

Migração e Seleção no Brasil: Evidências para o Decênio 1993-2003

Autores:

Tatiana de Fátima Bruce da Silva
Graduação em Ciências Econômicas
Universidade Federal de Pernambuco – UFPE

Raul da Mota Silveira Neto
Doutor USP
Professor PIMES – UFPE e pesquisador do CNPq.

Endereço: Centro de Ciências Sociais Aplicadas - UFPE
Avenida dos Economistas, s/ n, sala 105.
Cidade Universitária Recife – PE
CEP: 50670-901
E-mail: tatibruce@yahoo.com.br
Telefone: (81) 21268378, (81) 2126 8380, Ramal 224.
(81) 88483873

Resumo

Uma das proposições na literatura da migração é que migrantes tendem a ser favoravelmente auto-selecionados com respeito a suas habilidades produtivas não observáveis. Isto é, os migrantes são descritos como tendendo em média a serem mais capazes, ambiciosos, agressivos, empreendedores que indivíduos similares que escolheram permanecer no seu local de origem. A partir de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) referente aos anos de 1993 e 2003, este trabalho busca fornecer evidências sobre a existência e magnitude de potencial seleção positiva do migrante interestadual brasileiro para os referidos anos. Além disto, investiga também possíveis alterações da magnitude desta potencial seleção entre 1993 e 2003, estendendo trabalho pioneiro de Santos Júnior (2002). As evidências obtidas indicam que, de fato, o migrante interestadual brasileiro tende a ser positivamente selecionado quanto a suas habilidades produtivas. Interessantemente, as evidências também apontam para uma diminuição da magnitude desta seleção positiva, o que provavelmente pode ser explicado por menores custos de migração.

Palavras-chave: migração, seleção positiva, custos de migração.

JEL: R11, R23.

Abstract

One of the propositions of the economic theory of migration is that the migrant is positively selected in his productive abilities. In other words, the migrant tends to be more aggressive, motivated and ambitious than native people that decide do not migrate. By using data from Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) for the years of 1993 and 2003, this work looks for evidence of positive selection in inter-state migration in Brazil. It also investigates if there is any change in this potential positive selection bias between these years, extending the work of Santos Júnior (2002). The evidences confirm the existence of positive selection in the case of Brazilian inter-state migration both for 1993 and 2003. Interestingly, these evidences also point out that this positive selection has fallen between 1993 and 2003, what can probably be explained by the lower costs of migration.

Keywords: migration, selection, costs of migration.

1. Introdução

Apesar da importância na distribuição espacial do fator trabalho no Brasil¹, só recentemente têm sido obtidas evidências a respeito do perfil do migrante interestadual brasileiro (Santos Júnior, 2002; Neto Júnior et.al. 2003; Silveira Neto e Magalhães, 2003). Entre os resultados já obtidos, pelo seu potencial impacto sobre as disparidades regionais, destaca-se a evidência fornecida por Santos Júnior (2002) de que o migrante interestadual brasileiro é positivamente selecionado, ou seja, dotado de características não-observáveis como maior capacidade, ambição, agressividade e empreendedorismo, que o torna produtivamente diferenciado em relação ao não-migrante, o que conforma bem com as previsões da teoria econômica da migração (Borjas, 1987; Katz e Stark, 1987 e Chiswick, 1999).

Tal resultado é importante porque entre outras implicações pode, ao menos potencialmente, contribuir para acentuação ou mesmo manutenção das disparidades regionais brasileiras, reconhecidamente elevadas. Não obstante a importância da contribuição de Santos Júnior (2002), seus resultados aplicam-se apenas para um ano, 1999, não possibilitando qualquer conhecimento de como tal seleção positiva do migrante interestadual brasileira tem evoluído. Este trabalho pretende preencher esta lacuna. Especificamente, considerando os anos de 1993 e 2003, o trabalho estende a investigação de Santos Júnior (2002), primeiro, ao considerar, a partir de diferentes *cross section*, evidências sobre a magnitude da seleção do migrante interestadual brasileiro separadamente para estes dois anos, e, segundo, através de um *pooling* das duas *cross section*, investiga possíveis alterações no tempo na magnitude desta seleção.

A este respeito, note-se que, além da importante distância temporal, o intervalo considerado apresenta importantes mudanças na economia brasileira, destacando-se a estabilização e a abertura econômica dos anos 90, que tendem a afetar os movimentos migratórios de diferentes formas. Por um lado, ao aumentar a previsibilidade quanto ao retorno da migração e ocorrer em meio a diminuições dos custos de obtenção de informações e de transporte, tais mudanças podem favorecer um perfil menos diferenciado do migrante em relação ao não-migrante (condições de oferta). Por outro, ao implicar uma demanda de trabalho mais qualificada em função da maior competição externa e adoção de novas tecnologias, estas mesmas mudanças podem favorecer a absorção de migrantes relativamente mais diferenciados que os não-migrantes (condições de demanda). O trabalho, assim, fornece também evidências do resultado líquido destas duas forças.

Além desta introdução, o trabalho está organizado em mais quatro seções. Na seção a seguir, são consideradas as implicações da teoria econômica da migração no que diz respeito à seleção do migrante. Na seção três, são apresentados os primeiros resultados deste trabalho, obtidos a partir de análises bivariadas. Na seção quatro tais evidências são complementadas com a apresentação e discussão dos resultados econométricos. Na última seção são apresentadas as conclusões do trabalho.

2. Migração e seleção: o que a teoria econômica tem a dizer?

¹ De acordo com o Censo Demográfico de 2000, por exemplo, quase 32% da população do estado de São Paulo em 2000 era constituída de indivíduos nascidos em outros estados da federação. Veja-se, a respeito, Silveira Neto e Magalhães (2003).

