariadas apresentadas nas Tabelas 2 e 3.<sup>4</sup>

**TABELA 2  
BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE ORIGEM E  
ESCOLARIDADE — 1999  
[em R\$]**

UFs	Até 6 anos		Acima de 6 anos	
	Migrante	Não-migrante	Migrante	Não-migrante
TO	8,89	6,84	20,76	13,76
MA	6,58*	5,11*	18,67	19,48
PI	7,60*	5,08*	22,68*	15,68*
CE	9,03*	6,11*	24,46*	19,49*
RN	9,41*	6,27*	27,00*	15,01*
PB	9,15*	5,99*	26,76	23,94
PE	8,98*	6,13*	24,71*	20,53*
AL	9,11	6,04	24,58*	15,60*
SE	11,54*	5,69*	24,25	19,75
BA	9,17*	6,51*	20,13	19,50
MG	9,36*	8,31*	30,86*	24,01*
ES	10,59	9,44	24,74	20,86
RJ	9,61	8,92	40,24*	22,39*
SP	11,70	10,32	34,36*	25,14*
PR	9,77	9,68	22,83	23,66
SC	11,51	11,20	31,96*	22,14*
RS	12,35*	9,65*	37,11*	25,01*
MS	8,59	7,63	25,50**	18,51**
MT	7,29**	8,36**	21,36	19,89
GO	11,19*	8,28*	36,06*	18,55*
DF	7,43	8,80	22,73	22,99

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. A amostra foi de 112.172 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

4. Em todas as vezes, ao longo desta seção, que compararmos a renda por hora do trabalho, corrigida pelo ICV, entre migrantes e não-migrantes, realizamos um teste de média, bicaudal, com hipótese nula dizendo que não há diferença de renda entre migrantes e não-migrantes.

**TABELA 3**  
**BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE DESTINO E**  
**ESCOLARIDADE — 1999**  
[em R\$]

UFs	Até 6 anos		Acima de 6 anos	
	Migrante	Não-migrante	Migrante	Não-migrante
TO	8,18**	6,84**	26,17*	13,76*
MA	6,08	5,11	32,45*	19,48*
PI	5,05	5,08	21,20**	15,68**
CE	6,69	6,11	31,15*	19,49*
RN	7,69	6,27	22,81*	15,01*
PB	5,65	5,99	34,27*	23,94*
PE	7,19*	6,13*	29,95*	20,53*
AL	6,23	6,04	27,03*	15,6*
SE	6,51	5,69	26,07	19,75
BA	9,70*	6,51*	34,79*	19,50*
MG	9,92*	8,31*	24,72	24,01
ES	8,08*	9,44*	26,43**	20,86**
RJ	9,64**	8,92**	24,73**	22,39**
SP	10,18	10,32	20,41*	25,14*
PR	11,97*	9,68*	31,57*	23,66*
SC	10,62	11,20	29,06*	22,14*
RS	10,13	9,65	30,19*	25,00*
MS	9,23*	7,63*	28,64*	18,51*
MT	10,13*	8,36*	24,71*	19,89*
GO	9,05	8,29	23,41*	18,55*
DF	9,80	8,80	42,63*	22,99*

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. A amostra foi de 112.172 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

Ao fazermos a comparação de renda para cada estado de origem (estado de nascimento do indivíduo), dentro dos dois grupos de escolaridade definidos (até 6 anos de escolaridade e acima de 6 anos de escolaridade),<sup>5</sup> teremos, como mostra a Tabela 2, que das 42 comparações de renda feitas (21 estados e 2 grupos de escolaridade), em 37 a renda dos migrantes é superior à renda dos

5. A divisão "até 6 anos" e "acima de 6 anos" de escolaridade foi feita de modo que cada grupo contivesse, aproximadamente, metade da amostra.

não-migrantes, sendo que em 22 casos tal diferença é significativa a 5% e em 24 casos, a 10%.<sup>6</sup>

A Tabela 3, por sua vez, mostra que das 42 comparações (21 estados de destino e 2 grupos de escolaridade), em 36 as pessoas que moram em um estado diferente do que nasceram ganham mais. Desses 36 casos, em 23 a diferença é significativa a 5% e em 28 é significativa a 10%.

Mais uma vez os fatos estilizados estão de acordo com a existência de seleção positiva dos migrantes.

Uma outra variável importante para a explicação de diferenciais de renda é a variável idade. Portanto, construímos tabelas que levam em conta, conjuntamente, as variáveis renda, idade e estado (de origem ou de destino). As Tabelas 4 e 5 mostram que, mais uma vez, os resultados estão condizentes com a idéia de os migrantes serem positivamente selecionados.

Podemos ver na Tabela 4 que, das 42 células criadas (21 estados de origem e 2 grupos de idade),<sup>7</sup> em 39 a renda dos migrantes é superior à renda dos não-migrantes. Desses 39 células, em 23 casos a diferença é significativa a 5% e em 25 casos é significativa a 10%.

Já na Tabela 5, em 36 casos os migrantes ganham mais, e em 23 a diferença em favor deles é significativa a 5%.<sup>8</sup>

Outra variável interessante é o tempo de migração. Quando comparamos a renda dos que migraram há até 9 anos com a dos que migraram há mais de 9 anos, notamos que os que migraram há menos tempo têm uma renda média de R\$ 19,61, enquanto os que migraram há mais tempo recebem R\$ 18,28. Trata-se de uma diferença pequena que, embora significativa a 10%, não é significativa a 5%.

As Tabelas 6 e 7 mostram as comparações de renda feitas entre os que migraram há até 9 anos e os que migraram há mais de 9 anos para cada estado (de origem e de destino). Tais comparações mostram que, em geral, a diferença não é significativa nem a 10%. Assim, a evidência de diferença de renda em favor dos que migraram há pouco tempo não é muito forte.<sup>9, 10</sup> Quando comparamos

6. Conforme o esperado, as Tabelas 2 e 3 também mostram que os indivíduos com maior escolaridade recebem mais.

7. A divisão das idades foi feita de modo que cada grupo contivesse, aproximadamente, metade da amostra.

8. Conforme o esperado, as Tabelas 4 e 5 também mostram que os indivíduos com maior idade (maior experiência) recebem mais.

9. Devemos destacar que os dados de tempo de migração da PNAD não são bons. Não há como saber há quanto tempo o indivíduo migrou, caso ele tenha migrado há mais de 9 anos, e que 74,13% dos indivíduos migraram há mais de 9 anos.

10. A evidência apontada por Chiswick (1978), a mais usual na literatura de migração internacional, é de que a renda cresce com o tempo de migração. Porém, segundo Chiswick, no caso de estrangeiros que migram para os Estados Unidos, isso ocorre, essencialmente, devido ao tempo para aprendizado do idioma. Assim, na migração interna, esse fenômeno pode ter menor magnitude ou até ser inexistente.

