

# **Capital Humano e Retorno à Migração: o caso da migração rural-urbana no Nordeste do Brasil<sup>1</sup>**

## **Hilton Martins de Brito Ramalho**

- Mestre em Economia pela Universidade Federal da Paraíba - UFPB.
- Doutorando em Economia - PIMES/UFPE.
- Professor do Departamento de Economia - UFPB/ Campus I.

## **Raul da Mota Silveira Neto**

- Doutor pela USP.
- Depto. de Economia e PIMES-UFPE.
- Pesquisador do CNPq.

---

## **Resumo**

Este artigo estuda os ganhos econômicos da migração rural-urbana no Nordeste brasileiro a partir da abordagem do capital humano e dos atributos heterogêneos dos indivíduos. Com base nos dados dos Censos de 1991 e 2000, foi estimado o retorno econômico da migração com o controle de potenciais vieses de seleção de amostra e probabilidades individuais de emprego no meio urbano. Os resultados mostraram que os migrantes são positivamente selecionados em diversas características, sobretudo, em idade e educação. De acordo com o sinal positivo dos retornos obtidos, a migração rural-urbana pode ser explicada pela teoria do capital humano e pelas diferenças nas características individuais, ou seja, os indivíduos migraram em função da arbitragem entre rendimentos esperados. Tais evidências sugerem a aplicação de políticas públicas que minimizem os custos da migração e/ou que atuem na melhoria da educação nas zonas rurais como forma de estimular a mobilidade de outros indivíduos no longo prazo.

---

## **Palavras-chave:**

Migração Rural-Urbana; Nordeste do Brasil; Retorno Esperado; Capital Humano.

---

<sup>1</sup> Trabalho vencedor do 2º lugar, categoria profissional, no XII Encontro Regional de Economia promovido pelo Banco do Nordeste do Brasil em Fortaleza, em julho de 2007.

## 1 – INTRODUÇÃO

De acordo com o último Censo Demográfico de 2000, mais de 30% da população do Nordeste brasileiro ainda viviam no meio rural, um percentual que supera aqueles encontrados para demais macrorregiões do país e, em mais de dez pontos percentuais, aquele registrado em nível nacional. Mais recentemente, a partir de informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2005, é possível anotar que, caso o percentual de pessoas vivendo no meio rural na região Nordeste neste referido ano correspondesse àquele observado para o Brasil, o equivalente a 11,9% da população nordestina ou a 40,9% de sua população rural teriam de ser deslocado do meio rural para o meio urbano da referida região (PESQUISA..., 2006).

Como no país as condições de vida urbana, em geral, são melhores que aquelas encontradas no meio rural, é difícil não ver tal situação como uma expressão, em sua dimensão de distribuição demográfica, do atraso socioeconômico da região em relação ao restante da nação, interpretação reforçada quando se consideram as disparidades internas entre os meios urbano e rural ainda presentes na região. Mesmo considerando-se a imprecisão da associação do meio rural com as atividades agropecuárias, um contundente retrato deste relativo atraso, em sua dimensão produtiva, pode ser obtido observando-se os diferenciais de produtividade do trabalho entre os ramos de atividades: enquanto nas atividades de serviços e industriais a produtividade do trabalho no Nordeste correspondia, em 2004, respectivamente, a 66,7% e 70,3% daquelas observadas para o país, nas atividades agropecuárias, tal percentual era de apenas 31%, segundo dados das Contas Regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). De fato, o atraso relativo nordestino, ao lado das maiores diferenças internas de condições de vida entre os meios urbano e rural presentes na região, é consistente com o maior ritmo de redução recente do percentual da população rural no Nordeste, quando comparado com aquele verificado para o país: de acordo com informações das PNADs do IBGE, entre 1995 e 2005, a redução deste percentual para o Nordeste foi de -7,4%, enquanto para o Brasil a redução foi de -3,6%.

Dada, por um lado, a baixa produtividade das atividades agropecuárias na região, o fato de grande parte dos ganhos de produtividades neste setor decorrer da introdução de novos capitais e tecnologias e, por outro lado, o potencial de crescimento da renda relativa da região, o que tende a elevar a demanda por serviços urbanos, parece haver poucas dúvidas de que a migração rural-

urbana, sobretudo na região, ainda permanecerá como uma rota importante na alocação da população. Contudo, não obstante os movimentos passados e a perspectiva dos movimentos futuros, relativamente poucos trabalhos têm-se ocupado da obtenção de evidências sobre os ganhos ou retorno econômico do deslocamento rural-urbano para o migrante típico e sobre a conformidade dos movimentos observados com a abordagem da teoria do capital humano. Yap (1976) e Chaves (1995), por exemplo, tratam da migração rural-urbana no Brasil, mas, seja por não considerar dados de décadas mais recentes e não tratar do problema da endogeneidade na estimação do retorno da migração, o primeiro trabalho, seja por trabalhar com dados agregados, no segundo caso, tais autores fornecem evidências bastantes gerais e, quanto ao retorno da migração, pouco confiáveis do ponto de vista estatístico.

Este trabalho leva a efeito duas propostas. A partir dos microdados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, primeiro, apresentar evidências da consistência dos movimentos migratórios no sentido rural-urbano no Nordeste com a teoria do capital humano e, segundo, estimar o retorno econômico desta migração considerando, de maneira pioneira, o problema da endogeneidade derivada do potencial viés de seleção envolvido na condição de migrante.

Incluindo essa introdução, o artigo é organizado em cinco partes. Na seção seguinte são apresentados fatos estilizados acerca dos diferenciais regionais de urbanização e concentração relativa da população rural no Nordeste. A terceira seção é reservada à exposição e discussão dos aspectos teóricos e procedimentos metodológicos. A quarta seção discorre acerca das evidências sobre a migração rural-urbana no Nordeste. Por fim, a quinta parte é consagrada à apresentação das conclusões do trabalho.

## 2 – DIFERENCIAIS REGIONAIS DE URBANIZAÇÃO NO BRASIL: O RELATIVO ATRASO DO NORDESTE

A migração rural-urbana é um fenômeno importante para o processo de urbanização das cidades. Ao longo da história, os fluxos migratórios acompanharam a estratégia de desenvolvimento capitalista em vários países. No auge do período da industrialização brasileira, estima-se que mais de 20 milhões de pessoas deixaram as zonas rurais em direção aos meios urbanos (SOMIK; SELOD; SHALIZI, 2006). O crescimento do setor terciário nas cidades e da mecanização da agricultura nas áreas

rurais são características mais recentes e que continuam a favorecer os movimentos populacionais para os centros urbanos. A maior oferta e concentração de bens e serviços públicos nas cidades também é um fator de atração. Porém, o próprio aumento das migrações e o rápido adensamento populacional no meio urbano contribuíram para o acirramento da pobreza, desemprego, criminalidade e congestionamento no acesso aos serviços públicos, ou seja, o crescimento das desamenidades urbanas pode favorecer a perda líquida de populações nas cidades<sup>2</sup>. Esse conjunto de fatores sugere que há uma diversidade de variáveis determinando a mobilidade populacional no país.

As informações apresentadas na Tabela 1 permitem perceber que, a despeito da maior participação da população urbana em todas as regiões do país, há, ainda, importantes diferenças regionais quanto ao grau de urbanização.

Observa-se, imediatamente, que a participação da população rural vem diminuindo ao longo das décadas em todas as regiões brasileiras. No entanto, essa redução ocorre com menor velocidade nas regiões mais pobres: Nordeste e Norte. Ao se comparar o Nordeste com o eixo Sudeste, Sul e Centro-Oeste, vê-se que, a partir da década de 1980, as últimas regiões perderam percentuais consideráveis de suas populações residentes no meio rural, enquanto o Nordeste registrou uma participação da população rural acima de 30%, superior à observada em todo o país<sup>3</sup>.

No Gráfico 1, é apresentada a evolução das participações das populações rural e urbana no Nordeste e no Brasil, permitindo evidenciar mais claramente as distintas trajetórias da região e do país.

Percebe-se que, enquanto no Brasil, já em meados dos anos 60 do século passado, a população era predominantemente urbana, para o Nordeste, tal predomínio só ocorre no final dos anos 70 e início dos anos 80 do referido século. Essa característica aponta que a região Nordeste sofreu um processo de urbanização relativamente atrasado e que existem fatores que favorecem a retenção de considerável parte de sua população nas zonas rurais.

Embora a região Norte apresente forte concentração da população em áreas rurais, o Nordeste possui uma população rural muito superior, o que torna a questão da emigração rural ainda mais relevante para a última região. Tal fato também é sugerido a partir da observação das evidências apresentadas no Gráfico 2, que retrata a distribuição da população rural brasileira entre macrorregiões de 1940 a 2000.

Os dados mostram a sobre-representação do Nordeste na distribuição da população rural no Brasil em todo o período. Em 2000, por exemplo, enquanto a região continha cerca de 28% da população nacional, apresentava, por outro lado, aproximadamente 46% da população urbana do país, um percentual mais elevado que aquele de 1940 (39%). A partir da década de 1980, percebe-se o aumento relativo do peso da população

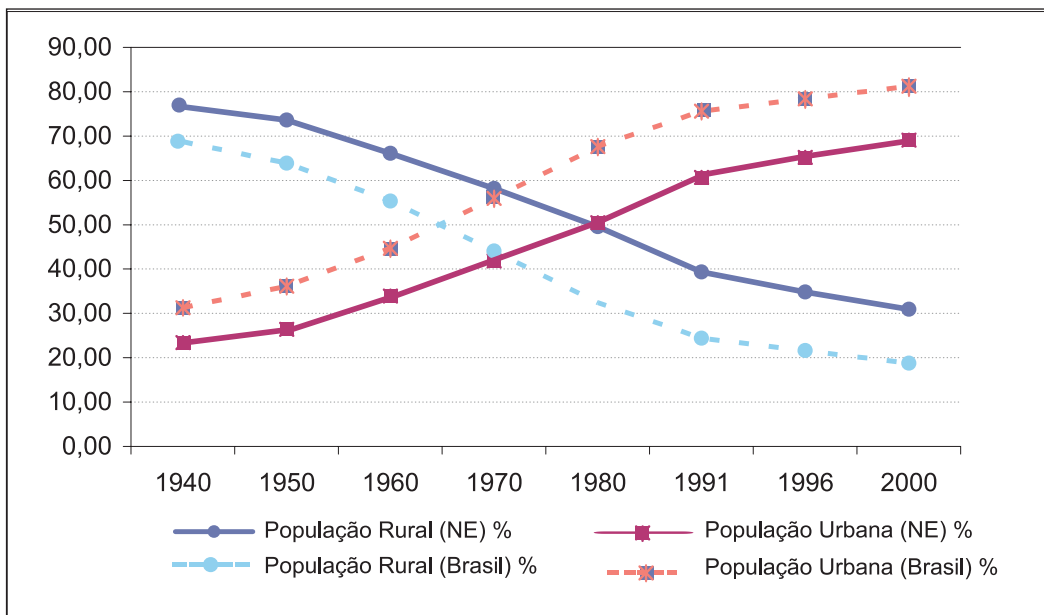
**Tabela 1 – Participação da População Rural por Macrorregiões – % (1940-2000)**

	NE	Brasil	NO	SE	SUL	CO
1940	76,58	68,76	72,25	60,58	72,27	78,48
1950	73,60	63,84	68,51	52,45	70,50	75,62
1960	66,11	55,33	62,62	43,00	62,90	65,78
1970	58,18	44,06	57,43	27,30	55,71	49,26
1980	49,54	32,41	49,70	17,19	37,60	29,17
1991	39,35	24,41	40,95	11,98	25,88	18,72
1996	34,79	21,64	37,64	10,71	22,78	15,58
2000	30,93	18,75	30,13	9,48	19,06	13,27