Existem vários modelos para a análise da migração seletiva na literatura existente. Podemos citar Chiswick (1999), Katz e Stark (1987) e Borjas (1987). Nessa seção, será apresentado com mais detalhe o modelo de Chiswick para uma ilustração teórica da migração seletiva.

Baseando-se em um trabalho anterior de Sjaastad (1962), Chiswick (1999) propõe que a emigração seja encarada como um investimento que aumenta a produtividade do trabalhador, que tem custos e rende retornos, ou seja, possuindo uma taxa de retorno. A taxa de emigração, portanto, depende negativamente dos custos e positivamente dos retornos. Os custos são classificados em monetários, não-monetários (custo de oportunidade de migrar: tempo perdido na viagem, procurando e aprendendo um novo emprego, etc.) e psíquicos (custo de deixar família, amigos, o lugar onde nasceu, etc.). Os retornos também são divididos em monetários (incremento ou não nos rendimentos reais ao mudar de um lugar para o outro) e não-monetários (refletem a preferência do lugar para onde se está migrando em relação ao de origem).

Com esses fatores inclusos, Chiswick irá desenvolver seu modelo. A taxa de retorno da migração é por ele definida como sendo:

$$r = \frac{W_b - W_a}{C_f + C_d} \quad (1)$$

Onde: W_b são os rendimentos na região de destino; W_a são os rendimentos na região de origem; C_f é o custo de oportunidade da migração e C_d são os custos monetários. Nesta economia há dois tipos de trabalhadores: os de alta habilidade (r_h) e os de baixa habilidade (r_l). Assume-se também que, tanto na origem como no destino, os rendimentos dos mais hábeis são 100k por cento maiores. Então:

$$\begin{aligned} W_{b,h} &= (1+k)W_{b,l} \\ W_{a,h} &= (1+k)W_{a,l} \end{aligned} \quad (2)$$

Supõe-se também que não há diferença entre os dois grupos quanto à eficiência na migração: custos monetários não variam com a habilidade, isto é, $C_{d,h} = C_{d,l}$, e o custo de oportunidade são maior para os mais habilidosos na mesma medida em que diferem os rendimentos, isto é, $C_{f,h} = (1+k)C_{f,l}$. Assim,

$$r_h = \frac{(1+k)W_{b,l} - (1+k)W_{a,l}}{(1+k)C_{f,l} + C_d}$$

$$r_h = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{C_{f,l} + \frac{C_d}{(1+k)}} \quad (3)$$

$$r_l = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{C_{f,l} + C_d} \quad (4)$$

Da comparação entre (3) e (4), vê-se que $r_h > r_l$ desde que os rendimentos cresçam com a habilidade (k maior que zero) e que existam custos monetários para migrar (C_d maior que zero). Nesse caso, os de maior habilidade terão um incentivo maior para migrar, ou seja, haverá uma seleção positiva dos migrantes. Por outro lado, se k ou C_d forem iguais a zero, não haverá seletividade na migração. E a seletividade será maior quanto maior forem os custos monetários.

Pode-se supor também que os mais hábeis são mais eficientes na migração. Isso pode ser incluído no modelo de duas maneiras: 1) como o custo de oportunidade é o produto das unidades de tempo (t) envolvidas no processo de migração pelo valor do rendimento na origem (W_a), a eficiência pode ser definida como uma menor necessidade de unidades de tempo por parte dos mais hábeis ao migrar, isto é, $t_h < t_l$; 2) os mais hábeis podem ser mais eficientes na utilização dos gastos monetários envolvidos no processo de migração, ou seja, $C_{d,h} < C_{d,l}$. Então, nesse caso, pode-se assumir que $C_{d,h} = (1 + \lambda) C_{d,l}$, onde $\lambda < 0$ é um parâmetro de eficiência. Então, o custo líquido de migração agora será dado por:

$$r_h = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{t_h W_{a,l} + \frac{C_{d,l}(1 + \lambda)}{(1 + k)}} \quad (5)$$

$$r_l = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{t_l W_{a,l} + C_d} \quad (6)$$

Da comparação entre (5) e (6) tem-se que a seleção positiva ($r_h > r_l$) também pode ocorrer através de uma maior eficiência no processo de migração, ou seja, pelo fato de $t_h < t_l$ e/ ou pelo fato de $\lambda < 0$. Então, conclui-se que os mais hábeis conseguem arcar com os custos da migração mais eficientemente do que os menos hábeis, havendo assim uma seleção positiva dos migrantes.

Borjas (1987) também desenvolve um modelo para explicar a migração seletiva. Segundo ele, a probabilidade de migrar será maior se o diferencial de retornos entre o país de origem e o país de destino aumentar e será menor à medida que os custos de migração aumentem. Comparando-se a esperança da renda do trabalho do migrante com a renda média no país de origem, caso ele não houvesse migrado, e no país de destino, podemos visualizar a seleção dos migrantes: aqueles indivíduos com renda esperada maior que a renda média são positivamente selecionados, e os migrantes com renda esperada menor que a renda média são negativamente selecionados.

Katz e Stark (1987) desenvolvem um modelo de migração seletiva com informação assimétrica. Eles supõem que os trabalhadores no país de origem conhecem a sua verdadeira produtividade e os empregadores do país de origem, com o tempo, aprenderam a conhecê-la também. Os empregadores do país de destino não conhecem a produtividade dos trabalhadores do país de origem. Então, serão traçados diversos cenários para a migração: os migrantes não sinalizam suas produtividades; os migrantes mais selecionados sinalizam; os empregadores no país de destino, após o tempo, descobrem a verdadeira

habilidade dos migrantes. Então, em cada cenário, há diferentes possibilidades de migração, de acordo com as hipóteses feitas sobre a assimetria de informação.