**TABELA 4  
BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE ORIGEM E  
IDADE — 1999**  
[em R\$]

UFs	De 20 a 35 anos		De 36 a 70 anos	
	Migrante	Não-migrante	Migrante	Não-migrante
TO	10,87	9,53	21,84*	10,01**
MA	9,62*	7,85*	15,27*	11,32*
PI	12,56*	6,66*	15,20*	9,97*
CE	12,62*	8,89*	15,77	14,22
RN	13,57*	7,95*	19,34*	12,75*
PB	11,52	10,62	17,35	15,92
PE	12,25*	10,22*	17,84	15,82
AL	9,21	8,31	18,57*	11,04*
SE	16,08**	8,90**	17,05**	13,87**
BA	10,76*	9,39*	15,20	14,42
MG	16,28*	12,51*	20,01	18,42
ES	14,65	13,23	17,57	17,19
RJ	26,62*	14,13*	40,78*	20,37*
SP	20,57*	15,69*	28,61*	24,82*
PR	14,56	14,41	19,28	22,34
SC	17,72*	14,19*	25,93*	19,74*
RS	21,92*	14,63*	27,24*	20,75*
MS	11,72	11,05	30,73*	16,13*
MT	12,67	12,04	16,20*	20,01
GO	15,88*	11,50*	31,96*	15,29*
DF	16,62	19,50	36,66	36,58

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. A amostra foi de 112.172 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

TABELA 5  
**BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE DESTINO E IDADE — 1999**  
[em R\$]

UFs	De 20 a 35 anos		De 36 a 70 anos	
	Migrante	Não-migrante	Migrante	Não-migrante
TO	14,74*	9,53*	16,31*	10,01*
MA	11,11	7,85	12,27*	11,32
PI	7,29	6,66	12,05	9,97
CE	19,38*	8,90*	22,98*	14,22*
RN	12,10*	7,95*	16,99	12,75
PB	20,89*	10,62*	25,44*	15,92*
PE	12,66*	10,22*	23,24*	15,82*
AL	11,69	8,31*	22,32*	11,04*
SE	10,70	8,90	23,04*	13,87*
BA	14,67*	9,39*	28,99*	14,42*
MG	13,02	12,51	21,98*	18,42*
ES	15,23	13,23	18,79	17,19
RJ	12,87	14,13	17,71*	20,37*
SP	12,46*	15,69*	16,22*	24,82*
PR	19,35*	14,41*	21,82	22,34
SC	18,18*	14,18*	21,10	19,74
RS	20,08*	14,63*	23,52	20,73
MS	14,92*	11,05*	20,20*	16,13*
MT	13,36	12,04	17,04	20,00
GO	12,14	11,50	16,68	15,29
DF	20,78	19,50	39,67	36,58

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. A amostra foi de 112.172 pessoas.

\* Está apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5%.

**TABELA 6  
BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE ORIGEM E  
TEMPO DE MIGRAÇÃO — 1999  
[em R\$]**

UFs	De 1 a 9 anos	Mais de 9 anos
TO	10,58**	17,53**
MA	11,24	13,34
PI	12,01**	14,91**
CE	12,48*	15,10*
RN	20,04	16,38
PB	12,78	15,98
PE	13,20*	16,35*
AL	17,44	14,09
SE	20,44	15,79
BA	12,42	13,55
MG	21,84	18,18
ES	19,02	16,30
RJ	36,65	32,63
SP	30,03*	23,51*
PR	17,03	16,18
SC	19,93	23,69
RS	27,49	24,84
MS	16,83	19,15
MT	14,03	14,58
GO	31,04	21,13
DF	23,38	16,13
Brasil	19,61**	18,28**

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. Além desses, foram excluídos os não-migrantes. A amostra utilizada foi de 22.363 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre os que migraram de 1 a 9 anos e os que migraram há mais de 9 anos é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

TABELA 7  
**BRASIL: RENDA POR HORA DO TRABALHO (CORRIGIDA PELO ICV) POR ESTADO DE DESTINO E  
TEMPO DE MIGRAÇÃO — 1999**  
[em R\$]

UFs	De 1 a 9 anos	Mais de 9 anos
TO	19,75*	13,22*
MA	14,64	11,37
PI	9,78	10,01
CE	24,34	19,79
RN	15,83	14,67
PB	31,16**	19,51**
PE	21,33	18,20
AL	14,59	18,48
SE	18,47	16,30
BA	19,73	24,15
MG	16,03	18,31
ES	18,52	16,50
RJ	17,78	15,94
SP	13,72**	14,82**
PR	24,21	20,29
SC	22,10	18,08
RS	25,91**	19,87**
MS	20,09	17,54
MT	17,01	14,95
GO	15,39	14,57
DF	28,74	31,29
Brasil	19,61**	18,28**

Fonte: PNAD de 1999.

Obs.: Da amostra inicial de 352.393 pessoas, foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada e os que nasceram ou viviam na região Norte, com exceção do Estado do Tocantins. Além desses, foram excluídos os não-migrantes. A amostra utilizada foi de 22.363 pessoas.

\* e \*\* estão apresentados nos casos em que a diferença entre os que migraram de 1 a 9 anos e os que migraram há mais de 9 anos é estatisticamente significativa a 5% e a 10%, respectivamente.

a renda média dos não-migrantes (R\$ 15,18) com a dos que migraram há menos de 9 anos (R\$ 19,61), vemos que eles ganham mais e essa diferença é significativa a 1%. Já quando comparamos a renda média dos não-migrantes (R\$ 15,18) com a dos migrantes de mais de 9 anos (R\$ 18,28), vemos que eles também ganham mais e essa diferença é significativa a 1%. Ou seja, os migrantes ganham, em média, mais que os não-migrantes independentemente do tempo em que migraram.

Embora grande parte do que até aqui tenha sido mostrado esteja de acordo com o ponto que estamos procurando testar — a seletividade positiva dos migrantes — trata-se apenas de evidências iniciais sujeitas a problemas que toda análise bivariada ou trivariada apresenta. Avançaremos, agora, em direção a uma análise de regressão, de modo a excluir os problemas oriundos da omissão de variáveis que possam estar viesando nossos resultados.

### 3 AS EVIDÊNCIAS ECONOMÉTRICAS

Nesta seção, faremos uma análise de regressão para comparar a renda dos migrantes e dos não-migrantes controlando por todos os fatores possíveis de serem controlados que influenciem a renda dos indivíduos. A intenção é verificar se, feitos os controles necessários, o migrante ganha ou não, em média, mais do que o não-migrante. Se, nessas condições, for verificado que o migrante ganha mais, podemos concluir que, sendo o *status* quanto à migração a única diferença entre os indivíduos, a variável migração está captando uma série de variáveis não-observáveis: aptidão, agressividade, motivação, perseverança, empreendedorismo etc. Assim, o fato de o migrante receber mais revelará que ele tem “melhores” características não-observáveis, sendo, portanto, positivamente selecionado. Esse procedimento é o mesmo que Chiswick (1978) usa para evidenciar a seleção positiva dos migrantes nos Estados Unidos.<sup>11</sup>

Na prática, utilizaremos o seguinte modelo econométrico:<sup>12</sup>

$$\ln W_i = \alpha + X_i\beta + M_i\phi + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde  $W_i$  é a renda do trabalho por hora dos indivíduos;  $X_i$  é uma série de variáveis de controle;  $M_i$  é uma variável *dummy*, que é 1 quando o indivíduo é migrante e 0 quando o indivíduo não é migrante.