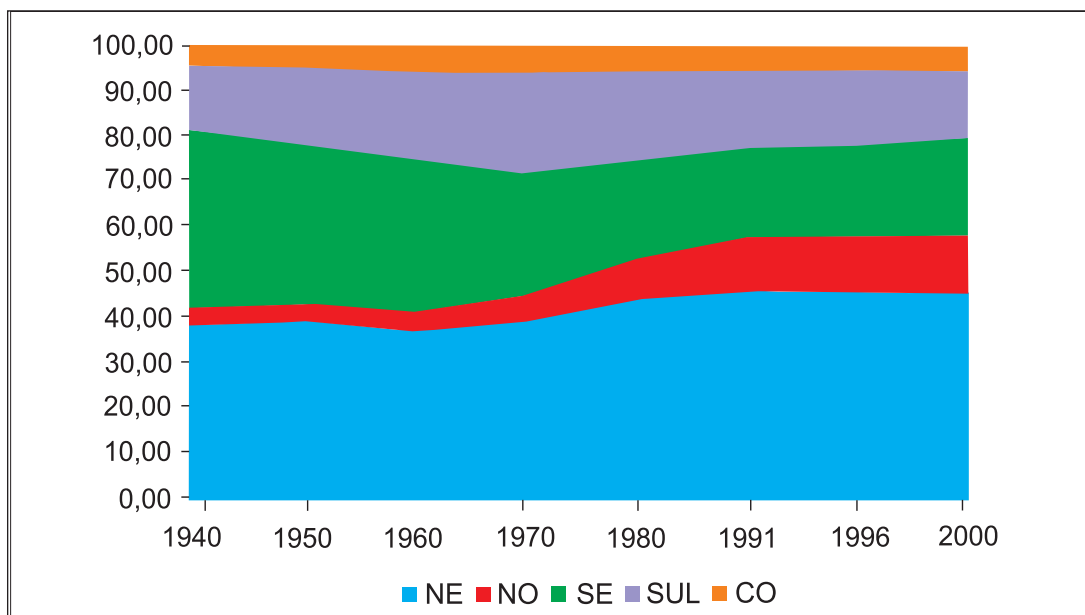
Fonte: IBGE. Calculado pelos autores.

2 Cabe ressaltar que fatores como pobreza, secas, disputa por terras e desemprego atuam na expulsão da população rural (êxodo), o que tende a aumentar o fluxo populacional destinado às cidades. Todavia, neste estudo estamos interessados em investigar o comportamento dos indivíduos que realmente arbitraram.

3 É justamente na década de 1980 que observamos o maior pico de redução da população rural em todas as regiões.



**Gráfico 1 – Participação da População Rural e Urbana %: Nordeste e Brasil (1940-2000)**  
 Fonte: IBGE. Calculado pelos autores.



**Gráfico 2 – Distribuição da População Rural do Brasil Entre suas Macrorregiões (1940-2000)**  
 Fonte: IBGE. Calculado pelos autores.

rural do Nordeste no total, ao passo que as regiões do eixo centro-sul reduzem seu percentual na distribuição. Tal fato, é importante ressaltar, decorre da menor velocidade de urbanização da região, uma vez que também para esta se observou um saldo positivo da migração rural-urbana.

A Tabela 2 registra a participação da população rural, segundo os Estados do Nordeste.

Observa-se que a concentração da população rural no Nordeste não é ditada por um único Estado; ao contrário, ao longo das décadas, Maranhão, Piauí, Bahia e Alagoas se consolidaram como principais unidades federativas retentoras de pessoas no meio rural. A partir da década de 1980, os Estados de Pernambuco, Rio Grande do Norte, Ceará, Paraíba e Sergipe sofreram as maiores perdas de população rural.

**Tabela 2 – Participação da População Rural por Estados do Nordeste % (1940-2000)**

	1940	1950	1960	1970	1980	1991	1996	2000
MA	84,98	82,68	82,32	74,82	68,60	59,99	48,08	40,47
PI	84,81	83,69	77,01	68,02	58,03	47,05	41,79	37,09
CE	77,28	74,79	66,66	59,16	46,86	34,63	30,79	28,47
RN	78,61	73,78	62,63	52,48	41,27	30,90	27,95	26,65
PB	78,11	73,34	65,15	57,93	47,69	35,90	31,57	28,94
PE	70,69	65,60	55,41	45,53	38,39	29,13	25,98	23,49
AL	75,91	73,80	66,58	60,20	50,72	41,05	36,89	31,99
SE	69,35	68,19	61,46	53,88	45,82	32,78	29,78	28,65
BA	76,07	74,13	65,66	58,81	50,71	40,88	37,59	32,88
Nordeste	76,58	73,60	66,11	58,18	49,54	39,35	34,79	30,93
Brasil	68,76	63,84	55,33	44,06	32,41	24,41	21,64	18,75

Fonte: IBGE. Calculado pelos autores.

Tais evidências ressaltam a importância da migração de rota rural-urbana para o Nordeste brasileiro. De forma sintética, primeiro, porque o processo de urbanização nessa região parece ocorrer de forma mais lenta que nas demais regiões do país. Assim, o aumento da migração do meio rural para as cidades ainda poderia contribuir para o crescimento e urbanização destas. Por outro lado, o mesmo fluxo geraria rebatimentos na qualidade de vida dos centros urbanos da região.

### 3 – MIGRAÇÃO E CAPITAL HUMANO: O MODELO E ESTRATÉGIA DE INVESTIGAÇÃO

Na abordagem da teoria do capital humano, a migração é uma escolha racional tomada a partir da comparação entre o fluxo de benefícios esperado e os custos financeiros e/ou psicológicos associados à mobilidade regional (SJAASTAD, 1962). Ou seja, o indivíduo será mais propenso a migrar, se espera um retorno líquido positivo. Conforme ressalta Borjas (1987), quanto maior for o ganho esperado com a migração, maior deverá ser o tempo que o trabalhador dedicará à educação. Chiswick (1999) ainda enfatiza que os migrantes possuem atributos diferenciados, como maior habilidade, predisposição, entusiasmo etc., que os distinguem da população que não migra, sendo os primeiros positivamente selecionados.

Estes argumentos podem ser postos em termos mais formais conforme a elaboração de Riadh e Hasen (1998). A opção pela migração da região  $r$  para a região  $j$  depende do valor presente do benefício líquido a ser calculado pelo indivíduo  $i$ , que é dado pela função objetivo:

$$V_{rj}^i = \int_0^{T_i} e^{\rho t} [W_j^i(t) - W_r^i(t)] dt - C_{rj}^i \quad (1)$$

Onde  $V_{rj}^i$  é o valor presente do benefício líquido,  $W_j^i(t)$  é o salário real esperado na região de destino  $j$  no período  $t$ ,  $W_r^i(t)$  é o salário real esperado na região de origem em  $t$ ,  $\rho_i$  é a taxa de desconto intertemporal,  $C_{rj}^i$  os custos fixos da migração, sejam financeiros ou psicológicos, e  $T_i$  é o período de permanência na força de trabalho (associado à idade do indivíduo).

A hipótese básica é que o indivíduo racional migre em resposta aos incentivos econômicos. Adicionando-se ao valor presente do benefício líquido um termo estocástico  $\varepsilon$  para captar a influência de outros fatores não diretamente observáveis, como diferenças de amenidades entre as regiões e/ou fatores não-econômicos, então, a migração ocorre com probabilidade  $P_i \in [0,1]$  se, e somente, se:

$$M_i = 1 \Leftrightarrow P_i = P[M_i^* = (V_{rj}^i + \varepsilon) > 0] \quad (2)$$

$$M_i = 0 \Leftrightarrow P_i = P[M_i^* = (V_{rj}^i + \varepsilon) \leq 0] \quad (3)$$

Onde  $M_i$  é uma variável binária que assume o valor 1 se o valor presente do benefício líquido é positivo (a migração é observada), e tem valor 0 caso contrário<sup>4</sup>, e  $M_i^*$  é uma variável latente que mede o benefício líquido da migração. Também é pressuposto que a probabilidade de migração aumenta com o benefício líquido, isto é,  $\frac{\delta P_i}{\delta V_{rj}^i} > 0$ .

Admitindo que os salários estejam dados e que a taxa de desconto intertemporal  $\rho$  é muito pequena, a função objetivo (1) pode ser reduzida a  $[W_j^i - W_r^i]T_i - C_{rj}^i$ , e a probabilidade de migrar (2)

4 Polachek e Horvath (1977) ampliaram o modelo de Sjaastad (1962) e chegaram a soluções ótimas com valores extremos em intervalo. Esse resultado é importante, pois corrobora a análise da migração com uso de variáveis dicotômicas que representem a decisão individual de permanecer ou de sair da região de origem.



passa a ser função do diferencial de salários, do tempo de permanência do indivíduo na força de trabalho (correlacionado com a idade), dos custos associados à migração e de um conjunto de atributos regionais ( $\varepsilon$ ), como diferenciais de amenidades, oportunidades de emprego, criminalidade, provisão de serviços públicos etc. (RIADH; HASSEN, 1998).

### 3.1 – Especificação Econométrica e Estratégia Empírica

Para obter evidências a respeito dos ganhos da migração rural-urbana no Nordeste, toma-se por base o modelo econométrico *mover-stayer*. Esse modelo procura corrigir potencial viés causado pela auto-seleção dos indivíduos no processo migratório, uma vez que pode ocorrer influência simultânea de alguns atributos produtivos não-observáveis na decisão de migrar e na determinação dos salários (MADDALA, 1983).

Como os custos individuais da migração são, em maioria, desconhecidos, supõe-se que eles sejam afetados por várias características pessoais/familiares  $Z_i$ , regionais  $Z_r$  e estocásticas  $u$ :

$$C_{rj}^i = \delta Z^i + \mu Z_r + u \quad (4)$$

Onde  $\delta$  e  $\mu$  são vetores de parâmetros a serem estimados.

Considerando as equações (1), (2), (3), (4) e as simplificações anteriores<sup>5</sup>, pode-se escrever:

$$M_i^* = [\ln \omega_j^i - \ln \omega_r^i] - \delta Z^i - \mu Z_r - u \quad (5)$$

A equação (5) mostra que a decisão de migrar é função dos diferenciais de salários, de características pessoais, regionais e aleatórias. O problema é que a migração depende do retorno esperado, mas a decisão de migrar também afeta os salários. Essa simultaneidade requer a introdução de equações para os salários.

Devido à truncagem da amostra, não é possível observar o contra-factual, isto é, o salário que o migrante teria se não tivesse migrado e/ou o salário que o não-migrante possuiria se tivesse migrado. Completa-se o modelo com mais duas equações para os salários, na forma proposta por Mincer e Polachek (1974) e Mincer

(1978), sendo uma para os migrantes e outra para os que não migraram:

$$\ln \omega_r^i = \theta_r X_r^i + \gamma_r Z_r + \varepsilon_{0i} \quad \text{se } M_i = 0 \quad (6)$$

$$\ln \omega_j^i = \theta_j X_j^i + \gamma_j Z_j + \alpha_j Z_r + \varepsilon_{1i} \quad \text{se } M_i = 1 \quad (7)$$

Onde  $X_r^i$  é uma matriz de atributos socioeconômicos do indivíduo  $i$  na região de origem  $r$ ;  $X_j^i$  é uma matriz de características pessoais do indivíduo na região de destino  $j$ ;  $Z_i$  são características particulares da região  $j$ ;  $j$ ;  $\theta_r, \theta_j, \gamma_r, \gamma_j$  e  $\alpha_j$  são vetores de parâmetros;  $\varepsilon_{0i}$  e  $\varepsilon_{1i}$  termos de erros estocásticos não-correlacionados.