3. Migração e seleção no decênio 1993-2003: evidências estatísticas

Entende-se por migração seletiva o movimento migratório realizado por pessoas que apresentam melhores características não-observáveis que seus conterrâneos que permaneceram na sua região de origem. Essas características não-observáveis podem ser listadas como: maior capacidade, ambição, agressividade, empreendedorismo, dentre outras. Nesta seção são fornecidas as primeiras evidências a este respeito para o caso brasileiro a partir de microdados das PNAD's referentes aos anos de 1993 e 2003.

A PNAD 1993 entrevistou 322205 pessoas, enquanto a PNAD 2003 entrevistou 384834 pessoas. Para se realizar a análise, foi procedida uma "limpeza" inicial nos dados. A PNAD é uma pesquisa que coleta dados referentes a domicílios e pessoas nas regiões do Brasil, nas zonas urbana e rural. Mas, em relação à região Norte, a pesquisa só é realizada nas zonas urbanas, exceto o estado do Tocantins. Então, para não viesar o resultado final do trabalho, é excluída a região Norte da amostra, e a colocação do estado do Tocantins como pertencente à região Centro-Oeste.

Outra exclusão que deve ser feita é em relação aos indivíduos que não responderam à parte da pesquisa referente à migração, por razões óbvias. São excluídos, também, os indivíduos que declararam ser estrangeiro na pesquisa e aqueles que nasceram na região Norte e, com o objetivo de considerar apenas nas pessoas que, de fato, tomaram a decisão de migrar, com menos de 20 anos e mais de 70 anos de idade. Da mesma forma, para ajustes ao modelo, foram excluídas também da amostra as pessoas que declararam renda do trabalho nula ou ignorada, já que a variável dependente considerada no modelo econométrico corresponde à renda declarada dos indivíduos. Portanto, depois de serem feitas as exclusões necessárias, a amostra referente ao ano de 1993 é constituída por 54321 indivíduos, já a amostra de 2003 é constituída por 64942 pessoas.

Analisando-se os dados, temos um cenário inicial dos movimentos migratórios no Brasil nos anos de 1993 e 2003. Em 1993, 37,26% da população brasileira era migrante. O estado que apresentou maior taxa de emigração foi Minas Gerais (19,70%), seguido por Bahia (10,13%), São Paulo (9,15%), Pernambuco (7,41%), Paraná (7,11%) e Ceará (6,28%). Os estados que mais receberam migrantes em 1993 foram: São Paulo (24,28%), Distrito Federal (11,76%), Rio de Janeiro (10,61%), Paraná (9,40%), Mato Grosso (6,51%) e Goiás (6,32%). Em 2003, 37,50% da população do Brasil residia em um estado diferente do seu estado de nascimento, indicando que a migração na década de 90 manteve-se praticamente constante. Os estados que apresentaram maior taxa de emigração foram, novamente, Minas Gerais (15,28%), seguido por Bahia (10,73%), São Paulo (9,77%), Paraná (9,20%), Pernambuco (6,87%) e Ceará (5,74%). Em 2003, os estados para os quais foi maior o destino dos migrantes foram: São Paulo (22,48%), Distrito Federal (12,27%), Goiás (8,23%), Mato Grosso (7,47%), Rio de Janeiro (6,99%) e Paraná (6,60%). Percebe-se, então, que não houve mudanças significativas no fluxo migratório brasileiro ao longo da década de 90. Os estados tanto que enviam quanto que recebem migrantes continuam sendo os mesmos, apenas alguns alternando a ordem entre si.

Para examinar o perfil do migrante nos anos de 1993 e 2003, foram feitas análises bivariadas, que têm por base um teste de proporção para a diferença das médias entre migrantes e não-migrantes. A tabela 1 mostra a análise bivariada para os migrantes em 1993². Daí, concluímos que os migrantes, em sua maioria, partem da região Nordeste, indo em direção ao Sudeste; são homens entre 30 e 39 anos; são brancos; tem de quatro a sete anos de estudo; moram em zonas urbanas; são empregados com carteira; trabalham no setor de comércio e serviços; são não-sindicalizados; recebem mais de R\$ 28³ por hora de trabalho como rendimento de todas as fontes, corrigido pelo ICV⁴.

Na tabela 2, temos o perfil dos migrantes em 2003 que, como se vê, é similar ao ano de 1993. Portanto, não houve mudanças significativas no perfil dos migrantes na década de 90.

Tabela 1: Análise Bivariada - Variável Dependente: Migração - Brasil: 1993

Variável	Grupo	Migrantes (%)	Não-migrantes (%)
Região de Origem	NE (*)	43,28%	31,86%
	SE (*)	34,51%	35,59%
	SU (*)	16,04%	25,15%
	CO (*)	6,18%	7,39%
Região de Residência	NE (*)	13,07%	31,86%
	SE (*)	41,42%	35,59%
	SU (*)	13,77%	25,15%
	CO (*)	31,73%	7,39%
Sexo	Masculino (*)	65,95%	62,49%
	Feminino (*)	34,05%	37,51%
Idade	20 a 29 anos (*)	25,60%	28,04%
	30 a 39 anos (*)	30,92%	31,88%
	40 a 49 anos (*)	24,80%	23,13%
	50 a 59 anos (*)	13,28%	11,92%
	60 a 70 anos (**)	5,40%	5,03%
Raça	Indígena	0,06%	0,08%
	Branca (*)	55,06%	56,18%
	Preta (*)	4,56%	5,64%
	Amarela	0,44%	0,54%
	Parda (*)	39,87%	37,55%
Escolaridade	Menos de 1 Ano (*)	15,40%	13,95%
	De 1 a 3 anos (*)	17,60%	16,66%
	De 4 a 7 anos (*)	30,81%	33,58%
	De 8 a 10 anos	12,75%	12,82%
	De 11 a 14 anos (*)	15,71%	16,52%
	15 anos ou mais (*)	7,74%	6,46%
Localização	Urbana	87,15%	87,29%
	Rural	12,85%	12,71%

² Os grupos da Tabela 1 foram formados de acordo com a metodologia utilizada por Santos Jr., Ferreira e Menezes-Filho (2002).