11. Vale lembrar que nos modelos teóricos de Chiswick (1999) e Borjas (1987) é, também através da comparação da renda do trabalho entre migrantes e não-migrantes, que é testada a seletividade dos migrantes.

12. A forma funcional escolhida, conhecida como minceriana, por ter sido desenvolvida por Jacob Mincer, está de acordo com o que a literatura em economia do trabalho advoga. Para Willis (1986, p. 526) “As an empirical tool, the Mincer earnings function has been one of the great success of modern labor economics. It has been used in hundreds of studies using data from virtually every historical period and country for which suitable data exist”.

Se, ao estimarmos esse modelo, verificarmos que o coeficiente  $\phi$  associado à variável *dummy* é positivo e significativo, poderemos afirmar que os migrantes recebem mais e que isso é uma evidência de que existe seleção positiva dos migrantes.

Uma das principais preocupações para a estimação da equação (1) é a necessidade de inclusão, como controle, de todas as variáveis que influenciem a variável dependente.<sup>13</sup> Para tanto, selecionamos: escolaridade, idade, idade ao quadrado, posição na ocupação (com carteira, sem carteira, conta-própria, funcionário público ou empregador), zona de residência (urbana ou rural), raça (branca, indígena, amarela, parda ou preta), sexo (masculino ou feminino),<sup>14</sup> ramos de atividade (comércio e serviços, agrícola, indústria, social ou administração pública), *status* quanto à sindicalização (sindicalizado ou não-sindicalizado), estado onde realizou estudos, estado de residência e estado de nascimento.<sup>15</sup>

Com relação à lista de controles apresentada anteriormente, temos dois problemas. O primeiro diz respeito à colocação conjunta das variáveis estado de residência, estado de nascimento e da *dummy* de migração. Caso tais variáveis sejam colocadas juntamente como variáveis independentes, teremos um problema de multicolinearidade perfeita, o que impedirá a estimação do modelo.

O segundo problema é a variável “estado onde realizou estudos”. Tal variável não está disponível na PNAD e nem é possível obtê-la através das variáveis disponíveis, portanto, ficamos impedidos de incluir tal variável. A sua exclusão pode dificultar a “descoberta” de seleção positiva dos migrantes. Como dito na seção anterior, os migrantes têm como principal região de origem o Nordeste. Se trabalharmos com a hipótese de que as escolas do Nordeste têm, em média, pior qualidade de ensino que as escolas brasileiras como um todo, poderíamos concluir que a exclusão da variável estado onde estudou estaria mascarando um fato que ajudaria a mostrar a seletividade positiva dos migrantes. Isso por que a exclusão de tal variável vai fazer com que o diferencial de renda observado após os controles seja menor (não estaremos levando em conta o fato de as pessoas

13. Sobre a variável dependente, é importante lembrar que estamos excluindo as observações em que a renda do trabalho é nula. Essas exclusões, no entanto, não devem influir nos resultados apresentados (ver nota 2).

14. Para lidar com o problema de seleção amostral causado por estarmos usando somente as mulheres que trabalham, o ideal seria utilizar um procedimento como o sugerido por Heckman (1979), por exemplo. Entretanto, para que esse procedimento funcione adequadamente, seria necessário uma variável de identificação, ou seja, que determinasse a oferta de trabalho, mas que fosse redundante na equação de salários. Na ausência dessa variável, a identificação depende somente da forma funcional, o que torna os coeficientes estimados bastante instáveis [ver Wooldridge (2002)]. Como não possuímos nenhuma variável que pudesse convincentemente assumir esse papel, preferimos estimar o modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

15. A escolha das variáveis segue o exemplo dado pela literatura da economia do trabalho, levando em conta a disponibilidade de informações da PNAD e o objetivo do nosso estudo.

que nasceram no Nordeste terem uma educação de pior qualidade), ajudando a reduzir a importância dos fatores não-observáveis.<sup>16</sup>

Outro fator que pode atrapalhar a “descoberta” do fenômeno de seleção dos migrantes é a questão da discriminação, entendida em sua forma pejorativa, isto é, a discriminação de um indivíduo pelo simples fato de ele ter nascido em outro estado que não o de residência. A existência desse fenômeno social faz com que os migrantes recebam menos, mas tal fato não é captado nas nossas regressões, dificultando a identificação da seleção positiva.

Antes de apresentarmos os resultados de nossas estimativas, voltemos ao primeiro problema apresentado anteriormente. Para a sua solução, podemos simplesmente ignorar a variável “estado de residência” ou a variável “estado de nascimento” e fazer a estimação da equação (1). Preferimos, inicialmente, excluir a variável “estado de nascimento”. Nesse caso, temos os resultados apresentados na Tabela 8.<sup>17</sup>

A Tabela 8 nos mostra que o coeficiente associado à *dummy* de migração é altamente significativo, pois a estatística-t é igual a 15,03, e positivo, igual a 0,0854. Isso significa que a renda do migrante é 8,54% maior do que a do não-migrante, tudo o mais constante. Assim, quando comparamos grupos iguais de pessoas, para cada estado de destino, verificamos que as pessoas que moram em seu estado de nascimento (não-migrantes) ganham menos que as pessoas que vieram de outros estados. Os migrantes são, portanto, positivamente selecionados em relação às pessoas dos estados que os recebem.

Além desse resultado de seleção positiva dos migrantes, a Tabela 8 traz uma série de resultados que, embora secundários dado o objetivo ao qual nos propusemos, merecem destaque: os indivíduos que moram no Distrito Federal ou em Santa Catarina ganham mais do que os que moram em São Paulo, sendo que os dois demais estados ganham estatisticamente menos ou a mesma coisa que os de São Paulo; a taxa de retorno de cada ano de educação é de 10,10%; o logaritmo da renda do trabalho cresce a taxas decrescentes com a idade; o empregador e o funcionário público ganham mais do que o trabalhador com carteira assinada e o sem carteira assinada ganha menos; o trabalhador agrícola ganha menos do que o do setor de comércio e serviços e os trabalhadores do setor industrial, social e da administração pública ganham mais; o trabalhador do setor rural ganha menos do que o do setor urbano; as pessoas da raça amarela

16. Caso lembremos que parte dos migrantes termina sua educação no estado de destino, o fenômeno em questão terá sua intensidade reduzida, mas não eliminada.

17. Os resultados com os desvios-padrão robustos a heterocedasticidade (White) são muito similares. Portanto, preferimos fornecer os não-corrigidos.