As equações (5), (6) e (7) formam a estrutura do modelo *mover-stayer*. Além de incorporar o fato de que a decisão de migrar depende dos diferenciais de salários e a potencial auto-seleção dos indivíduos, que faz com que tais salários dependam das características dos migrantes, o modelo transpõe a dificuldade encontrada nos modelos binários simples, já que permite a identificação dos coeficientes relacionados, por um lado, com os diferenciais de oportunidades econômicas e, por outro lado, com as diferenças nos custos de migração. Assumindo que os erros seguem uma distribuição normal trivariada, Lokshin e Sajaia (2004) mostram que essas equações podem ser estimadas conjuntamente pelo método da máxima verossimilhança com informação completa, que, ao contrário da técnica de regressão em dois estágios proposta por Heckman (1979), permite a obtenção de desvios-padrão consistentes, corrigindo o viés de seleção da amostra.

Substituindo as equações (6) e (7) em (5), tem-se a forma reduzida do modelo<sup>6</sup>:

$$M_i^* = \theta_j X_j^i - \theta_r X_r^i + (\alpha_j - \gamma_r - \mu) Z_r + \gamma_j Z_j - \delta Z^i + (\varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i} - u) M_i^* = \Theta X_i + \varepsilon \quad (8)$$

O índice de seleção (8) expressa a decisão de migrar como função das variáveis exógenas relacionadas às características pessoais e regionais. Uma vez estimados os parâmetros do modelo, pode-se usar o pressuposto de distribuição normal truncada para calcular o salário esperado condicional a cada regime observado com correção da seleção de amostra, ou seja, respectivamente, para migrantes e não-migrantes:

$$E(\ln \omega_j^i | X_j^i, Z_j, Z_r, M_i = 1) = \theta_j X_j^i + \gamma_j Z_j + \alpha_j Z_r + \sigma_1 \rho_1 \frac{f(\Theta X_i)}{F(\Theta X_i)} \quad (9)$$

5 Aqui, para simplificar, normalizamos  $T_i$  para  $T_i^* \in [0, 1]$ , e supomos que cada indivíduo use o máximo de sua vida útil, escolhendo  $T_i^* = 1 \forall i$ . Também consideramos os salários em logaritmo definindo:  $W_r^i \equiv \ln \omega_r^i$ .

6 Note que o termo estocástico  $\varepsilon$  passou a ser definido como:  $\varepsilon \equiv \varepsilon_{1i} - \varepsilon_{0i} - u$ .

$$E(\ln \omega_r^i | X_r^i, Z_r, M_i = 0) = \theta_r X_r^i + \gamma_r Z_r - \sigma_0 \rho_0 \frac{f(\theta X_r^i)}{1 - F(\theta X_r^i)} \quad (10)$$

E ainda para os contra-factuais, isto é, o salário do migrante caso este não houvesse tomado a decisão de migrar e o salário do não-migrante caso houvesse tomado a decisão de migrar:

$$E(\ln \omega_j^i | X_j^i, Z_j, Z_r, M_i = 0) = \theta_j X_j^i + \gamma_j Z_j + \alpha_j Z_r - \sigma_1 \rho_1 \frac{f(\theta X_j^i)}{1 - F(\theta X_j^i)} \quad (11)$$

$$E(\ln \omega_r^i | X_r^i, Z_r, M_i = 1) = \theta_r X_r^i + \gamma_r Z_r + \sigma_0 \rho_0 \frac{f(\theta X_r^i)}{F(\theta X_r^i)} \quad (12)$$

Onde  $\sigma_0$  e  $\sigma_1$  são, respectivamente, os desvios-padrão dos erros estocásticos em (6) e (7),  $\rho_0$  é o coeficiente de correlação entre os erros de (6) e (8),  $\rho_1$  o coeficiente de correlação dos erros em (7) e (8) e  $\frac{f(\theta X_r^i)}{F(\theta X_r^i)}$  é conhecido na literatura como “inverses of Mills’ ratios” (IMRs)<sup>7</sup>. A adição dos últimos termos às equações expressa o reconhecimento de que a decisão de migrar depende dos diferenciais de salários e estes, simultaneamente, são afetados pelas características dos indivíduos, havendo, desta forma, potencial correlação entre os erros das equações dos salários e da decisão de migrar. Ainda é possível mostrar que os sinais e significância dos coeficientes de correlação fornecem informações sobre o padrão de seletividade dos migrantes e/ou dos não-migrantes (RIADH; HASSEN, 1998; FIESS; VERNER, 2003). De interesse particular deste trabalho, perceba-se, por exemplo, que um valor de  $\rho_1 < 0$  indicaria que os migrantes corresponderiam a um grupo positivamente selecionado, já que, em média, apresentariam renda mais elevada que aquela observada para um indivíduo aleatoriamente selecionado da amostra. Por sua vez, um valor de  $\rho_0 > 0$  indicaria que os não-migrantes seriam um grupo negativamente selecionado, uma vez que, em média, registrariam uma renda mais baixa que aquela verificada para uma pessoa aleatoriamente escolhida da amostra.

### 3.2 – Base de Dados

Os dados utilizados neste trabalho são oriundos dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Apesar de ter uma menor periodicidade em relação à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), os microdados dos Censos têm uma amostra muito superior e permitem estudar a migração entre localidades relativamente menores, como municípios e/ou microrregiões.

<sup>7</sup>  $f(\cdot)$  é a função de densidade normal padrão e  $F(\cdot)$  a função de densidade acumulada.

As informações disponíveis nos Censos detalham várias características de migração, socioeconômicas e regionais, referentes aos indivíduos e domicílios recenseados. Entre outras possibilidades, os quesitos das entrevistas censitárias permitem trabalhar com o conceito de migrante de data fixa, isto é, neste estudo o migrante é aquele indivíduo que a cinco anos da data do recenseamento encontrava-se residindo em outro município do Nordeste<sup>8</sup>. Já o não-migrante é o indivíduo que nasceu e sempre morou no município recenseado.

Alguns controles foram necessários para a estimação do modelo *mover-stayer*. Na seção de aplicação econométrica, restringe-se a amostra a indivíduos com idade entre 18 e 70 anos e com rendimentos positivos no trabalho principal. O corte de idade é um procedimento comum na literatura e busca excluir aquelas pessoas que não teriam condições de arbitrar (SANTOS JÚNIOR, 2002; FIESS; VERNER, 2003). Já a consideração de rendimentos positivos visa dar suporte às equações *mincerianas*, que não se adaptam às rendas nulas. Dada a ausência de índices de preços específicos, os salários não foram ajustados para os diferenciais de custo de vida entre os segmentos rural e urbano.

## 4 – CAPITAL HUMANO E RETORNO À MIGRAÇÃO RURAL-URBANA NO NORDESTE: EVIDÊNCIAS

### 4.1 – Principais Rotas da Migração Interna Nordestina

De acordo com os dados do Censo de 1991, cerca de 3.013.582 pessoas migraram entre os municípios do Nordeste no período de 1986-1991, o que representa aproximadamente 6,5% da população nordestina em 1986. Já pelo Censo de 2000, o número de migrantes intermunicipais no período de 1995-2000 foi de 2.811.802, inferior ao registrado para o período anterior e equivalente a 6,8% da população residente na região em 1995. Esses resultados podem-se tornar mais interessantes quando se observa o trajeto inter-setorial dos indivíduos.

A Tabela 3, a seguir, registra as rotas setoriais das migrações internas no Nordeste. Conforme pode ser observado, de 1986 a 1991, os fluxos populacionais entre os meios urbanos responderam por mais de

<sup>8</sup> O critério de migrante por data fixa tem algumas vantagens em relação ao migrante por naturalidade, como, por exemplo, a possibilidade de controle do tempo de migração, do cálculo da idade do indivíduo na época em que migrou e de informações sobre o município de residência em 1995.

45% do total das migrações. Por sua vez, a migração rural-urbana representou cerca de 23% dos movimentos migratórios e 4% da população rural da região em 1986, situando-se como o segundo principal circuito de migração na região<sup>9</sup>.

Quando se observa o período 1995-2000, percebe-se que o volume total de migrantes reduziu-se em relação ao período anterior. Também houve uma redução nas migrações com destino rural e de rota rural-urbana. Ainda assim, os centros urbanos permaneceram ordenados como o principal destino dos migrantes, isto é, os movimentos populacionais dirigidos às localidades urbanas representaram aproximadamente 74% das migrações no período em foco, ao passo que os movimentos populacionais de destino rural ficaram em segundo lugar, com 22% dos fluxos migratórios. É importante salientar que, no trajeto rural-urbano, foi deslocado o equivalente a 4% da população rural da região em 1995.

Como o Nordeste ainda retém um percentual significativo da população rural em relação às demais regiões

brasileiras, as migrações internas de rota rural-urbana constituem um fluxo potencial para a região que merece atenção especial.

A Tabela 4, abaixo, apresenta a participação dos migrantes de rota rural-urbana por estoques intra-estaduais e interestaduais nas migrações totais no Nordeste e segundo os Estados de destino. Os dados revelam que mais de 86% dos fluxos populacionais ocorreram dentro das fronteiras geográficas dos próprios Estados, relatando que essa migração é um fenômeno tipicamente intra-estadual<sup>10</sup>. Entre 1986-1991, a migração rural-urbana se destacou nos Estados da Bahia, Ceará, Pernambuco e Maranhão, que abrangeram 22%, 17%, 12% e 9% das migrações intra-estaduais no Nordeste, respectivamente. No período de 1995-2000, destaca-se o aumento da participação intra-estadual de Alagoas (8,6%), Bahia (27,3%), Maranhão (14,6%) e Pernambuco (12,5%) e, por outro lado, a redução observada no Estado do Ceará (10,7%).

Ao se deter nos movimentos populacionais entre os Estados, constata-se que, no período 1986-1991,

**Tabela 3 – Migração Interna no Nordeste: Estoque de Migrantes Inter-setoriais e Distribuição (%)**

período/vota		urbana-urbana	urbana-rural	rural-urbana	rural-rural	sem especificação	Total
1986-1991	(1)	1.403.601	300.987	690.452	525.436	93.116	3.013.582
	(2)	46,58	9,99	22,91	17,44	3,09	100,00
1995-2000	(1)	1.600.174	292.020	510.124	345.546	63.937	2.811.802
	(2)	56,91	10,39	18,14	12,29	2,27	100,00

Fonte: Calculado pelos autores com base nos microdados do Censo de 1991 e Censo de 2000 do IBGE.

Notas: Resultados expandidos para o universo. (1) estoque de migrantes inter-setoriais. (2) participação percentual dos migrantes no estoque total de migrantes inter-setoriais do Nordeste.