³ Os valores monetários originais da PNAD 1993, em Cruzeiros Reais, foram corrigidos para Reais de setembro de 2003, através do IGP-M.

⁴ Para cálculo do ICV, consultar Azzoni e Menezes (2000).

Posição na Ocupação	Empregado com carteira	40,92%	40,84%
	Empregado sem carteira	20,58%	20,89%
	Funcionário Público	8,54%	8,28%
	Conta-própria	25,24%	25,58%
	Empregador	4,71%	4,42%
Ramos de Atividade	Agrícola (*)	13,24%	11,95%
	Indústria (*)	23,01%	23,60%
	Comércio e Serviços	48,52%	48,72%
	Social (*)	9,17%	10,01%
	Administração Pública	6,05%	5,72%
Renda por hora do Trabalho (***)	R\$ 0,01 a R\$ 4,00 (*)	0,54%	1,04%
	R\$ 4,01 a R\$ 8,00 (*)	1,56%	2,69%
	R\$ 8,01 a R\$ 12,00 (*)	2,31%	3,40%
	R\$ 12,01 a R\$ 20,00 (*)	11,01%	12,88%
	R\$ 20,01 a R\$ 28,00 (*)	11,19%	12,80%
Situação em relação a sindicato	mais de R\$ 28,00 (*)	73,38%	67,18%
	Sindicalizado (*)	20,55%	21,40%
	Não-sindicalizado (*)	79,45%	78,60%

Obs.: 1) amostra de 54321 pessoas

2) o símbolo (*) significa que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5% e (**) quando é significativa a 10%.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da PNAD.

Tabela 2: Análise Bivariada - Variável Dependente: Migração - Brasil: 2003

Variável	Grupo	Migrantes (%)	Não-migrantes (%)
Região de Origem	NE (*)	44,11%	34,35%
	SE	30,41%	30,24%
	SU (*)	17,06%	25,83%
	CO (*)	10,24%	9,58%
Região de Residência	NE (*)	14,95%	34,35%
	SE (*)	37,13%	30,24%
	SU (*)	12,19%	25,83%
	CO (*)	35,74%	9,58%
Sexo	Masculino (*)	60,63%	59,17%
	Feminino (*)	39,37%	40,83%
Idade	20 a 29 anos (*)	23,06%	24,29%
	30 a 39 anos	29,23%	29,27%
	40 a 49 anos	26,16%	26,40%
	50 a 59 anos (*)	15,73%	14,66%
	60 a 70 anos (*)	5,82%	5,39%
Raça	Indígena	0,23%	0,22%
	Branca (*)	52,03%	53,81%
	Preta (*)	5,92%	7,00%
	Amarela (*)	0,47%	0,45%
	Parda (*)	41,35%	38,52%
Escolaridade	Menos de 1 Ano (*)	10,21%	9,59%
	De 1 a 3 anos	12,25%	11,84%
	De 4 a 7 anos (**)	28,32%	28,94%
	De 8 a 10 anos	15,12%	15,47%
	De 11 a 14 anos (*)	24,02%	25,85%

	15 anos ou mais (*)	10,09%	8,32%
Localização	Urbana (*)	90,59%	89,73%
	Rural (*)	9,41%	10,27%
Posição na Ocupação	Empregado com carteira	38,59%	38,43%
	Empregado sem carteira	22,88%	22,99%
	Funcionário Público	8,21%	8,14%
	Conta-própria	24,91%	25,38%
	Empregador (**)	5,42%	5,07%
Ramos de Atividade	Agrícola (**)	9,91%	10,37%
	Indústria (*)	23,20%	24,48%
	Comércio e Serviços (**)	56,57%	55,23%
	Social	4,34%	4,23%
	Administração Pública	5,98%	5,70%
Renda por hora do Trabalho	R\$ 0,1 - R\$ 4 (*)	0,62%	1,07%
	R\$ 4,1 - R\$ 8 (*)	2,09%	3,20%
	R\$ 8,01 - R\$ 12 (*)	4,11%	5,87%
	R\$ 12,1 - R\$ 20 (*)	17,86%	19,74%
	R\$ 20,1 - R\$ 28 (*)	13,36%	12,58%
	Mais que R\$ 28 (*)	61,94%	57,54%
Situação em relação a sindicato	Sindicalizado (*)	19,20%	19,25%
	Não-sindicalizado	84,23%	80,75%

Obs.: 1) amostra de 64942 pessoas

2) o símbolo (*) significa que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significativa a 5%

e (**) quando é significativa a 10%.

Fonte: Cálculos dos autores a partir de dados da PNAD.

As análises bivariadas, para qualquer dos dois anos considerados, indicam que há uma maior concentração de migrantes em relação à não-migrantes nos maiores extratos de renda: 97,9% dos migrantes em 1993 ganham mais de R\$ 8,0 por hora de trabalho, corrigida pelo ICV. Entre os não-migrantes, esse número é de 96,26%. Em 2003, 97,29% dos migrantes ganham mais que R\$ 8,0 por hora de trabalho. Para os não-migrantes, esse valor é de 95,73%. Já nos grupos de menor renda, a concentração de migrantes é menor. Isso sugere uma seleção positiva dos migrantes, já que estes ganhariam mais que os não-migrantes. Em relação à década de 90, como se percebe, diminuiu o número de migrantes que ganham mais de R\$ 8,0 por hora de trabalho. Isso seria um indício que a seleção dos migrantes na década 90 é realmente um fato, embora tenha diminuído um pouco. Tal investigação é aprofundada considerando, a seguir, simultaneamente a influência de diferentes variáveis determinantes ou condicionantes dos níveis de renda dos indivíduos.