TABELA 8  
**BRASIL: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE NASCIMENTO”**  
 [variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P >  t	Intervalo de confiança: 95%
Anos de estudo	0,1010439	0,0005863	172,34	0,000	0,0998947 0,1021930
Idade	0,0608631	0,0011136	54,66	0,000	0,0586806 0,0630457
Idade <sup>2</sup>	-0,0005927	0,0000136	-43,55	0,000	-0,0006193 -0,000566
Com carteira			(excluída)		
Sem carteira	-0,1450674	0,0057977	-25,02	0,000	-0,1564309 -0,1337039
Funcionário público	0,1174787	0,0100467	11,69	0,000	0,0977872 0,1371701
Conta-própria	-0,0025017	0,0057360	-0,44	0,663	-0,0137442 0,0087408
Empregador	0,6507929	0,0101442	64,15	0,000	0,6309105 0,6706754
Comércio e serviços			(excluída)		
Agrícola	-0,2854917	0,0080932	-35,28	0,000	-0,3013542 -0,2696292
Indústria	0,0330956	0,0055621	5,95	0,000	0,0221940 0,0439973
Social	0,1424562	0,0079519	17,91	0,000	0,1268707 0,1580417
Administração pública	0,2439668	0,0112804	21,63	0,000	0,2218574 0,2660761
Urbano			(excluída)		
Rural	-0,1051807	0,0069437	-15,15	0,000	-0,1187902 -0,0915712
Branca			(excluída)		
Indígena	-0,0327339	0,0573972	-0,57	0,568	-0,1452314 0,0797637
Preta	-0,1929533	0,0090434	-21,34	0,000	-0,2106783 -0,1752284
Amarela	0,1169607	0,0342121	3,42	0,001	0,0499054 0,1840159
Parda	-0,1386317	0,0049033	-28,27	0,000	-0,148242 -0,1290213
Masculino			(excluída)		
Feminino	-0,3305798	0,0046442	-71,18	0,000	-0,3396824 -0,3214772
Não-sindicalizado			(excluída)		
Sindicalizado	0,1896698	0,0056845	33,37	0,000	0,1785282 0,2008114
SP			(excluída)		
TO	-0,1508098	0,0196855	-7,66	0,000	-0,1893930 -0,1122265
MA	-0,2190196	0,0169686	-12,91	0,000	-0,2522778 -0,1857615

(continua)

(continuação)

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
PI	-0,3743231	0,0185108	-20,22	0,000	-0,4106041 -0,3380421
CE	-0,2299797	0,0104262	-22,06	0,000	-0,2504149 -0,2095446
RN	-0,2884889	0,0179774	-16,05	0,000	-0,3237244 -0,2532534
PB	-0,2261205	0,0166972	-13,54	0,000	-0,2588468 -0,1933943
PE	-0,2882886	0,0100029	-28,82	0,000	-0,3078941 -0,2686830
AL	-0,1784736	0,0200156	-8,92	0,000	-0,2177038 -0,1392434
SE	-0,1909370	0,0181296	-10,53	0,000	-0,2264706 -0,1554033
BA	-0,1215452	0,0093348	-13,02	0,000	-0,1398413 -0,1032491
MG	-0,3329510	0,0081982	-4,06	0,000	-0,1493634 -0,0172268
ES	-0,0205896	0,0162380	-1,27	0,205	-0,0524158 0,0112366
RJ	-0,0995135	0,0090258	-11,03	0,000	-0,1172038 -0,0818231
PR	0,0042093	0,0096777	0,43	0,664	-0,0147588 0,0231774
SC	0,0272154	0,0134490	2,02	0,043	-0,0008555 0,0535752
RS	-0,0588586	0,0088424	-6,66	0,000	-0,0761895 -0,4152770
MS	-0,0824823	0,0156325	-5,28	0,000	-0,1131217 -0,0518430
MT	0,0067151	0,0151453	0,44	0,657	-0,0229694 0,0363996
GO	-0,0934320	0,0110959	-8,42	0,000	-0,1151798 -0,0716841
DF	0,0979054	0,0132272	7,40	0,000	-0,0719803 0,1238306
Não-migrante				(excluída)	
Migrante	0,0854423	0,0056855	15,03	0,000	0,07429880 0,0965859
Constante	0,3877551	0,0230324	16,84	0,000	0,03426119 0,4328982

Número de observações: 112.172.

Prob.  $> F = 0,0000$ . $R^2 = 0,4915$ .

ganham mais do que os brancos, mas os da raça parda e preta ganham menos; a mulher ganha menos que o homem; o sindicalizado ganha mais que o não-sindicalizado.

Esses resultados “secundários” corroboram os resultados encontrados por Chiswick (1978), Barros e Mendonça (1995), Barros, Corseuil e Mendonça (1999), Barros, Corseuil e Leite (2000) e Leme e Wajnman (2000), dentre outros.

Estimamos, também, uma regressão idêntica à apresentada na Tabela 8, mas que, em vez de excluir as variáveis relacionadas ao “estado de nascimento”, excluímos as variáveis relacionadas ao “estado de residência”. Os resultados encontrados foram ainda mais expressivos que os da Tabela 8, pois o valor do coeficiente associado a *dummy* migração foi maior e ainda mais significativo em termos estatísticos, conforme pode ser visto na Tabela 9. Os resultados secundários, embora não apresentados, foram qualitativamente iguais e quantitativamente muito parecidos com os da Tabela 8.

Nesse caso, a renda do migrante é 15,07% maior do que a do não-migrante, tudo o mais constante. Dessa forma, quando comparamos dois grupos de pessoas que têm as mesmas características, podemos dizer que os que saem de seu estado natal têm melhores características não-observáveis que os que permanecem em seu estado, isto é, eles são positivamente selecionados em relação aos seus conterrâneos que não migraram.

As regressões expostas nas Tabelas 8 e 9 mostram, portanto, que os migrantes são positivamente selecionados tanto em relação aos não-migrantes que moram nos estados que os recebem, quanto em relação aos não-migrantes que são seus conterrâneos. Em outras palavras, os migrantes ganham mais que seus conterrâneos que não migraram e mais que indivíduos semelhantes que moram no mesmo estado.

Outra alternativa que adotamos para resolver o problema anteriormente apresentado de multicolinearidade perfeita foi apresentar conjuntamente em uma regressão as variáveis associadas ao “estado de residência” e as interações entre as variáveis “estado de nascimento \* *dummy* de migração”. As principais informações dessa regressão são apresentadas na Tabela 10.<sup>18</sup>

A Tabela 10 fortalece nosso conjunto de evidências sobre a seleção positiva de migrantes no Brasil. Ela mostra que os migrantes que nasceram em São

TABELA 9  
BRASIL: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE RESIDÊNCIA”  
[variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
Migrante	0,1507775	0,0052724	28,60	0,000	0,3410661    0,4322046
Não-migrante	(excluído)				

Número de observações: 112.172.

Prob.  $> F = 0,0000$ .

$R^2 = 0,4915$ .

18. Os resultados secundários, mais uma vez, são muito parecidos com os da regressão apresentada na Tabela 8 e, por isso, não são apresentados.