**Tabela 4 – Migração Rural-Urbana: Participação do Estoque Intra-Estadual e Interestadual no Total da Migração Interna no Nordeste Segundo os Estados de Destino %**

	1986-1991			1995-2000		
	Intra-estadual	Interestadual	Total	Intra-estadual	Interestadual	Total
MA	9,59	2,04	11,64	14,63	1,66	16,29
PI	4,07	1,14	5,21	3,75	0,91	4,65
CE	16,73	1,39	18,12	10,72	1,29	12,01
RN	6,44	0,56	7,00	3,81	0,57	4,38
PB	6,51	2,21	8,72	4,83	1,44	6,26
PE	12,44	2,74	15,19	12,53	2,60	15,13
AL	6,16	1,40	7,56	8,41	1,29	9,70
SE	2,92	0,39	3,31	2,11	0,60	2,71
BA	21,89	1,37	23,27	27,35	1,52	28,87
Nordeste	86,75	13,25	100,00	88,12	11,88	100,00

Fonte: Calculado pelos autores com base nos microdados do Censo de 1991 e Censo de 2000 do IBGE.

Nota: Resultados expandidos para o universo.

9 A população em 1986 foi estimada pelo controle da natalidade e expandida para o universo.

10 Como se trabalha com migração intermunicipal, também verificamos que esse resultado não é diferente para qualquer outro tipo de trajeto inter-setorial considerado em ambos os períodos.



Pernambuco, Paraíba e Maranhão foram os que mais receberam migrantes provenientes de áreas rurais, com participações acima de 2% nas migrações totais. Já entre 1995-2000, apenas o Estado de Pernambuco manteve participação superior àquela reportada anteriormente. Maranhão, Bahia e Paraíba também registraram participações interestaduais maiores que as demais unidades federativas no período.

Observando a migração rural-urbana apenas pela ótica intermunicipal, algumas regularidades são apreendidas. Por exemplo, os Estados com maior peso nos fluxos migratórios internos são Bahia, Pernambuco, Maranhão e Ceará. Essas unidades federativas apresentaram participações superiores a 10% em ambos os

períodos, embora, entre 1995 e 2000, tenham ocorrido trocas de posições entre Ceará, Maranhão e Pernambuco. Os resultados parecem guardar correlação direta com a dimensão geográfica e número de municípios de cada Estado, ou seja, o fato de as migrações internas serem um fenômeno predominantemente intra-estadual sugere que os custos associados à mobilidade podem explicar parte da arbitragem espacial no Nordeste.

## 4.2 – Características dos Migrantes e Não-Migrantes

Dada a identificação da rota rural-urbana como um trajeto importante da migração interna no Nordeste, caberia entender quais são os atributos socioeconômicos per-

**Tabela 5 – Nordeste: Características do Migrante de Rota Rural-Urbana e Não-migrante Rural (Apenas Chefes de Família)**

	1986-1991		1995-2000	
	migrante %	não-migrante %	migrante %	não-migrante %
Sexo				
Masculino	80,06	84,51	73,90	82,82
Feminino	19,94	15,49	26,10	17,18
Raça				
Branco	24,69	22,72	28,47	28,54
Não-branco	75,31	77,28	71,53	71,46
Emprego				
Empregado	96,95	99,00	87,49	96,06
Desempregado	3,05	1,00	12,51	3,94
Formal	30,09	9,14	24,42	8,07
Informal	69,91	90,86	75,58	91,93
Aposentado	12,71	18,01	18,49	21,38
Setor				
Agricultura	30,13	85,97	30,34	79,70
Indústria	26,81	6,19	23,58	7,91
Comércio e Serviços	36,90	5,61	39,89	8,24
Administração Pública	2,62	0,84	2,79	1,31
Social	2,48	1,16	2,26	1,42
Outros	1,07	0,23	1,14	1,42
Total	100,00	100,00	100,00	100,00
Instrução				
Sem instrução	49,40	68,21	37,76	49,21
Fundamental básico	36,78	27,54	42,20	42,30
Fundamental	10,34	3,14	15,12	7,16
Médio	3,01	0,96	4,40	1,26
Superior	0,46	0,15	0,53	0,07
Pobreza	9,31	15,80	11,84	21,28
	<b>Média</b>			
Idade	37,67	45,02	39,43	45,28
Educação (anos)	2,08	1,04	3,15	2,48
Renda (R\$ de 2000)	238,01	165,18	264,77	167,30

**Fonte:** Calculado pelos autores com base nos microdados do Censo de 1991 e Censo de 2000 do IBGE.

**Notas:** a) Resultados expandidos para o universo e inclui apenas os responsáveis pela família; b) a idade refere-se ao registro na data de migração (controlada pelo tempo de residência no município); c) a linha de pobreza adotada é de R\$ 65,00 para a renda domiciliar.

tencentos aos migrantes e se essas peculiaridades diferem das observadas para os que decidiram não migrar.

Na Tabela 5, podem ser anotadas as principais características dos migrantes que se dirigiram da zona rural para a urbana, além dos atributos dos não-migrantes residentes no meio rural. Seguindo Fiess e Verner (2003), são considerados, inicialmente, apenas os indivíduos chefes de família, tentando excluir aqueles que migraram em função de outros.

Com respeito às características pessoais, observa-se a predominância masculina entre os migrantes, independente do período considerado. Também é possível perceber o aumento da participação feminina nos fluxos migratórios entre as duas décadas<sup>11</sup>. Nota-se, igualmente que nos dois períodos a concentração de mulheres entre os migrantes ainda é superior à registrada para os não-migrantes. O migrante de rota rural-urbana também pode ser considerado tipicamente não-branco. Em relação ao não-migrante rural, a presença do migrante branco é maior em ambos os períodos.

Outro atributo importante é a idade média dos indivíduos. Os migrantes arbitraram ainda jovens, isto é, com uma idade bem inferior à observada para os não-migrantes. Esse resultado corrobora a seletividade positiva do primeiro grupo na característica observável "idade", pois os indivíduos mais jovens apresentam maiores expectativas quanto ao usufruto do potencial retorno do empreendimento migratório (CHISWICK, 1999).

Os resultados também favorecem a migração do capital humano para o meio urbano. Ao se observar a distribuição dos migrantes e não-migrantes segundo as faixas de instrução, constata-se que os primeiros são relativamente mais escolarizados, apesar de parte considerável dos indivíduos não possuir instrução ou apenas o ensino fundamental. Quando são confrontados os dois períodos, percebe-se que, em todas as faixas consideradas, os migrantes de 1995-2000 são mais instruídos que os migrantes da década anterior. O mesmo resultado é confirmado, ao se comparar, entre os períodos, a escolaridade dos migrantes mensurada pelos anos de estudo. Uma característica interessante é que a maioria dos indivíduos residentes no meio rural não possui escolaridade ou apresenta apenas uma instrução básica, fato que, por sua vez, pode restringir a mobilidade regional desse grupo.

11 Embora não reportado na Tabela 5, vale registrar que, quando se considera não apenas os chefes de família, a participação feminina torna-se maior em ambos os períodos estudados.

Em relação à participação no mercado de trabalho, várias características podem ser destacadas. Primeiro, dentre os migrantes economicamente ativos em 1995-2000, mais de 87% estavam ocupados, percentual inferior ao registrado para os não-migrantes da zona rural (96%). Quando se analisam os períodos, nota-se que houve um aumento considerável do desemprego para os trabalhadores que se dirigiram ao meio urbano. No período 1986-1991, dos migrantes que estavam empregados, aproximadamente 30% estavam no setor formal (trabalhavam com carteira assinada), percentual que diminuiu para 24% em 1995-2000. Ainda assim, constata-se que a inserção dos migrantes no mercado de trabalho formal é superior a dos não-migrantes do meio rural, independente da década avaliada<sup>12</sup>. Esse resultado sugere que alguns indivíduos já migraram com contrato de trabalho assegurado. Todavia, a alta probabilidade de o migrante se encontrar na informalidade urbana corrobora a estratégia de migração associada à procura de emprego (FIESS; VERNER, 2003).

Os setores que mais empregaram os migrantes nas zonas urbanas foram comércio e serviços e indústria, o que representa mais de 63% dos ocupados. Comparando com os não-migrantes rurais, vê-se que os migrantes têm maior inserção nos setores terciário e secundário das áreas urbanas. A maior oferta de emprego para os que permaneceram nos segmentos rurais foi registrada no setor primário, onde mais de 79% dos empregados foram alocados. Ao menos potencialmente, estes resultados podem ser explicados não somente pelas diferenças estruturais nos mercados de trabalho, mas também pelo fato de a migração funcionar como um mecanismo eficiente na seleção de trabalhadores, permitindo a sua redistribuição em setores que ofereçam ganhos de produtividade.

O percentual de migrantes abaixo da linha de pobreza é inferior ao observado para os que não migraram. As evidências favorecem a migração como um instrumento viável para os indivíduos escaparem da pobreza nas zonas rurais. Mesmo sem efetuar os devidos controles sobre os determinantes dos salários, verifica-se que os que migraram ganharam, em média, mais do que os não-migrantes em ambos os períodos. A princípio, esse resultado favorece a existência de um viés de seleção positivo dos migrantes em suas características produtivas, o que contribuiria para a redução da probabilidade de esses indivíduos permanecerem pobres.

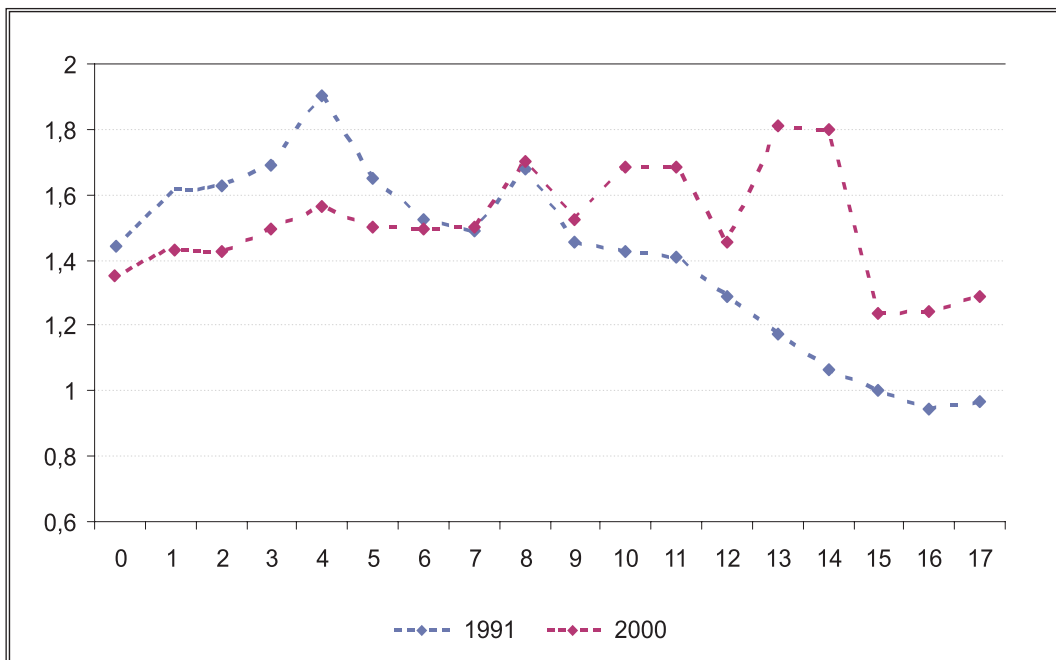
12 Uma questão interessante para um estudo posterior seria comparar a absorção do migrante de rota rural-urbana em relação ao não-migrante do meio urbano no mercado de trabalho formal.