4. Migração e seleção no decênio 1993-2003: evidências econométricas

A análise de regressão seguirá os passos estabelecidos por Santos Júnior (2002). A base do estudo será a comparação da renda dos migrantes e não-migrantes, sendo feitos todos os controles necessários que influenciem no rendimento dos indivíduos. Com esses controles realizados, a única explicação para ainda haver diferenças de rendimentos entre migrantes e não-migrantes seriam as características não observáveis: maior capacidade,

ambição, agressividade, empreendedorismo, dentre outras. Portanto, se, depois de feita a análise de regressão com todos os controles, constatar-se que o migrante realmente ganha mais que o não-migrante, isso estaria indicando a existência de uma seleção positiva dos migrantes.

Assim como em Santos Júnior (2002), o modelo utilizado nesse trabalho foi a seguinte equação minceriana:

$$\ln W_i = a + X_i b + M_i f + e_i \quad (7)$$

Em que: 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.

Para estimação dessa equação, é necessária a inclusão de variáveis que podem influenciar na renda dos migrantes. As variáveis de controle selecionadas foram: 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, preta ou parda, indígena e amarela), sexo (feminino ou masculino), ramos de atividade (comércio e serviços, agrícola, indústria, social ou administração pública), estado de residência. Se o coeficiente associado à variável *dummy* (f) for positivo e significativo, pode-se dizer que os migrantes recebem mais e que isso é uma evidência da existência da seleção positiva dos migrantes. Os resultados das regressões são expostos nas tabelas 3 e 4 a seguir.

Tabela 3: Regressão Brasil 1993- Var Dependente: ln da renda de todos os trabalhos, corrigida pelo ICV

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P > t	Intervalo de Confiança - 95%	
Anos de estudo	.1119696	.0009064	123.53	0.000	.1101929	.1137462
Idade	.0391073	.0017942	21.80	0.000	.0355906	.042624
Idade quadrado	-.0002547	.0000216	-11.80	0.000	-.000297	-.0002124
Com carteira			(excluída)			
Sem carteira	-.2807543	.0094787	-29.62	0.000	-.2993327	-.262176
Funcionário público	.1478565	.0159284	9.28	0.000	.1166366	.1790764
Conta-própria	-.0066126	.0092245	-0.72	0.473	-.0246927	.0114675
Empregador	.6320997	.0169497	37.29	0.000	.598878	.6653213
Comércio e Serviços			(excluída)			
Agrícola	-.2100787	.0128928	-16.29	0.000	-.2353487	-.1848086
Indústria	-.0108269	.0016716	-6.48	0.000	-.0141032	-.0075505
Social	.0056008	.0132904	0.42	0.673	-.0204485	.0316501
Adm. Pública	.0621084	.0174574	3.56	0.000	.0278918	.0963249
Urbana			(excluída)			
Rural	-.1490438	.0120369	-12.38	0.000	-.1726362	-.1254514
Branca			(excluída)			
Indígena	-.1527468	.1194713	-1.28	0.201	-.3869115	.0814179
Preta	-.170166	.0151892	-11.20	0.000	-.199937	-.1403949
Amarela	.2150846	.0461198	4.66	0.000	.1246895	.3054797
Parda	-.1293047	.0076271	-16.95	0.000	-.144254	-.1143555
Masculino			(excluída)			
Feminino	-.3719106	.0073263	-50.76	0.000	-.3862701	-.3575511
Não-sindicalizado			(excluída)			

Sindicalizado	.2808991	.0086054	32.64	0.000	.2640324	.2977659
SP			(excluída)			
TO	-.2386395	.0292448	-8.16	0.000	-.2959595	-.1813196
MA	-.7297851	.0264903	-27.55	0.000	-.7817062	-.6778639
PI	-.5768606	.033448	-17.25	0.000	-.6424189	-.5113023
CE	-.414423	.0172702	-24.00	0.000	-.4482727	-.3805733
RN	-.4479394	.0305313	-14.67	0.000	-.5077809	-.3880979
PB	-.5268304	.0296336	-17.78	0.000	-.5849124	-.4687484
PE	-.485886	.0161005	-30.18	0.000	-.5174432	-.4543288
AL	-.4818194	.0339435	-14.19	0.000	-.5483489	-.41529
SE	-.3377407	.0306849	-11.01	0.000	-.3978833	-.277598
BA	-.2863364	.0155386	-18.43	0.000	-.3167922	-.2558806
MG	-.2329655	.0127996	-18.20	0.000	-.2580527	-.2078782
ES	-.2851729	.0249786	-11.42	0.000	-.3341312	-.2362146
RJ	-.2951513	.0145254	-20.32	0.000	-.3236213	-.2666814
PR	-.1204525	.0138122	-8.72	0.000	-.1475245	-.0933805
SC	-.0792293	.0218277	-3.63	0.000	-.1220117	-.0364469
RS	-.1393563	.0134363	-10.37	0.000	-.1656916	-.1130211
MS	-.2385121	.0220162	-10.83	0.000	-.2816641	-.1953601
MT	-.0644332	.0207886	-3.10	0.002	-.105179	-.0236874
GO	-.2153837	.0164603	-13.09	0.000	-.247646	-.1831214
DF	.1198888	.0180519	6.64	0.000	.084507	.1552706
Não-migrante			(excluída)			
Migrante	.0627907	.0077362	8.12	0.000	.0476278	.0779537
Constante	2.429.168	.0372823	65.16	0.000	2.356094	2.502242
Número de Obs. = 54321				Prob > F = 0.000 R2 = 0.3510		