TABELA 10  
**BRASIL: REGRESSÃO — VARIÁVEIS “ESTADO DE NASCIMENTO VERSUS MIGRAÇÃO” E  
“ESTADO DE RESIDÊNCIA”**  
[variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P >  t	Intervalo de confiança: 95%
Não-migrante	(excluída)				
Migrante	0,1408006	0,0155868	9,03	0,000	0,1102507 0,1713505
SP*migração	(excluída)				
TO*migração	-0,0755795	0,0526091	-1,44	0,151	-0,1786926 0,0275336
MA*migração	-0,1816074	0,0290829	-6,24	0,000	-0,2386096 -0,1246053
PI*migração	-0,1068678	0,0284588	-3,76	0,000	-0,1626466 -0,0510890
CE*migração	-0,0543628	0,0244313	-2,23	0,026	-0,1022478 -0,0064778
RN*migração	-0,0851710	0,0343605	-2,48	0,013	-0,1525172 -0,0178249
PB*migração	-0,0588947	0,0251457	-2,34	0,019	-0,1081799 -0,0096096
PE*migração	-0,0627798	0,0229993	-2,73	0,006	-0,1078581 -0,0177014
AL*migração	-0,1130362	0,0335424	-3,37	0,001	-0,1787788 -0,472935
SE*migração	-0,0487290	0,0403205	-1,21	0,227	-0,1277566 0,0302986
BA*migração	-0,0675814	0,0213257	-3,17	0,002	-0,1093795 -0,0257833
MG*migração	-0,0915670	0,0192127	-4,77	0,000	-0,1292236 -0,0539103
ES*migração	-0,0946363	0,0349892	-2,70	0,007	-0,1632146 -0,0260580
RJ*migração	0,0845106	0,0277382	3,05	0,002	0,0301441 -0,1388771
PR*migração	-0,0342548	0,0223629	-1,53	0,126	-0,0780857 -0,0095762
SC*migração	-0,0189787	0,027472	-0,69	0,490	-0,0728234 0,034866
RS*migração	-0,0501269	0,0258786	-1,94	0,053	-0,1008487 0,0005948
MS*migração	-0,1021675	0,0479553	-2,13	0,033	-0,1961592 -0,0081758
MT*migração	-0,1095487	0,0567604	-1,93	0,054	-0,2207982 0,0017009
GO*migração	0,0048674	0,029182	0,18	0,857	-0,0478920 0,0576268
DF*migração	-0,0550123	0,529686	-1,04	0,299	-0,1588299 0,4880530

Número de observações: 112.172.

Prob. > F = 0,0000.

$R^2$  = 0,4920.

Paulo são os mais positivamente selecionados com relação aos não-migrantes que moram nos estados que os recebem.<sup>19</sup> Os migrantes originários de todos os outros estados têm um diferencial de salário menor que o dos paulistas. A única exceção são os cariocas, que têm um diferencial adicional de 8% com relação ao dos paulistas, resultando em um diferencial total de cerca de 23% com relação aos não-migrantes.

Outra maneira de tratar o problema da impossibilidade de inclusão conjunta das variáveis “estado de residência” e “estado de nascimento” é a estimativa de uma regressão para cada estado de nascimento, com a inclusão, em cada regressão, da variável “estado de residência”. Esse procedimento, porém, reduziria acentuadamente o tamanho da amostra (teríamos 21 amostras). Uma outra alternativa é a estimativa de uma regressão para cada região de nascimento (nesse caso, temos que trabalhar com a hipótese de que haja uma homogeneidade, dentro de cada região, da influência que o fato de ter nascido em um estado tem sobre a renda do trabalho). Trata-se de uma solução ao problema anteriormente citado e que não reduz o tamanho das amostras de uma maneira tão intensa. Os resultados de tais regressões para as regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste estão, respectivamente, apresentados nas Tabelas 11, 12, 13 e 14.

Podemos observar que em todas as regressões para regiões de nascimento o coeficiente da *dummy* de migração é positivo e significativo a 1%. Assim, também quando fazemos esse tipo de controle para estado de nascimento verificamos que os migrantes têm uma renda maior do que a dos não-migrantes. Isso nos permite reafirmar, com mais segurança, que há seleção positiva dos migrantes.

Os resultados secundários das regressões para cada região também guardam muitas semelhanças com os resultados apresentados na Tabela 8.

Após a estimativa de todas as regressões aqui apresentadas, verificamos que é possível afirmar que os migrantes ganham mais do que os não-migrantes e, já que estamos controlando por uma série de variáveis, a justificativa para que os migrantes estejam recebendo mais está ligada às variáveis não-observáveis, de modo que podemos dizer que os migrantes têm “melhores” características não-observáveis, isto é, são positivamente selecionados.

O resultado encontrado de seleção positiva dos migrantes, baseado na evidência que mostra que, no Brasil, os migrantes ganham mais do que os não-migrantes, guarda semelhanças com o alcançado por Chiswick (1978). Em seu

19. Nessa especificação a variável “migrante” está capturando o efeito da variável omitida que interage nascimento em São Paulo com migrante, cujo coeficiente é de 0.148, indicando um retorno de cerca de 15%.

**TABELA 11**  
**NORDESTE: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE NASCIMENTO”**  
 [variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	P >  t	Intervalo de confiança: 95%
Anos de estudo	0,0933948	0,0010006	93,33	0,000	0,0914335 0,0953561
Idade	0,0592552	0,0018761	31,58	0,000	0,0555781 0,0629324
Idade <sup>2</sup>	-0,0005894	0,0000227	-25,94	0,000	-0,0006339 -0,0005448
Com carteira			(excluída)		
Sem carteira	-0,1469860	0,0100926	-14,56	0,000	-0,1667677 -0,1272044
Funcionário público	0,1860976	0,0175628	10,60	0,000	0,1516740 0,2205211
Conta-própria	-0,0418274	0,0100552	-4,16	0,000	-0,0615359 -0,0221190
Empregador	0,7652074	0,0201441	37,99	0,000	0,7257246 0,8046902
Comércio e serviços			(excluída)		
Agrícola	-0,2956561	0,0130051	-22,73	0,000	-0,3211463 -0,2701659
Indústria	0,0424115	0,0099184	4,28	0,000	0,0229712 0,0618519
Social	0,1701806	0,0139308	12,22	0,000	0,1428759 0,1974854
Administração pública	0,2758188	0,0193537	14,25	0,000	0,2378851 0,3137525
Urbano			(excluída)		
Rural	-0,0746268	0,0109245	-6,83	0,000	-0,0960390 -0,0532146
Branca			(excluída)		
Indígena	0,0660596	0,1080166	0,61	0,541	-0,1456553 0,2777745
Preta	-0,2061810	0,0157308	-13,11	0,000	-0,2370138 -0,1753482
Amarela	-0,2136003	0,1011089	-2,11	0,035	-0,4117759 -0,0154246
Parda	-0,1285305	0,0079169	-16,33	0,000	-0,1440478 -0,1130131
Masculino			(excluída)		
Feminino	-0,3491180	0,0079680	-43,81	0,000	-0,3647355 -0,3335005
Não-sindicalizado			(excluída)		
Sindicalizado	0,1729575	0,0099388	17,40	0,000	0,1534773 0,1924376
SP			(excluída)		
TO	-0,2849927	0,3795520	-7,51	0,000	-0,3593857 -0,2105997
MA	-0,1831937	0,0256480	-7,14	0,000	-0,2334644 -0,1329231

(continua)

(continuação)