### 4.3 – Diferenciais de Salário Entre Segmentos Rural e Urbano

Como passo inicial na obtenção de evidências a respeito do retorno econômico da migração rural-urbana, nos dois Gráficos a seguir são apresentados os desníveis salariais entre os segmentos urbano e rural. De início, no Gráfico 3a, é possível observar o salário relativo ur-

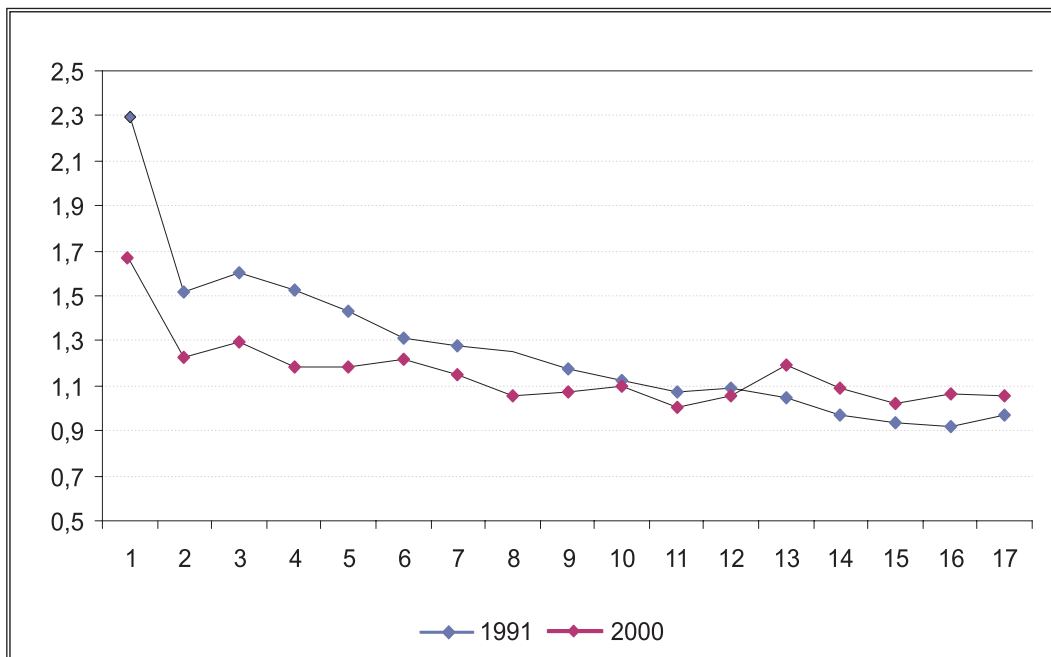
bano/rural apenas de acordo com os anos de estudo dos residentes; já no Gráfico 3b, são utilizados controles para demais características pessoais.

A partir do Gráfico 3a, nota-se que os salários são mais altos no setor urbano do que no meio rural, entretanto, tais diferenças tendem a declinar para os trabalhadores com elevado grau de educação. Constatam-se, também, algu-



**Gráfico 3a – Salário Relativo Urbano/Rural por Anos de Estudo – Nordeste**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados dos Censos de 1991 e 2000 do IBGE.



**Gráfico 3b – Retorno Relativo Urbano/Rural por Anos de Estudo com Controle por Sexo, Raça e Experiência – Nordeste**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados dos Censos de 1991 e 2000 do IBGE.

mas diferenças intertemporais no salário relativo entre os setores. Quando se comparam os dados de 1991 e 2000, percebe-se que, no último ano, houve uma diminuição do salário relativo para os indivíduos com baixa instrução (entre 1 e 4 anos de estudo) e um aumento para os trabalhadores mais escolarizados (mais de 10 anos de estudo).

As evidências expostas no Gráfico 3a não consideram variáveis importantes na determinação dos salários como sexo, raça e experiência. Para obter resultados mais consistentes, aplica-se o procedimento sugerido por Schady (2003) e também empregado por Fiess e Verner (2003), isto é, estima-se, através de uma regressão, o logaritmo do salário-hora controlando por sexo, raça, idade, idade ao quadrado e mais 17 *dummies* para cada ano de escolaridade completa. Foram estimadas duas equações separadas, uma para os residentes na zona rural e outra para os moradores dos centros urbanos. A razão urbana/rural dos coeficientes das 17 variáveis *dummies* representa o retorno relativo, de acordo com a escolaridade, conforme mostra o Gráfico 3b.

Em 1991, os indivíduos de baixa educação tinham um retorno relativo maior que o obtido em 2000. Já para os trabalhadores de elevado grau de instrução (mais de 13 anos de estudo), as diferenças de retorno são menores. Os resultados ainda mostram um padrão de convergência do retorno relativo para uma unidade com o aumento da educação, fato consistente em ambos os períodos. Essas evidências estão em consonância com as trajetórias observadas para as migrações internas no Nordeste (Tabela 2), em particular, quando se constata o aumento dos movimentos populacionais em direção aos centros urbanos e a diminuição dos fluxos direcionados ao meio rural.

Tais evidências, contudo, não podem ser tomadas como estimativas críveis dos retornos à migração rural-urbana, uma vez que não consideram a endogeneidade envolvida nas estimativas. Isto é, os próprios salários dos migrantes e não-migrantes e os parâmetros estimados das equações refletem características particulares, observáveis e não-observáveis, dos dois grupos. Assim, a obtenção destes retornos requer a consideração explícita da condição migrante/não-migrante dos indivíduos, já que tais condições por si afetam os valores dos parâmetros estimados.

#### **4.4 – Propensão a Migrar e Retorno Econômico à Migração Rural-Urbana no Nordeste**

Para enfrentar a limitação acima, é utilizada a estratégia proposta por Lokshin e Sajaia (2004), a partir do

modelo *mover-stayer*, o qual leva em conta o processo endógeno de seleção entre as condições migrante/não-migrante e permite a correção de possível viés nos valores preditos dos salários-hora.

A princípio, são considerados os fatores que influenciam a probabilidade da migração rural-urbana no Nordeste, enfatizando-se especialmente as variáveis associadas aos custos econômicos e psicológicos da arbitragem, além dos diferenciais de salários. Desse modo, estima-se a forma reduzida do modelo *mover-stayer* (equação (8)), cujos resultados para os efeitos marginais na década mais recente são reportados na Tabela 6<sup>13</sup>. Destaque-se que, além de características individuais que afetam as oportunidades econômicas (idade, sexo, escolaridade), são consideradas variáveis que apreendem heterogeneidades referentes aos diferenciais de custos de migração importantes para a identificação dos coeficientes, especificamente, tamanho da família (TAMFAM), condição na família (CHEFE), estado civil (CASADO) e casado com filho (CASADOFIL). No apêndice, pode ser encontrada uma descrição detalhada das variáveis utilizadas nas regressões.

Os resultados mostram que os indivíduos mais velhos e/ou com família grande são menos propensos a migrar. Por outro lado, aqueles casados e/ou chefes de família têm uma maior tendência para mobilidade rural-urbana. Também é possível ver que os indivíduos do sexo feminino e/ou mulheres casadas apresentam maior chance de estarem na condição de migrantes. As evidências também indicam que os custos da migração parecem ser maiores para os indivíduos casados e com filhos, uma vez que a sua probabilidade de migração é reduzida.

A escolaridade é uma variável importante na determinação da migração. Em relação aos indivíduos sem educação, as pessoas com o grau de instrução fundamental básico ou fundamental são menos propensas à migração. Para os indivíduos com ensino médio, o efeito marginal revelou-se estatisticamente não significativo a 10%. Por outro lado, observa-se que as pessoas com instrução superior têm sua probabilidade de migração aumentada em 5%. Assim, as evidências apontam que o investimento em educação pode atuar na redução dos custos associados à migração, ou seja, as pessoas bem instruídas enfrentam melhor os entraves e riscos da mobilidade, estando em melhores situações para a

<sup>13</sup> A equação (8) foi estimada com o controle dos diferenciais de salário-hora pelas variáveis instrumentais das equações (6) e (7). Todavia, para enfatizar os fatores que atuam sobre os custos da migração, somente são os efeitos marginais conforme a forma estrutural (5).

**Tabela 6 – Regressão: Probabilidade da Migração Rural-Urbana no Nordeste 1995-2000**

Probit regression							Number of obs = 314,148
							Wald chi2(38) = 21.609,02
							Prob > chi2 = 0,0000
							Pseudo R2 = 0,2185
Log pseudolikelihood = -47.588,433							
variables	dy/dx	Std. Err	z	P> z	[95%	C.I.]	X
IDADE	-0,003	0,000	-17,020	0,000	-0,003	-0,002	35,356
SEXO*	-0,006	0,001	-5,140	0,000	-0,008	-0,004	0,750
TAMFAM*	-0,003	0,000	-20,420	0,000	-0,003	-0,002	5,593
CHEFE*	0,012	0,001	10,410	0,000	0,010	0,014	0,593
CASADO*	0,010	0,001	8,900	0,000	0,008	0,012	0,684
CASADOMUL*	0,008	0,003	2,560	0,011	0,002	0,015	0,151
CASADOFIL*	-0,008	0,002	-3,860	0,000	-0,011	-0,004	0,141
FUND1*	-0,006	0,001	-8,370	0,000	-0,007	-0,004	0,465
FUND2*	-0,006	0,001	-7,770	0,000	-0,008	-0,005	0,140
MEDIO*	-0,001	0,001	-0,440	0,661	-0,003	0,002	0,048
SUP*	0,049	0,009	5,240	0,000	0,031	0,067	0,002
DLITORAL95*	-0,030	0,001	-35,760	0,000	-0,032	-0,029	0,098
MA95*	0,100	0,038	2,650	0,008	0,026	0,174	0,123
PI95*	-0,008	0,009	-0,870	0,385	-0,027	0,010	0,086
CE95*	0,019	0,015	1,320	0,186	-0,009	0,048	0,126
RN95*	0,010	0,016	0,610	0,541	-0,022	0,041	0,048
PB95*	0,056	0,023	2,420	0,015	0,011	0,102	0,080
PE95*	0,062	0,017	3,580	0,000	0,028	0,096	0,123
AL95*	0,078	0,027	2,930	0,003	0,026	0,130	0,053
SE95*	-0,012	0,007	-1,610	0,108	-0,027	0,003	0,043

Fonte: Microdados do Censo de 2000 do IBGE.

Notas: \* dy/dx é o efeito marginal de uma mudança na variável *dummy* de 0 para 1, e  $z$  e  $P > |z|$  testa a hipótese nula de valor zero para os coeficientes. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.

arbitragem, resultado em acordo com as predições da teoria do capital humano (BORJAS, 1987).

Outro fato interessante é a constatação de que os trabalhadores residentes no litoral nordestino têm sua probabilidade de migração reduzida. Essa evidência pode captar os efeitos produzidos pela exposição dos indivíduos às amenidades positivas, que são mais frequentes nos municípios com exposição litorânea, ou seja, mudar-se de uma área rural pertencente a um município costeiro ocasiona um custo psicológico maior do que a mesma decisão feita por um residente em um município não-costeiro.

As variáveis *dummies* estaduais visam ampliar o controle sobre os efeitos das características locais sobre a probabilidade de migração. Tendo como categoria omitida o indivíduo residente na zona rural da Bahia, observa-se que apenas o fato de o trabalhador residir

em uma área rural do Maranhão aumenta sua chance de migrar em 10%. Viver no meio rural de Alagoas incrementa a probabilidade de migração em 7,8%. Já em Pernambuco, esse efeito é de 6%, seguido da Paraíba, com um aumento de 5,6% na chance de migrar para o meio urbano. Esses resultados revelam que as diferenças estaduais influenciam a mobilidade dos indivíduos, independente de seus atributos pessoais.