Tabela 4: Regressão Brasil 2003 - Var Dependente: ln da renda de todos os trabalhos, corrigida pelo ICV						
	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	P > t	Intervalo de Confiança - 95%	
Anos de estudo	.0994584	.0007433	133.81	0.000	.0980016	.1009153
Idade	.0282591	.0015389	18.36	0.000	.0252428	.0312753
Idade quadrado	-.0000959	.0000184	-5.22	0.000	-.0001319	-.0000599
Com carteira			(excluída)			
Sem carteira	-.145129	.0077011	-18.85	0.000	-.1602233	-.1300348
Funcionário público	.1970325	.0129128	15.26	0.000	.1717234	.2223417
Conta-própria	-.0597748	.0076175	-7.85	0.000	-.0747052	-.0448445
Empregador	.5991541	.0132265	45.30	0.000	.5732302	.625078
Comércio e Serviços			(excluída)			
Agrícola	-.1561479	.0118529	-13.17	0.000	-.1793796	-.1329163
Indústria	-.0000869	.0070457	-0.01	0.990	-.0138964	.0137227
Social	.0561254	.0139067	4.04	0.000	.0288682	.0833825
Adm. Pública	.2564258	.0142103	18.05	0.000	.2285737	.284278
Urbana			(excluída)			
Rural	-.1107358	.0111419	-9.94	0.000	-.1325739	-.0888977
Branca			(excluída)			
Indígena	-.1127134	.0582337	-1.94	0.053	-.2268515	.0014247
Preta	-.1549522	.011685	-13.26	0.000	-.1778548	-.1320497
Amarela	.1347349	.0409894	3.29	0.001	.0543957	.215074
Parda	-.1362496	.006469	-21.06	0.000	-.1489287	-.1235704
Masculino			(excluída)			
Feminino	-.2692612	.0059993	-44.88	0.000	-.2810198	-.2575025

Não-sindicalizado				(excluída)		
Sindicalizado	.232826	.007507	31.01	0.000	.2181123	.2475396
SP				(excluída)		
TO	-.2297298	.0203186	-11.31	0.000	-.2695542	-.1899054
MA	-.4547237	.0216459	-21.01	0.000	-.4971496	-.4122977
PI	-.5554895	.0275317	-20.18	0.000	-.6094516	-.5015273
CE	-.3961201	.0142992	-27.70	0.000	-.4241464	-.3680937
RN	-.4163183	.0238535	-17.45	0.000	-.4630711	-.3695655
PB	-.3812689	.0232216	-16.42	0.000	-.4267834	-.3357545
PE	-.3901152	.0140925	-27.68	0.000	-.4177366	-.3624939
AL	-.4353811	.0292629	-14.88	0.000	-.4927365	-.3780258
SE	-.3372438	.0247214	-13.64	0.000	-.3856977	-.2887899
BA	-.3231104	.0125766	-25.69	0.000	-.3477606	-.2984602
MG	-.2023334	.0115336	-17.54	0.000	-.2249392	-.1797276
ES	-.1979162	.0197446	-10.02	0.000	-.2366155	-.1592169
RJ	-.1102502	.0139889	-7.88	0.000	-.1376685	-.0828319
PR	-.1537848	.0124407	-12.36	0.000	-.1781685	-.129401
SC	-.0624821	.0170154	-3.67	0.000	-.0958323	-.0291319
RS	-.0782306	.0115192	-6.79	0.000	-.1008083	-.0556529
MS	-.2217134	.0184042	-12.05	0.000	-.2577857	-.1856411
MT	-.0737284	.016321	-4.52	0.000	-.1057177	-.0417392
GO	-.1665345	.0131132	-12.70	0.000	-.1922363	-.1408328
DF	.0704658	.0150795	4.67	0.000	.0409099	.1000217
Não-migrante				(excluída)		
Migrante	.0389434	.0064571	6.03	0.000	.0262875	.0515994
Constante	2.152183	.0330927	65.04	0.000	2.087322	2.217045
Número de Obs. =	64942				Prob > F = 0.000	R2 =0.4720

Como se pode observar, o coeficiente para a *dummy* migração no ano de 1993 é positivo e significativo a um nível de 5%, sendo igual a 0,06, o que indica, depois de todos os controles, um diferencial de renda em torno de 6,2% em relação à renda dos não-migrantes. Dados os variados controles e determinantes da renda incluídos na regressão, tais diferenciais de renda persistentes favoráveis aos migrantes devem ser explicados por características não-observáveis, ou seja, pela seleção positiva destes em relação ao universo de indivíduos dos estados de origem considerados.

Para 2003, o coeficiente da *dummy* migração apresenta um valor de 0,039, ou seja um diferencial positivo de renda em torno de 4% em relação à renda do não-migrante, mesmo depois de controladas as influências das demais variáveis determinantes da renda, o que aponta, também neste ano, para a existência de uma seleção positiva dos migrantes. A partir do mesmo conjunto de controles, Santos Júnior (2002), para o ano de 1999, encontra um diferencial de renda do migrante de 8,5% em relação à renda do não-migrante, um resultado que sugere diminuição na magnitude da seleção positiva dos migrantes entre 1999 e 2003.

Os diferentes valores obtidos para a *dummy* de migrante em 1993 e 2003, neste trabalho, também sugerem uma diminuição na magnitude da seleção positiva dos migrantes interestaduais brasileiro no período 1993-2003 e estão de acordo com as evidências obtidas nas análises bivariadas. Para avaliar a significância estatística desta diferença, ao mesmo tempo em que são descontadas possíveis diferenças generalizadas sobre os níveis de renda

entre os dois anos, que poderiam explicar as diferenças encontradas, é levada a efeito uma regressão em *pooling* das duas *cross section*, ou seja, são consideradas as duas amostras simultaneamente.