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
PI	-0,3404673	0,0265942	-12,80	0,000	-0,3925926 -0,2883421
CE	-0,1911913	0,0218348	-8,76	0,000	-0,2339880 -0,1483946
RN	-0,2626894	0,0262469	-10,01	0,000	-0,3141340 -0,2112448
PB	-0,1914645	0,0254910	-7,51	0,000	-0,2414275 -0,1415015
PE	-0,2455304	0,0214156	-11,47	0,000	-0,2875055 -0,2035553
AL	-0,1418830	0,0277974	-5,10	0,000	-0,1963665 -0,0873995
SE	-0,1564271	0,0263215	-5,94	0,000	-0,2080177 -0,1048364
BA	-0,0796311	0,0213460	-3,73	0,000	-0,1214697 -0,0377924
MG	-0,0562259	0,0390754	-1,44	0,150	-0,1328146 0,0203627
ES	-0,0864642	0,0709805	-1,22	0,223	-0,2255875 0,0526591
RJ	-0,0838684	0,0260829	-3,22	0,001	-0,1349914 -0,0327454
PR	-0,0701845	0,0501977	-1,40	0,162	-0,1685732 0,0282042
SC	0,4029710	0,1770771	2,28	0,023	0,0558960 0,7500459
RS	0,1144270	0,1062232	1,08	0,281	-0,0937728 0,3226268
MS	-0,1943610	0,0548723	-3,54	0,000	-0,3019119 -0,0868101
MT	-0,0736313	0,0510813	-1,44	0,149	-0,1737517 0,0648910
GO	-0,1286738	0,0324911	-3,96	0,000	-0,1923571 -0,0649906
DF	-0,0261831	0,0235571	-1,11	0,266	-0,0723556 0,0199894
Não-migrante				(excluída)	
Migrante	0,1365501	0,0154218	8,96	0,000	0,1066758 0,1664243
Constante	0,4370931	0,0428846	10,19	0,000	0,3530384 0,5211479

Número de observações: 40.796.

Prob. >  $F = 0,0000$ . $R^2 = 0,4586$ .

trabalho para os Estados Unidos, Chiswick utiliza uma regressão minceriana para mostrar que os migrantes ganham mais. A partir dessa evidência encontrada, conclui que há seleção positiva dos migrantes. Algo, portanto, bem parecido com o que fizemos neste trabalho para o caso brasileiro. Nossos resultado, porém, em vez de se referir aos migrantes internacionais, como o de Chiswick, refere-se aos migrantes internos.

TABELA 12  
**SUDESTE: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE NASCIMENTO”**  
 [variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
Anos de estudo	0,1070521	0,0009646	110,98	0,000	0,1051614 0,1089428
Idade	0,0613806	0,0018125	33,87	0,000	0,0578282 0,0649331
Idade <sup>2</sup>	-0,0005786	0,0000221	-26,17	0,000	-0,0006220 -0,0005353
Com carteira			(excluída)		
Sem carteira	-0,1588403	0,0094493	-16,81	0,000	-0,1773612 -0,1403195
Funcionário público	0,0837313	0,0159855	5,24	0,000	0,0523994 0,1150632
Conta-própria	0,0509858	0,0093963	5,43	0,000	0,0325687 0,0694028
Empregador	0,5717211	0,0156104	36,62	0,000	0,5411243 0,6023178
Comércio e serviços			(excluída)		
Agrícola	-0,2318954	0,0143571	-16,15	0,000	-0,2600357 -0,2037551
Indústria	0,0556584	0,0088837	6,27	0,000	0,0382462 0,0730706
Social	0,1379858	0,0126358	10,92	0,000	0,1132194 0,1627522
Administração pública	0,2188900	0,0184329	11,87	0,000	0,1827611 0,2550190
Urbano			(excluída)		
Rural	-0,1059235	0,0126807	-8,35	0,000	-0,1307779 -0,0810691
Branca			(excluída)		
Indígena	0,0355853	0,1319634	0,27	0,787	-0,2230660 0,2942366
Preta	-0,1744315	0,0131374	-13,28	0,000	-0,2001811 -0,1486819
Amarela	0,1184066	0,0418679	2,83	0,005	0,0363445 0,2004687
Parda	-0,1437657	0,0080111	-17,95	0,000	-0,1594677 -0,1280637
Masculino			(excluída)		
Feminino	-0,3011799	0,0076055	-39,60	0,000	-0,3160869 -0,2862729
Não-sindicalizado			(excluída)		
Sindicalizado	0,2160655	0,0093095	23,21	0,000	0,1978186 0,2343125
SP			(excluída)		
TO	-0,0026220	0,0706131	-0,04	0,970	-0,14102533 0,1357813
MA	-0,3530979	0,1868088	-1,89	0,059	-0,71924760 0,0130518

(continua)

(continuação)

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
PI	-0,0325531	0,2378870	-0,14	0,891	-0,4988171 0,4337110
CE	0,2689492	0,0814152	3,30	0,001	0,1093735 0,4285249
RN	0,0900951	0,1377665	0,65	0,513	-0,1799304 0,3601207
PB	-0,1121262	0,1070738	-1,05	0,295	-0,3219933 0,9774090
PE	-0,1159003	0,0552316	-2,10	0,036	-0,2241555 -0,0076452
AL	-0,3373854	0,2030036	-1,66	0,097	-0,7352773 0,0605065
SE	-0,1983642	0,1010197	-1,96	0,050	-0,3963652 -0,0003633
BA	-0,0039863	0,0425073	-0,09	0,925	-0,0873016 0,0793290
MG	-0,0309171	0,0088498	-3,49	0,000	-0,0482629 -0,0135712
ES	-0,0134921	0,0168282	-0,80	0,423	-0,0464758 0,0194916
RJ	-0,1029452	0,0097463	-10,56	0,000	-0,1220482 -0,0838423
PR	0,0061774	0,0271242	0,23	0,820	-0,0469866 0,0593414
SC	0,0200003	0,0999185	0,20	0,841	-0,1758423 0,2158428
RS	0,1646598	0,0717224	2,3	0,022	0,0240823 0,3052374
MS	-0,0296435	0,0348159	-0,85	0,395	-0,0987734 0,0385965
MT	0,0447508	0,0331144	1,35	0,177	-0,0201542 0,1096558
GO	-0,0520717	0,0288593	-1,80	0,071	-0,1086367 0,0044933
DF	0,2835211	0,0273723	10,36	0,000	0,2298707 0,3371715
Não-migrante				(excluída)	
Migrante	0,0406556	0,0128517	3,16	0,002	0,0154659 0,6584553
Constante	0,2788980	0,0368757	7,56	0,000	0,2066208 0,3511752

Número de observações: 39.898.

Prob. >  $F = 0,0000$ . $R^2 = 0,4890$ .