Na Tabela 7, são apresentados os resultados do modelo *mover-stayer* referentes às equações dos salários-hora (9) e (10) para os migrantes e não-migrantes. Os indivíduos do sexo masculino, experientes (maior idade) e brancos receberam um salário superior aos que possuem os atributos opostos (vide categorias omitidas na Tabela A.1), independente de ser migrante ou não, resultado que corrobora os achados em estudos anteriores na literatura nacional e internacional (CHISWICK, 1999; SANTOS JÚNIOR, 2002). Comparando os migrantes



e os não-migrantes, vê-se que os ganhos salariais do trabalhador branco são relativamente maiores para os que tomaram a decisão de migrar.

O grau de instrução dos indivíduos também influencia positivamente os seus salários, sobretudo, para aqueles que possuem ou cursam o nível superior. Em relação às pessoas sem instrução, os maiores ganhos foram para aquelas com nível superior de ensino. Ainda é possível observar que, relativamente aos indivíduos sem instrução, os migrantes ganhavam, em média, mais que os não-migrantes para todas as faixas de educação. Essas evidências sugerem que os migrantes podem ser um grupo populacional positivamente selecionado, isto é, que características produtivas pertencentes a eles, porém, não diretamente observáveis, explicariam essas diferenças.

Os trabalhadores do setor agrícola receberam menos em relação aos empregados nos demais setores. Os maiores ganhos salariais foram registrados para os indivíduos empregados nos setores de cunho social e público. O trabalhador do setor formal embolsou um maior salário-hora que aquele empregado na informalidade (sem carteira assinada) e, entre os migrantes, o acréscimo foi relativamente menor. Esses resultados mostram que a migração pode ser um mecanismo de seleção e alocação eficiente da mão-de-obra (FIESS; VERNER, 2003).

As evidências também indicam que os trabalhadores tendem a aceitar uma redução no salário em troca dos benefícios advindos da residência na zona urbana das capitais e municípios costeiros. A maior oferta e concentração de bens e serviços públicos no meio urbano corroboram os sinais negativos dos coeficientes das *dummies* de controle de residência em zona urbana litorânea e/ou de capital.

Os sinais dos coeficientes das *dummies* estaduais captaram algumas peculiaridades importantes. Em relação aos residentes na Bahia, os trabalhadores que se dirigiram às zonas urbanas de outros Estados receberam um salário relativamente menor, principalmente, os que foram para o Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba. Para os indivíduos que permaneceram no meio rural, os menores salários foram pagos nos Estados do Ceará, Piauí, Maranhão e Paraíba, respectivamente. Nas demais unidades federativas, os não-migrantes também ganharam salários inferiores em relação à Bahia. As menores diferenças foram registradas para os residentes em Sergipe, Pernambuco, Alagoas e Rio Grande do Norte.

Outro aspecto interessante é percebido pela comparação da residência dos indivíduos em 1995, tendo por base a Bahia. Considerando os coeficientes estatisticamente significantes, vê-se que os migrantes que vieram do meio rural no Rio Grande do Norte e Sergipe obtiveram os maiores incrementos nos salários-hora do trabalho principal.

Os coeficientes de correlação  $\rho_0$  e  $\rho_1$  são negativos e estatisticamente significantes, indicando que os migrantes e não-migrantes possuem características seletivas entre seus grupos. Esses coeficientes fornecem informação sobre a presença e padrão do viés de seleção. O sinal de  $\rho_1$  indica que os migrantes são positivamente selecionados, isto é, os que migraram recebem, em média, mais do que aqueles que decidiram não migrar. Já o sinal negativo de  $\rho_0$  evidencia que aqueles que decidiram permanecer em suas residências são os “melhores” no seu grupo, ou seja, recebem um salário maior do que se tivessem migrado (RIADH; HASSEN, 1998).

Tais estimativas permitem, por fim, obter, para diferentes níveis de capital humano, o retorno econômico da migração. A partir das equações (9) e (11), são, primeiramente, obtidas estimativas lineares do salário médio dos migrantes e o salário que eles teriam obtido caso não tivessem migrado (contra-factual). O Gráfico 4a mostra os retornos da migração para os dois períodos em estudo e segundo as faixas de educação dos trabalhadores que migraram, isto é, trata-se de predições feitas a partir de regressões *mincerianas* por mínimos quadrados ordinários (MQO) e sem controle de viés de seleção da amostra. Já no Gráfico 4b, são apresentados os resultados obtidos pela estimação simultânea do modelo *mover-stayer* controlando viés decorrente da auto-seleção do migrante.

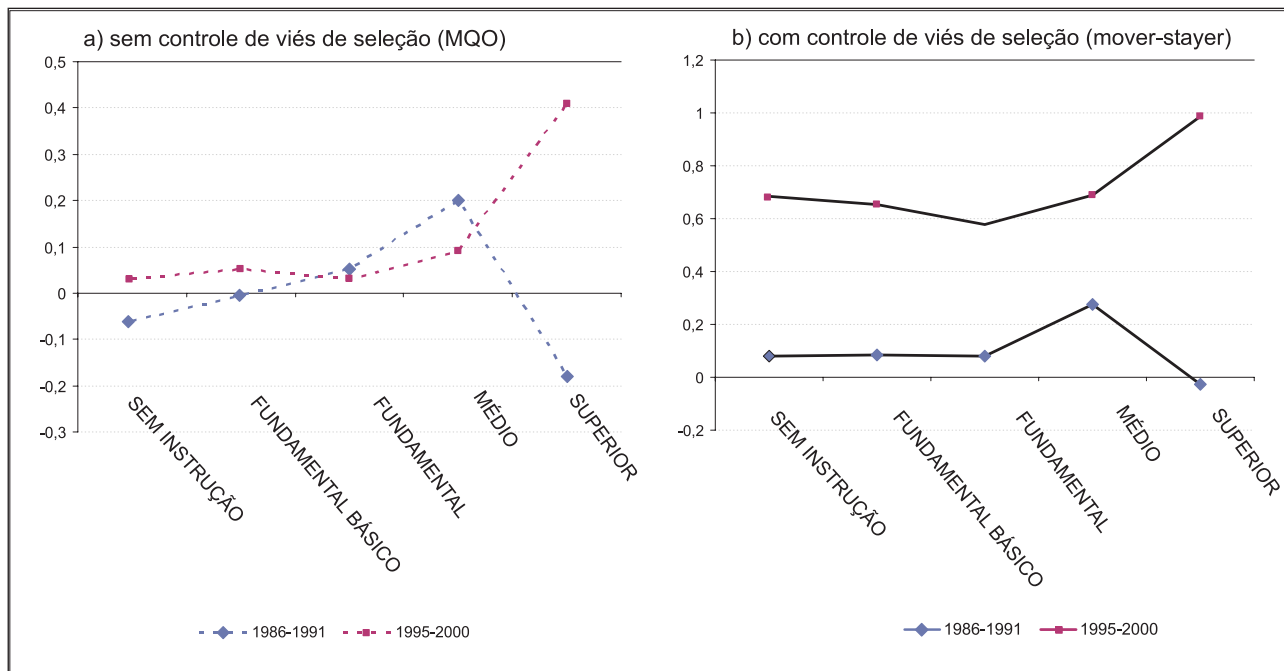
Pode-se constatar que a ausência do controle para o viés de auto-seleção tende a subestimar o retorno da migração para todos os graus de instrução do trabalhador, independente do período considerado. O resultado chama a atenção para a importância do controle da auto-seleção dos trabalhadores na amostra, isto é, estudos que não corrigem os retornos pelas probabilidades de migração tendem a gerar resultados pouco críveis. Os valores preditos pelo modelo *mover-stayer* mostram que, em geral, o retorno econômico da migração é positivo e crescente com o grau de educação. As pessoas que migraram do meio rural para os centros urbanos arbitraram com base na diferença de rendimento esperado, ou seja, os migrantes buscaram uma maior remuneração, o que, de fato, favorece a abordagem do capital humano.

**Tabela 7 – Modelo Mover-Stayer: Regressão de Salários para Migrantes (Rural-Urbano) e Não-Migrantes (Rural) no Nordeste 1995-2000**

Endogenous switching regression model		Number of obs = 314,148			Log pseudolikelihood = -405,357,89			Wald chi2(33) = 3.706,65		
Wald test of indep. eqns. : chi2(1) = 456,62		Prob > chi2 = 0,0000			Prob > chi2 = 0,0000			Prob > chi2 = 0,0000		
variables	Migrante				Não-Migrante					
	Coef.	Std.Err	z	P >  z	Coef.	Std.Err	z	P >  z		
SEXO	0,3773	0,0149	25,3600	0,0000	0,3797	0,0040	94,6800	0,0000		
IDADE	0,0348	0,0033	10,6800	0,0000	0,0225	0,0007	32,0400	0,0000		
IDADE2	-0,0003	0,0000	-7,6900	0,0000	-0,0002	0,0000	-19,4200	0,0000		
RACA	0,0936	0,0141	6,6300	0,0000	0,0770	0,0032	24,0400	0,0000		
FUND1	0,1698	0,0160	10,6400	0,0000	0,1319	0,0033	40,1100	0,0000		
FUND2	0,3772	0,0203	18,5500	0,0000	0,3127	0,0051	61,5400	0,0000		
MEDIO	0,8489	0,0319	26,6300	0,0000	0,6154	0,0078	78,9800	0,0000		
SUP	1,7524	0,0983	17,8200	0,0000	1,2125	0,0367	33,0700	0,0000		
AGRO	-0,0746	0,0640	-1,1600	0,2440	-0,1115	0,0163	-6,8600	0,0000		
IND	0,0845	0,0629	1,3400	0,1790	0,1058	0,0167	6,3300	0,0000		
SERV	0,0298	0,0630	0,4700	0,6360	0,2006	0,0167	12,0000	0,0000		
SOCIAL	0,4737	0,0693	6,8400	0,0000	0,7476	0,0171	43,6600	0,0000		
ADMPIB	0,3610	0,0709	5,0900	0,0000	0,5281	0,0179	29,4900	0,0000		
TRABFORM	0,1592	0,0127	12,4900	0,0000	0,2977	0,0036	81,6200	0,0000		
DLITORAL	-0,0387	0,0216	-1,7900	0,0740	0,0280	0,0048	5,8600	0,0000		
DCAPITAL	-0,0578	0,0264	-2,1900	0,0280	-0,1263	0,0175	-7,2200	0,0000		
MA	-0,0872	0,0712	-1,2200	0,2210	-0,2648	0,0050	-53,2200	0,0000		
PI	-0,2874	0,0624	-4,6000	0,0000	-0,2619	0,0058	-45,1600	0,0000		
CE	-0,2391	0,0552	-4,3300	0,0000	-0,3126	0,0049	-63,3700	0,0000		
RN	-0,1857	0,0697	-2,6700	0,0080	-0,0801	0,0064	-12,5200	0,0000		
PB	-0,1703	0,0591	-2,8800	0,0040	-0,1449	0,0057	-25,6300	0,0000		
PE	0,0109	0,0410	0,2700	0,7910	-0,0515	0,0046	-11,2100	0,0000		
AL	-0,0177	0,0538	-0,3300	0,7420	-0,0668	0,0063	-10,6700	0,0000		
SE	-0,0654	0,0577	-1,1300	0,2570	-0,0405	0,0064	-6,2900	0,0000		
DLITORAL95	0,1542	0,0238	6,4800	0,0000	-	-	-	-		
MA95	-0,0884	0,0708	-1,2500	0,2120	-	-	-	-		
PI95	0,0836	0,0641	1,3000	0,1930	-	-	-	-		
CE95	0,0792	0,0554	1,4300	0,1530	-	-	-	-		
RN95	0,1791	0,0708	2,5300	0,0110	-	-	-	-		
PB95	0,0492	0,0574	0,8600	0,3920	-	-	-	-		
PE95	-0,0397	0,0408	-0,9700	0,3300	-	-	-	-		
AL95	-0,0137	0,0540	-0,2500	0,8000	-	-	-	-		
SE95	0,1229	0,0570	2,1600	0,0310	-	-	-	-		
Constante	0,2504	0,0923	2,7100	0,0070	0,0789	0,0211	3,7300	0,0000		
$\sigma_1$	0,7578	0,0109	-	-	-	-	-	-		
$\sigma_0$	-	-	-	-	0,7667	0,0022	-	-		
$\rho_1$	-0,2004	0,0259	-	-	-	-	-	-		
$\rho_0$	-	-	-	-	-0,4369	0,0191	-	-		

Fonte: Microdados do Censo de 2000 do IBGE.