Neste sentido, o modelo da equação (7) é reespecificado, assumindo então a seguinte forma:

$$\ln W_i = a + X_i b + D_{i03} f_1 + Edu_i D_{i03} f_2 + M_i f_3 + D_{i03} M_i f_4 + e_i \quad (8)$$

Em que, W_i e X_i denotam o mesmo conjunto de variáveis presente na equação (7); D_{i03} é uma variável *dummy* de tempo que é 1 quando a observação é referente ao ano de 2003 e 0 quando a observação é relativa ao ano de 1993; $Edu_i D_{i03}$ é uma variável *dummy* de interação entre a *dummy* de tempo e os anos de estudo do indivíduo; M_i é uma variável *dummy* que é 1 quando o indivíduo é migrante e 0 quando o indivíduo não é migrante e $D_{i03} M_i$ é uma variável de interação entre migrante/ não migrante e ano da observação.

Perceba-se, então que, nesta nova especificação, caso a variável $D_{i03} M_i$ apresente um valor positivo e significativo, tem-se uma evidência de aumento da seleção positiva na década de 90, mesmo depois de controladas as possíveis elevações no tempo do retorno à educação (variável $Edu_i D_{i03}$) e influências de diferentes conjunturas (variável D_{i03}). Os resultados dessa nova regressão são expostos na tabela 5, a seguir.

Como se nota, o valor da variável $D_{i03} M_i$ apresenta um valor negativo de -0,039, embora significativo a nível de 5%, o que indica que em relação a 2003, o diferencial favorável ao migrante em relação ao não-migrante em 1993 era cerca de 4% superior. Tal resultado indica que, a despeito da seleção positiva nos dois anos, entre os anos de 1993 e 2003 esta diminuiu. Ou seja, no cenário atual de maior abertura econômica e estabilização de preços, os migrantes interestaduais brasileiros, quando cotejados com os não migrantes, apresentam-se relativamente menos positivamente selecionados que aqueles migrantes do período pré Plano Real.

Mas o que poderia determinar ou explicar tal redução? O modelo de Chiswick (1999) descreve que a migração de indivíduos mais hábeis será maior que a migração de menos hábeis desde que os rendimentos cresçam com a habilidade e desde que haja custos para migrar: a seletividade será maior quanto maior forem os custos monetários. Borjas (1987) nos diz que a probabilidade de migrar será maior se o diferencial de retornos entre o país de origem e o país de destino aumentar e será menor à medida que os custos de migração aumentem.

Disto decorre que, caso os custos de migração tenham caído no Brasil, a mobilidade de migrantes menos qualificados em características não-observáveis pode ter se elevado, o que, potencialmente, contribuiria para a queda da magnitude da seleção positiva no período. A este respeito, não parece irrealista supor os custos de obtenção de informações necessárias à migração e, possivelmente, de transporte interestadual tenham diminuído no país na década de 90. Neste mesmo sentido, a estabilização dos preços, aumentando a previsibilidade de potenciais retornos dos movimentos migratórios, provavelmente favoreceu a constituição deste perfil de migrante relativamente menos diferenciado em 2003, uma vez que contribui para atenuar os riscos envolvidos em tais movimentos. Assim,

os resultados obtidos sugerem que as influências das mudanças do ambiente econômico nas condições de oferta superaram as potenciais influências sobre as condições de demanda por trabalho.

Tabela 5: Regressão Brasil em *pooling* - Var Dependente: ln da renda de todos os trabalhos, corrigida pelo ICV

	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística t	P > t 	Intervalo de Confiança - 95%	
Anos de estudo	.1135834	.0007947	142.93	0.000	.1120259	.115141
Idade	.0332303	.0011742	28.30	0.000	.0309289	.0355316
Idade quadrado	-.0001679	.0000141	-11.94	0.000	-.0001955	-.0001403
Com carteira				(excluída)		
Sem carteira	-.2023747	.0060036	-33.71	0.000	-.2141418	-.1906077
Funcionário público	.1702872	.0099124	17.18	0.000	.150859	.1897154
Conta-própria	-.0382564	.00587	-6.52	0.000	-.0497615	-.0267514
Empregador	.6063919	.0104927	57.79	0.000	.5858265	.6269574
Comércio e Serviços				(excluída)		
Agrícola	-.1825811	.0086433	-21.12	0.000	-.1995217	-.1656405
Indústria	-.0042761	.0015138	-2.82	0.005	-.0072431	-.001309
Social	.011492	.0091004	1.26	0.207	-.0063446	.0293286
Adm. Pública	.1723655	.0109673	15.72	0.000	.1508698	.1938612
Urbana				(excluída)		
Rural	-.1350218	.0081804	-16.51	0.000	-.1510552	-.1189883
Branca				(excluída)		
Indígena	-.1204318	.0535604	-2.25	0.025	-.2254093	-.0154544
Preta	-.1639647	.0093431	-17.55	0.000	-.1822771	-.1456524
Amarela	.1831668	.0307639	5.95	0.000	.12287	.2434635
Parda				0.000		
Masculino				(excluída)		
Feminino	-.3140075	.0046226	-67.93	0.000	-.3230677	-.3049474
Não-sindicalizado				(excluída)		
Sindicalizado	.2597596	.0056773	45.75	0.000	.2486322	.270887
SP				(excluída)		
TO	-.233124	.0168447	-13.84	0.000	-.2661392	-.2001087
MA	-.5751754	.016861	-34.11	0.000	-.6082226	-.5421283
PI	-.5652146	.0214003	-26.41	0.000	-.6071589	-.5232703
CE	-.4074057	.0110827	-36.76	0.000	-.4291276	-.3856838
RN	-.4345953	.0189535	-22.93	0.000	-.4717438	-.3974468
PB	-.4453231	.0184289	-24.16	0.000	-.4814434	-.4092027
PE	-.434328	.0106419	-40.81	0.000	-.455186	-.4134701
AL	-.459942	.0222801	-20.64	0.000	-.5036107	-.4162734
SE	-.3417012	.0193959	-17.62	0.000	-.3797168	-.3036856
BA	-.3082595	.0098298	-31.36	0.000	-.3275257	-.2889933
MG	-.2169206	.0085948	-25.24	0.000	-.2337664	-.2000749
ES	-.2365724	.0156153	-15.15	0.000	-.2671782	-.2059666
RJ	-.2069785	.0100754	-20.54	0.000	-.2267262	-.1872308
PR	-.1380063	.0092787	-14.87	0.000	-.1561924	-.1198202
SC	-.0688023	.0135253	-5.09	0.000	-.0953116	-.042293
RS	-.1055299	.0087902	-12.01	0.000	-.1227585	-.0883013
MS	-.2309937	.01421	-16.26	0.000	-.2588451	-.2031423
MT	-.0717487	.0129338	-5.55	0.000	-.0970988	-.0463985
GO	-.1902274	.0103239	-18.43	0.000	-.210462	-.1699928