TABELA 13  
**SUL: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE NASCIMENTO”**  
 [variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
Anos de estudo	0,1032629	0,0013305	77,61	0,000	0,1006550 0,1058708
Idade	0,0599254	0,0025489	23,51	0,000	0,0549294 0,0649215
Idade <sup>2</sup>	-0,0005734	0,0000314	-18,24	0,000	-0,0006350 -0,0005118
Com carteira			(excluída)		
Sem carteira	-0,1484316	0,0132459	-11,21	0,000	-0,1743945 -0,1224688
Funcionário público	0,0830270	0,0236344	3,51	0,000	0,0367019 0,1293522
Conta-própria	-0,0310971	0,0123316	-2,52	0,012	-0,0552680 -0,0069263
Empregador	0,5892874	0,0203304	28,99	0,000	0,5494384 0,6291364
Comércio e serviços			(excluída)		
Agrícola	-0,3948782	0,0188053	-21,00	0,000	-0,4317379 -0,3580185
Indústria	-0,0182735	0,0116223	-1,57	0,116	-0,0410541 0,0045071
Social	0,0826032	0,0174989	4,72	0,000	0,0483040 0,1169023
Administração pública	0,2102400	0,0267620	7,86	0,000	0,1577846 0,2626954
Urbano			(excluída)		
Rural	-0,2006844	0,0155157	-12,93	0,000	-0,2310963 -0,1702726
Branca			(excluída)		
Indígena	-0,1212232	0,1041111	-1,16	0,244	-0,3252882 0,0828419
Preta	-0,1771501	0,0246038	-7,20	0,000	-0,2253754 -0,1289249
Amarela	0,2466723	0,0820191	3,01	0,003	0,0859091 0,4074356
Parda	-0,1409932	0,0147879	-9,53	0,000	-0,1699786 -0,1120078
Masculino			(excluída)		
Feminino	-0,3297827	0,0101308	-32,55	0,000	-0,3496398 -0,3099255
Não-sindicalizado			(excluída)		
Sindicalizado	0,1781913	0,0116963	15,23	0,000	0,1552656 0,2011170
SP			(excluída)		
TO	-0,1038250	0,1177949	-0,88	0,378	-0,3347114 0,1270613
MA	-0,5909992	0,4764062	-1,24	0,215	-0,1524789 0,3427906

(continua)

(continuação)

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
PI (excluída, por falta de observações)					
CE	0,6565049	0,1881386	3,49	0,000	0,2877399 0,1025270
RN	-0,1356808	0,3893099	-0,35	0,727	-0,8987558 0,6273941
PB	-0,1484317	0,2554990	-0,58	0,561	-0,6492277 0,3523643
PE	0,3301830	0,1523762	2,17	0,030	0,0315148 0,6288512
AL	0,0463313	0,2757634	0,17	0,867	-0,4941844 0,5868470
SE	0,1804668	0,3018754	0,60	0,550	-0,4112303 0,7721639
BA	0,0837061	0,1145050	0,73	0,465	-0,1407317 0,3081440
MG	0,0127848	0,0761543	0,17	0,867	-0,1364831 0,1620526
ES	0,5393787	0,2042243	2,64	0,008	0,1390848 0,9396727
RJ	0,1469505	0,0907220	1,62	0,105	-0,0308711 0,3247720
PR	0,0197657	0,0286146	0,69	0,490	-0,0363211 0,0758524
SC	0,5321130	0,0296605	1,79	0,073	-0,0049254 0,1113480
RS	-0,0561886	0,0290510	-1,93	0,053	-0,1131306 0,0007533
MS	0,0574698	0,0446788	1,29	0,198	-0,0301038 0,1450435
MT	0,0352353	0,0390923	0,90	0,367	-0,0413884 0,1118591
GO	0,1045635	0,0879245	1,19	0,234	-0,0677748 0,2769018
DF	0,3897447	0,0800221	4,87	0,000	0,2328957 0,5465937
Não-migrante				(excluída)	
Migrante	0,0691263	0,0171148	4,04	0,000	0,0355801 0,1026725
Constante	0,4328298	0,0582713	7,43	0,000	0,3186140 0,5470455

Número de observações: 22.290.

Prob. >  $F = 0,0000$ . $R^2 = 0,4571$ .

TABELA 14  
**CENTRO-OESTE: REGRESSÃO — SEM VARIÁVEL “ESTADO DE NASCIMENTO”**  
 [variável dependente: logaritmo da renda de todos os trabalhos corrigida pelo ICV, por hora]

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
Anos de estudo	0,0919834	0,0020910	43,99	0,000	0,0878845 0,0960823
Idade	0,0639739	0,0039626	16,14	0,000	0,0562063 0,0717415
Idade <sup>2</sup>	-0,0006638	0,0000502	-13,22	0,000	-0,0007622 -0,0005654
Com carteira			(excluída)		
Sem carteira	-0,1330809	0,0187520	-7,10	0,000	-0,1698390 -0,0963228
Funcionário público	0,0786933	0,0316205	2,49	0,013	0,0167100 0,1406766
Conta-própria	0,0842626	0,0206848	4,07	0,000	0,0437158 0,1248094
Empregador	0,7800487	0,0341573	22,84	0,000	0,7130929 0,8470046
Comércio e serviços			(excluída)		
Agrícola	-0,2051558	0,2586850	-7,93	0,000	-0,2558639 -0,1544478
Indústria	-0,0041686	0,0286640	-0,20	0,842	-0,0450713 0,0367342
Social	0,1669284	0,0279237	5,98	0,000	0,1121916 0,2216651
Administração pública	0,3178364	0,0335889	9,46	0,000	0,2519947 0,3836782
Urbano			(excluída)		
Rural	-0,0268847	0,2276460	-1,18	0,238	-0,0715084 0,0177390
Branca			(excluída)		
Indígena	-0,1199313	0,1173616	-1,02	0,307	-0,3499863 0,1101236
Preta	-0,1676276	0,0375705	-4,46	0,000	-0,2412741 -0,0939811
Amarela	0,2711534	0,1265476	2,14	0,032	0,0230918 0,5192149
Parda	-0,1144296	0,0147888	-7,74	0,000	-0,1434191 -0,0854402
Masculino			(excluída)		
Feminino	-0,3361237	0,0161685	-20,79	0,000	-0,3678176 -0,3044297
Não-sindicalizado			(excluída)		
Sindicalizado	0,2431392	0,0219424	11,08	0,000	0,2001271 0,2861512
SP			(excluída)		
TO	-0,1304509	0,0627637	-2,08	0,038	-0,2534817 -0,0074201
MA	0,1046548	0,1862821	0,56	0,574	-0,2604997 0,4698093

(continua)

(continuação)

	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	$P >  t $	Intervalo de confiança: 95%
PI	-0,5082656	0,2771481	-1,83	0,067	-0,1051538 0,0350065
CE	-0,1396196	0,2079392	-0,67	0,502	-0,5472269 0,2679876
RN	-0,1559022	0,2771065	-0,56	0,574	-0,6990927 0,3872884
PB	-0,5284305	0,3372112	-1,57	0,117	-0,1189440 0,1325787
PE	-0,2592219	0,1704535	-1,52	0,128	-0,5933488 0,0749051
AL	-0,5097214	0,6663488	-0,76	0,444	-0,1815914 0,7964709
SE	-0,0567286	0,2774888	-0,20	0,838	-0,6006685 0,4872114
BA	0,0571075	0,1753087	0,33	0,745	-0,2865368 0,4007518
MG	0,0011548	0,0785857	0,01	0,988	-0,1528908 0,1552003
ES	-0,0251943	0,2572821	-0,10	0,922	-0,5295247 0,4791361
RJ	0,1006743	0,1661226	0,61	0,545	-0,2249630 0,4263117
PR	-0,1130072	0,1089672	-1,04	0,300	-0,3266072 0,1005928
SC	0,2195179	0,2767762	0,79	0,428	-0,3230252 0,7620610
RS	0,0801269	0,1703239	0,47	0,638	-0,2537459 0,4139997
MS	-0,0761916	0,0617555	-1,23	0,217	-0,1972462 0,0448629
MT	0,2071920	0,0605176	0,34	0,732	-0,0979088 0,1393473
GO	-0,0825018	0,0599806	-1,38	0,169	-0,2000771 0,0350735
DF	0,1671699	0,0602201	2,78	0,006	0,0491251 0,2852147
Não-migrante				(excluída)	
Migrante	0,0935509	0,0212697	4,40	0,000	0,0518575 0,1352443
Constante	0,3517242	0,0958194	3,67	0,000	0,1638969 0,5395516

Número de observações: 9.188.