Nota: Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.



**Gráfico 4 – Retorno da Migração Rural-Urbana por Faixa de Escolaridade**

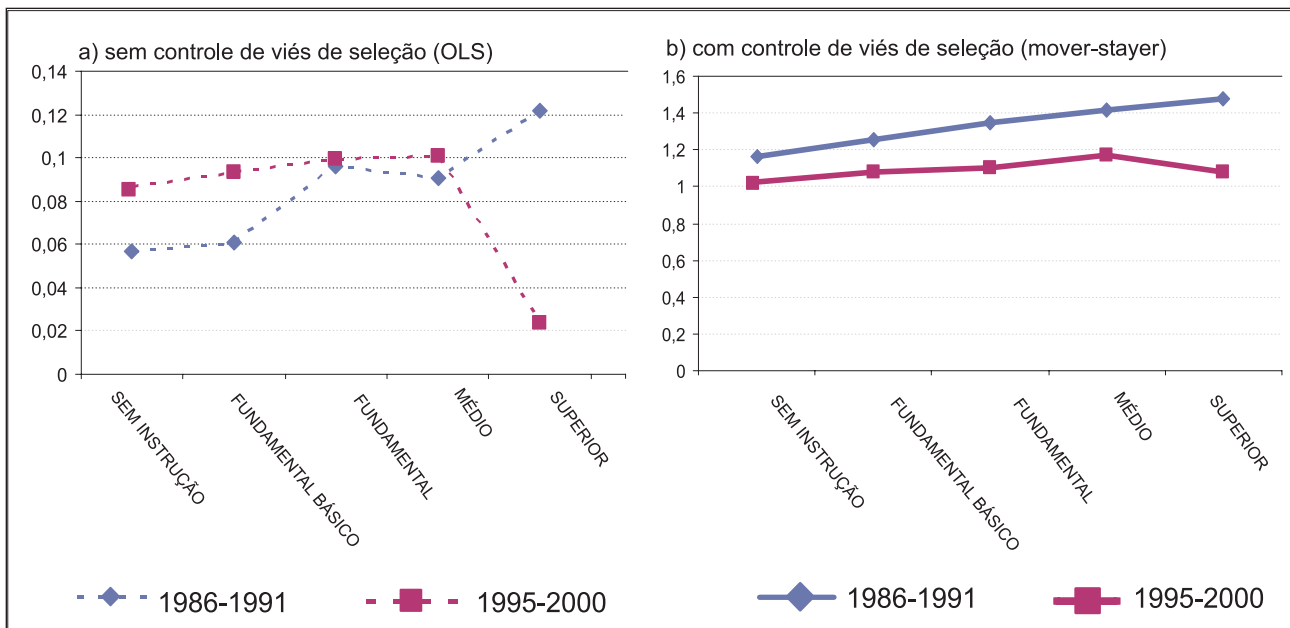
Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados dos Censos de 1991 e 2000 do IBGE

Nota: O retorno da migração é definido como a diferença entre as médias do salário-hora predito (em logaritmo) para o migrante e do salário que o trabalhador teria caso não tivesse migrado.

Entre os períodos de 1986-1991 e 1995-2000, percebem-se resultados importantes. Os retornos calculados sem controle de seleção da amostra não apresentam grandes diferenças entre as décadas, exceto para os trabalhadores com ensino superior. Após controlar a auto-seleção dos trabalhadores, as diferenças de retorno foram ampliadas consideravelmente para todas as faixas de educação. Com as evidências levantadas, não é possível ser conclusivo com respeito ao entendimento de tais variações. Ao menos potencialmente, contudo, dois argumentos podem ser levantados. O primeiro refere-se a uma possível elevação do grau de complementaridade entre trabalho qualificado e tecnologia ou capital no período, que teria elevado mais rapidamente a produtividade do trabalho no meio urbano nordestino. Machado e Moreira (2001), por exemplo, mostraram que as alterações ocorridas na procura por trabalho também favoreceram os trabalhadores de baixa qualificação, principalmente entre 1990-1993. Por sua vez, Menezes Filho e Rodrigues (2003) obtiveram resultados que indicam a correlação positiva entre o uso do estoque de capital e o trabalho qualificado, sobretudo, no período de 1989-1997, o que sugere a complementaridade entre os referidos fatores de produção. Consistente com tais descobertas, entre 1995-2000, o retorno do migrante com nível superior é bem maior que o obtido pelo trabalhador menos qualificado.

Outra potencial explicação para as diferenças de retorno no tempo vincula-se ao aumento da compensação salarial exigida em função de variações no custo de vida e desamenidades urbanas. A ausência de um índice de custo de vida entre o meio rural e urbano limita o controle de seus impactos sobre o diferencial de salários. Por outro lado, podem-se captar possíveis efeitos das mudanças na qualidade de vida dos centros urbanos, confrontando os resultados anteriores com os retornos da migração urbana-rural. Caso tais exigências de compensação tenham-se elevado, deve-se observar um comportamento entre os períodos exatamente contrário àquele registrado no Gráfico 4a, ou seja, o retorno econômico à migração urbana-rural deve diminuir. As estimativas destes retornos obtidas a partir do modelo *mover-stayer* para a rota urbana-rural são apresentadas no Gráfico 5, a seguir.

Após controlar a auto-seleção dos indivíduos, verifica-se que o retorno da migração urbana-rural sofreu uma significativa redução no período de 1995-2000. Essas evidências são consistentes com o aumento das desamenidades urbanas na década mais recente, isto é, o crescimento das cidades elevou os índices de criminalidade, pobreza e poluição. Em relação a 1986-1991, o migrante urbano-rural exigiu um menor retorno para deixar a cidade em direção à zona rural, fato observado para todas as faixas de instrução e com maior diferença



**Gráfico 5 – Retorno da Migração Urbana-Rural por Faixa de Escolaridade**

**Fonte:** Elaborado pelos autores a partir dos microdados dos Censos de 1991 e 2000 do IBGE

**Nota:** O retorno da migração é definido com a diferença entre as médias do salário-hora predito para o migrante (em logaritmo) e do salário que o trabalhador teria, caso não tivesse migrado.

para os trabalhadores com nível superior de ensino. Isso é condizente com o maior retorno obtido pelo migrante rural-urbano em 1995-2000, ou seja, a compensação aqui seria positiva em função da redução do nível de utilidade.

#### 4.5 – Testando a Robustez dos Resultados

Em estudo recente, Somik; Selod e Shalizi (2006) fazem uma revisão do estado atual da literatura e discutem as implicações de políticas econômicas das principais teorias da migração, assim como ressaltam as limitações dos instrumentais empíricos na verificação das relações teóricas. Uma questão central que fragiliza os resultados dos modelos microfundamentados na heterogeneidade individual é a desconsideração da inter-relação entre migração e desemprego urbano, destacada por Harris e Todaro (1970). Em verdade, deve-se reconhecer que, à medida que os resultados até aqui obtidos não consideram as diferentes taxas de desemprego entre o meio rural e o urbano, pode haver uma sobre-estimação dos retornos à migração rural-urbana, caso a probabilidade de se estar desempregado tenha sido maior nos centros urbanos.

A tentativa de incluir variáveis de taxa desemprego na especificação probit não é uma estratégia conveniente, pois atribuiria o mesmo peso a pessoas heterogêneas que residem na mesma localidade. Dessa forma, procurou-se seguir outra estratégia para testar a robustez dos resultados frente à probabilidade de o indivíduo conseguir emprego no meio urbano.

O procedimento adotado pode ser separado em dois estágios. Inicialmente, consideraram-se na amostra apenas os migrantes e não-migrantes com idade entre 18 e 70 anos que se encontravam empregados ou desempregados<sup>14</sup>. Dado que atributos como motivação, entusiasmo, empreendedorismo, ambição etc. influenciam tanto a probabilidade de o indivíduo obter emprego quanto a decisão de migrar, entretanto, não podem ser diretamente observados, os indivíduos estariam auto-selecionados. Usou-se o modelo probit bivariado para corrigir vieses causados pela seletividade e estimar a probabilidade de cada pessoa de encontrar emprego na cidade condicional à migração rural-urbana, controlando-a por fatores que influenciam o custo de procura de trabalho e a mobilidade regional<sup>15</sup>.

No segundo estágio, os indivíduos desempregados (com renda nula) foram eliminados da amostra inicial para a re-estimação do modelo *mover-stayer* conforme as equações (5), (6) e (7). Utilizaram-se as equações (9) e (11) para fazer previsões sobre os retornos da migração, entretanto, esses valores foram ponderados pela probabilidade individual de obter emprego no espaço urbano, já calculada no primeiro estágio. Assim, calcularam-se

<sup>14</sup> Consideraram-se como desempregados os indivíduos em idade ativa e que tomaram alguma providência para obter emprego no período de referência do Censo.

<sup>15</sup> Usaram-se os mesmos argumentos presentes na equação (4).

os retornos esperados, isto é, seguindo a intuição no modelo de Harris e Todaro (1970).