DF	.088859	.011635	7.64	0.000	.0660545	.1116634
1993				(excluída)		
2003	-.3032697	.0090445	-33.53	0.000	-.3209969	-.2855426
Estudo*2003	-.0151797	.0009645	-15.74	0.000	-.01707	-.0132894
Não-migrante				(excluída)		
Migrante	.0715224	.0069234	10.33	0.000	.0579527	.0850921
2003*Migrante	-.0390876	.0087727	-4.46	0.000	-.056282	-.0218932
Constante	2.442649	.0250192	97.63	0.000	2.393612	2.491686
<hr/>						
Número de Obs. =	119263			Prob > F = 0.0000	R2=	0.4893

5. Conclusão

Este trabalho procurou preencher uma lacuna na literatura brasileira sobre os movimentos migratórios interestaduais: obtenção de evidências sobre como tem evoluído a magnitude da seleção positiva do migrante brasileiro em relação ao não-migrante e como esta se diferencia entre os anos pré e pós-estabilização de preços. Para tal, utilizou as informações da PNAD para os anos de 1993 e 2003.

Os resultados obtidos confirmam, para os dois anos, os resultados obtidos de forma pioneira por Santos Júnior (2002), ou seja, a existência de uma seleção positiva dos migrantes em relação aos não-migrantes com respeito a habilidades produtivas não observáveis. Mais importante, as evidências obtidas também indicam uma diminuição na magnitude desta seleção entre 1993 e 2003, o que é consistente com os menores custos de informação e transporte em 2003 e, talvez mais importante, com a maior previsibilidade dos retornos à migração, dado o atual ambiente de estabilização de preços, já que tais influências tendem a tornar os migrantes menos diferenciados em relação aos não migrantes.

Note-se que estes resultados, haja vista o saldo líquido migratório negativo da região Nordeste do país, a mais pobre, se não colabora para diminuição das disparidades regionais, ao menos representa um movimento no sentido de diminuição da força de sua expansão.

O trabalho pode ser estendido em diferentes direções. Primeiro, é possível regionalizar a análise e considerar a evolução da magnitude da seleção positiva dos migrantes para cada macrorregião brasileira, o que pode permitir mais informações sobre a evolução das disparidades regionais brasileiras. Por outro lado, a utilização dos dados dos Censos Demográficos, ao invés daqueles das PNADs, poderia testar a robustez dos resultados aqui obtidos em relação à inclusão dos estados da região Norte na análise. Por fim, para testar a sugestão envolvida na explicação das razões da queda da seleção positiva apontada, é necessário considerar explicitamente os custos de transporte para os dois anos nas regressões, tarefa a ser levada a efeito pelos autores em pesquisa em andamento.

Bibliografia

Azzoni, C. & Menezes, T. (2000) “Índice de Custo de Vida Comparativo para as Principais Regiões Metropolitanas Brasileiras: 1981- 1999”, *Estudos Econômicos*, v.30, n. 1, jan/ mar.

Borjas, G.J. (2000) "The Economic Progress of Migrants", In *Issues in the Economics of Immigration*, edited by George J. Borjas, University of Chicago Press, pp. 15-49.

----- (1999) "The Economic Analysis of Immigration", In *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, edited by Orley Ashenfelter and David Card, North-Holland, 1999, pp. 1697-1760.

----- (1987) "Self-selection and the earnings of immigrants", *American Economic Review*, 77 (4), pp.531-553.

Borjas, G. e Bratsberg, B. (1996) "Who leaves? The outmigration of the foreign-born" , *Review of Economic and Statistics*, 78(1), pp.165-176.

Cançado, R.P. (1999) "Migrações e Convergência no Brasil: 1960-91", *Revista Brasileira de Economia*, abr/jun, pp. 211-236.

Chiswick, B. (1999) "Are Immigrants favorably Self-Selected?", *American Economic Review*, v. 89 (2).

Ferreira, A. H.B. (1996) "Os movimentos migratórios e os diferenciais de renda per capita entre os estados do Brasil (1970-1980)", mimeo.

Katz, E. & Stark, O. (1987) "International Migration Under Asymmetric Information", *Economic Journal*, 97 (387).

Menezes, T. e Ferreira JR., D. (2002) "Migração e convergência de renda", Anais do VII Encontro de Economia Regional da ANPEC, Fortaleza.

Neto Junior, J.L. da S.; Moreira, I.T.; Araújo, A.F.V. de; & Figueiredo, E.A. de (2003). "Migrações e acumulação de capital humano: uma análise do período de 1950-2000", *Revista Econômica do Nordeste*, vol. Setembro.

Santos Júnior, E. R. (2002) Migração e Seleção: o Caso do Brasil. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-graduação em Economia (EPGE) – FGV, Rio de Janeiro.

Silveira Neto, R.M. e Magalhães, A.M. (2003) "O progresso econômico do migrante em São Paulo", Depto. de Economia, UFPE, mimeo.

Sjaastad, L. (1962) "The Costs and Returns of Human Migration", *Journal of Political Economy*, 70(4), Suplemento, Outubro, pp. 80-93.