Prob. >  $F = 0,0000$ . $R^2 = 0,4648$ .

#### 4 CONCLUSÃO

Ao longo deste trabalho, fornecemos — usando os microdados da PNAD de 1999 e realizando análises bivariadas, trivariadas e análises de regressão — uma série de evidências que apontam que, no Brasil, os migrantes são positivamente selecionados em relação aos não-migrantes.

A seleção positiva dos migrantes aqui demonstrada traduz o senso comum que diz que as pessoas que saem de seu estado de nascimento e vão morar em algum outro estado são as que têm mais disposição para enfrentar os custos monetários e não-monetários associados à migração. Isto é, nosso trabalho confirma, de maneira rigorosa, o senso comum que diz que os migrantes têm algo a mais que os não-migrantes.

A existência da seleção positiva é um fato importante tanto para estudos posteriores sobre migração no Brasil, quanto para as políticas públicas nacionais e estaduais no país. Além disso, conforme já mencionado, seria interessante empreendermos pesquisas com o intuito de verificar se a existência conjunta de um grande fluxo migratório entre os estados brasileiros e de uma seleção positiva dos migrantes têm uma influência na desigualdade de renda entre os estados nacionais. Como uma primeira evidência, este estudo mostra que o fluxo de trabalhadores mais produtivos dos estados mais pobres para os mais ricos pode estar agravando as diferenças inter-regionais de renda no Brasil.

## APÊNDICE

**TABELA A1  
CORRELAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS INDEPENDENTES SELECIONADAS**

	Estudo	Idade	Com carteira	Sem carteira	Comércio e serviços	Indústria	Branca	Parda	Feminino	Migrante
Estudo	1,0000									
Idade	-0,2311	1,0000								
Com carteira	0,1396	-0,1704	1,0000							
Sem carteira	-0,1775	-0,1145	-0,4183	1,0000						
Comércio e serviços	0,0417	-0,0489	0,0151	0,0358	1,0000					
Indústria	-0,0755	-0,0642	0,1660	-0,0454	-0,4999	1,0000				
Branca	0,2533	0,0208	0,0540	-0,1045	0,0245	-0,0058	1,0000			
Parda	-0,2257	-0,0285	-0,0620	0,0922	-0,0290	0,0046	-0,8740	1,0000		
Feminino	0,1616	-0,0462	-0,0057	0,0890	0,1508	-0,2052	0,0259	-0,0298	1,0000	
Migrante	-0,0253	0,0883	0,0151	-0,0122	0,0369	0,0062	0,0086	0,0057	-0,0143	1,0000

Fonte: Cálculos a partir de dados da PNAD de 1999.

Número de observações: 112.172.

## ABSTRACT

This article investigates whether Brazilian migrants—individuals that live outside their home State—are favorably self-selected. We use data from the 1999 PNAD and show that migrants earn more, on average, than non-migrants. This is true either when “non-migrant” is defined an individual born and living in the same state that the migrant lives currently or that the migrant was born. We run a group of Mincerian regressions and find that, even after controlling for a large group of variables relevant to labor income determination, migrants earn more than non-migrants. Hence, we conclude that migrants are positively self-selected in Brazil.

## BIBLIOGRAFIA

- AZZONI, C., MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 1, p. 165-186, jan./mar. 2000.
- AZZONI, C. et alii. *Regional income convergence among Brazilian states, 1981-1996 — a study using micro-data and pseudo-panel*. XXVII Encontro Nacional de Economia, 1999.
- BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C., LEITE, P. Mercado de trabalho e pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.
- BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C., MENDONÇA, R. *Uma análise da estrutura salarial brasileira baseada na PPV*. Ipea, dez. 1999 (Texto para Discussão, 689).
- BARROS, R. P. de, MENDONÇA, R. *Os determinantes da desigualdade no Brasil*. Ipea, jul. 1995 (Texto para Discussão, 377).
- BORJAS, G. Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, v. 77, n. 4, p. 531-553, Sep. 1987.
- . The economics of immigration. *Journal of Economic Literature*, v. XXXII, p. 167-1.717, Dec. 1994.
- CANÇADO, R. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, v. 53, n. 2, 1999.
- CHISWICK, B. The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 897-921, Oct. 1978.
- . Are immigrants favorably self-selected? *American Economic Review*, v. 89, n. 2, p. 181-185, May 1999.
- EHRENBERG, R., SMITH, R. *Modern labor economics — theory and public policy*. 6<sup>a</sup> ed. Addison-Wesley, 1996.
- FERREIRA, A., DINIZ, C. Convergencia entre las rentas per capita estadales en Brasil. EURE — *Revista Latinoamericana de Estudios Urbanos Regionales*, v. XXI, n. 62, abr. 1995.
- GREENE, W. *Econometric analysis*. New York: MacMillan, 1990.
- HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n. 1, Feb. 1979.
- IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)*, 1999.

- JUSTO, W., SILVEIRA NETO, R. Migração inter-regional no Brasil: evidências a partir de um modelo espacial. *Anais do IX Encontro Regional de Economia*, Fortaleza, 2004.
- KATZ, E., STARK, O. International migration under asymmetric information. *Economic Journal*, v. 97, n. 387, p. 718-726, Sep. 1987.
- LEME, M. C., WAJNMAN, S. Tendências de coorte nos diferenciais de rendimentos por sexo. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Ipea, 2000.
- MENEZES, T., FERREIRA-JÚNIOR, D. *Migração e convergência de renda*. Nereus, 2003 (Texto para Discussão, 13).
- MINCER, J. Family migration decisions. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 5, p. 749-773, Oct. 1978.
- SANTOS JÚNIOR, E. da R. dos, MENEZES-FILHO, N. A., FERREIRA, P. C. Migração, seleção e diferenças regionais de renda no Brasil. *Ensaios Econômicos EPGE*, n. 484, jun. 2003.
- SILVA, T., SILVEIRA NETO, R. Migração e seleção no Brasil: evidências para o decênio 1993-2003. *Anais do X Encontro Regional de Economia*, Fortaleza, 2005.
- SJAASTAD, L. The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, v. 70, n. 4, Suplemento, p. 80-93, Oct. 1962.
- WILLIS, R. Wage determinants: a survey and reinterpretation of human capital earnings functions. In: ASHENFELTER, O., LAYARD, R. *Handbook of Labor Economics*, v. 1. North-Holland, 1986.
- WOOLDRIDGE, J. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT Press, 2002.
- ZINI, A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. *Economia Aplicada*, v. 2, 1998.

(Originais recebidos em julho de 2005. Revistos em setembro de 2005.)