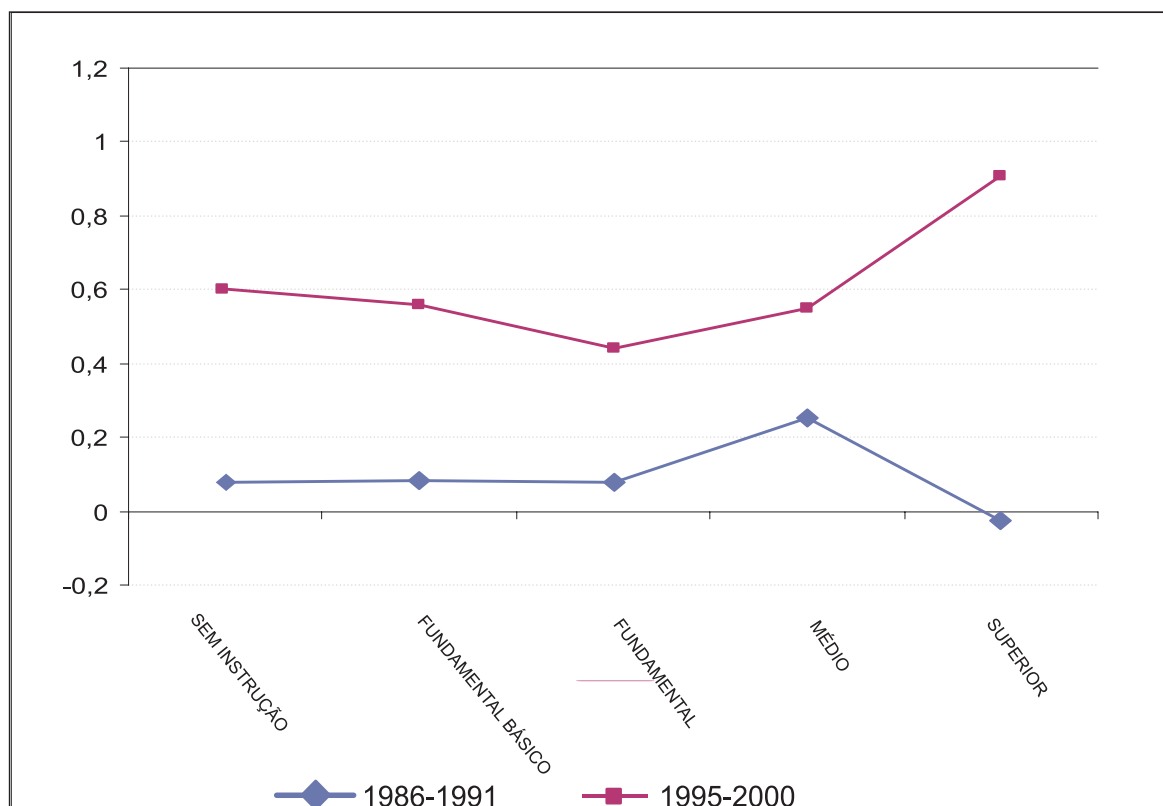
Os resultados obtidos em primeiro estágio pelo modelo probit bivariado, usando os dados do Censo 2000, estão registrados na Tabela A.2 do apêndice. Chama a atenção o coeficiente de autocorrelação entre os erros ( $\rho$ ) das equações de probabilidade separadas, que é negativo e estatisticamente significativo a 5%, indicando auto-seleção dos indivíduos e que o modelo bivariado é apropriado.

Quanto aos efeitos marginais sobre a probabilidade conjunta de migrar e obter emprego, os resultados mostram que, para as pessoas de maior idade, do sexo masculino e de família grande, os custos de migração e procura de emprego são mais altos. As mulheres casadas ou os indivíduos casados e com filhos também são menos propensos a migrar e obter emprego. Por outro lado, os chefes de família e pessoas casadas têm sua chance de migração/emprego aumentada. A educação é uma variável-chave. Em relação aos não-instruídos, observa-se que o indivíduo com nível superior tem sua probabilidade conjunta de migrar e encontrar emprego

incrementada em 10,3%. As variáveis regionais indicam que, em comparação à Bahia, apenas os indivíduos procedentes do meio rural dos Estados de Alagoas, Maranhão e Pernambuco têm uma maior chance de achar trabalho nas cidades. Para as pessoas oriundas de municípios costeiros, a probabilidade de emprego também é maior.

O Gráfico 6 apresenta os retornos da migração rural-urbana ponderados pelas probabilidades individuais de emprego para os dois períodos em estudo e segundo as faixas de educação dos trabalhadores.

Ao se comparar o Gráfico 6 com o Gráfico 4b, constata-se que os resultados não se diferenciam qualitativamente, embora seja confirmada a sobre-estimação apontada anteriormente. As diferenças de retorno esperado diminuíram entre os períodos, sobretudo para os migrantes com instrução fundamental ou média. A predominância de retornos positivos à educação confirma a predição da teoria do capital humano, na qual os indivíduos decidem migrar segundo a arbitragem de rendimentos esperados.



**Gráfico 6 – Retorno Esperado da Migração Rural-Urbana por Faixa de Escolaridade (Mover-Stayer: Corrigido Pela Probabilidade de Emprego)**

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados dos Censos de 1991 e 2000 do IBGE

Nota: O retorno esperado da migração é definido com a diferença entre as médias do salário-hora predito para o migrante (em logaritmo) e do salário que o trabalhador teria caso não tivesse migrado, ponderada pela probabilidade individual de emprego.



## 5 – CONCLUSÃO

Dois foram os objetivos deste trabalho. Primeiro, procurou-se obter evidências a respeito da consistência entre a migração rural-urbana no Nordeste do Brasil e a teoria do capital humano. Adicionalmente, estimou-se o retorno econômico da migração rural-urbana, considerando-se explicitamente a auto-seleção da condição migrante/não-migrante.

Neste sentido, a estimação das equações simultâneas do modelo *mover-stayer*, permitindo corrigir vieses de auto-seleção da amostra, gerou resultados que apontam os indivíduos com nível superior, jovens e/ou do sexo feminino como mais propensos a deixarem o espaço rural em direção ao meio urbano. Foi apurado que a probabilidade de migrar também aumenta significativamente se os trabalhadores residem na zona rural de Estados relativamente pobres, como Maranhão, Alagoas, Pernambuco e Paraíba.

Os resultados econométricos também evidenciaram que o retorno econômico da migração rural-urbana no Nordeste é, em geral, positivo para todos os graus de instrução dos trabalhadores, ou seja, a migração foi, em média, uma estratégia vantajosa para os indivíduos que deixaram a zona rural. Assim, foi observado que os migrantes arbitraram com base nas diferenças de retorno esperado entre os setores, conforme prediz a abordagem do capital humano. Os maiores ganhos salariais foram atribuídos aos migrantes com nível médio e superior de escolaridade, principalmente no período de 1995-2000. Tal resultado é consistente com as evidências sobre a intensificação da complementaridade entre capital e mão-de-obra no Brasil durante a década de 1990 (MACHADO; MOREIRA, 2001; MENEZES FILHO; RODRIGUES, 2003). Portanto, os ganhos de produtividade da mão-de-obra no meio urbano seriam consideráveis, dada a possível escassez de tecnologia intensiva em trabalho no espaço rural. Tais resultados revelaram-se robustos à consideração dos diferenciais de desemprego entre os dois meios.

Por fim, também foram encontradas evidências que favorecem a explicação das diferenças de retorno da migração no tempo em função do aumento das densidades urbanas e heterogeneidade de educação entre os grupos que migraram em cada período.

Tais evidências indicam que a migração rural-urbana no Nordeste pode ser explicada pela ótica do capital humano e da heterogeneidade individual. Desta forma, políticas públicas que atuem na prevenção da migração rural-urbana podem gerar efeitos distorcidos, dado que

não seriam condizentes com as oportunidades de ganhos individuais gerados pela mobilidade inter-setorial. Ao contrário, os resultados empíricos apontam para medidas acomodatórias, ou seja, mecanismos políticos que reduzam os custos econômicos e sociais dos migrantes e facilitem a inserção desse contingente no mercado de trabalho, acesso aos serviços públicos e moradia (SOMIK; SELOD; SHALIZI, 2006). A melhoria da qualidade e condições de ensino no meio rural, assim como do acesso ao crédito podem ser canais para estimular a arbitragem de um número maior de indivíduos, favorecendo, no longo prazo, a correção das desigualdades regionais.

Devem-se ressaltar, porém, algumas limitações. Primeiro, a desconsideração da emigração rural para fora do Nordeste é uma limitação clara do estudo. Segundo, não se foi conclusivo quanto às razões para elevação do retorno econômico à migração entre os períodos considerados. Portanto, fica como sugestão a elaboração de pesquisas futuras que contemplem esses aspectos e simulem os rebatimentos da migração rural-urbana sobre a urbanização e qualidade de vida nas cidades nordestinas.

## Abstract:

This paper analyzes the economics returns of rural-urban migration in Northeast of Brazil following the human capital approach and individual heterogeneity. Based in Census data of 1991 and 2000, we estimate the returns of migration taking account possible bias of sample selectivity and individual probabilities of finding job in urban sector. The results showed that the migrants are positively selected in age and education. According with positive returns, the rural-urban migration can be explained by human capital theory and by individuals attributes. These findings suggest the application of public policies which minimize migration costs and/or perform more quality and infrastructure to rural education that stimulate other people to move in long run.

## Key words:

Rural-urban migration; Northeast; Expected returns.

## REFERÊNCIAS

BORJAS, G. Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*, v. 77, p. 531-553, Sept. 1987.

- CHAVES, R. L. Um exame dos determinantes das migrações rural-urbanas no Brasil. **Cadernos de Ciência e Tecnologia**, Brasília, DF, v. 12, n. 1/3, p. 55-67, 1995.
- CHISWICK, B. Are immigrants favorably self-selected? **American Economic Review**, v. 89, p. 181-185, May 1999.
- FIESS, N. M.; VERNER, D. Migration and human capital in Brazil during 1990s. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3093, p. 1-39, July 2003.
- HARRIS, R. J.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. 60, n. 1, p. 126-142, 1970.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153-161, 1979.
- LOKSHIN, M.; SAJAIA, Z. Maximum-likelihood estimation of endogenous switching regression models. **Stata Journal**, v. 4, n. 3, p. 282-289, 2004.
- MADDALA, G. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. In: **Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- MACHADO, A. F.; MOREIRA, M. M. Os impactos da abertura comercial sobre a remuneração relativa do trabalho no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 5, n. 3, p. 491-517, jul./set. 2001.
- MENEZES FILHO, N. A.; RODRIGUES, M. J. Tecnologia e demanda por qualificação na indústria brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v. 3, n. 57, p. 569-603, 2003.
- MINCER, J. Family migrations decisions. **Journal of Political Economy**, v. 86, n. 5, p. 749-773, Oct. 1978.
- MINCER, J.; POLACHEK, S. W. Family investment in human capital: earnings of women. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 2, p. 76-108, 1974.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 2005. Rio de Janeiro: IBGE, 2006.
- POLACHEK, S. W.; HORVATH, F. W. A life cycle approach to migration: analysis of the perspicacious peregrinator. In: EHRENBERG, R. (Org.). **Research in labour economics**, JAI Press, 1977. p. 103-149.
- RIADH, B.J.; HASSEN, M. Rural-urban migration and self-selection in Tunisia. **Papers in Regional Science**, v. 77, n. 4, p.347-360, 1998.
- SANTOS JÚNIOR, E. R. **Migração e seleção**: o caso do Brasil. 2002. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-graduação em Economia-EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.
- SCHADY, N. R. Convexity and sheepskin effects in the human and capital earnings function: recent evidence for Filipino men. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, n. 2, p. 171-196, 2003.
- SJAASTAD, L. The costs and returns of human migration. **Journal of Political Economy**, v. 70, n. 5, p. 80-93, oct. 1962.
- SOMIK, V.L.; SELOD, H.; SHALIZI, Z. Rural-urban migration in developing countries: a survey of theoretical predictions and empirical findings. **World Bank Policy Research Working Paper**, n. 3915, p. 1-63, May 2006.
- WOOD, A. **North-South trade, employment and inequality**: changing fortunes in a skill-driven World. Clarendon: Oxford University Press, 1994.
- YAP, L.Y.L. Rural-urban migration and urban underemployment in Brazil. **Journal of Development Economics**, n. 3, p.227-243, 1976.

---

Recebido para publicação em 22.08.2007

# APÊNDICE

**Tabela A.1 – Descrição das Variáveis**

<b>Pessoais</b>	
SEXO	Variável dummy: 1-masculino; 0-feminino (omitida)
IDADE	Idade do indivíduo em anos; para os migrantes é idade do indivíduo na data de migração (controlada pelo tempo de residência no município)
IDADE2	Idade do indivíduo ao quadrado (ajustada pela média)
RAÇA	Variável dummy: 1- indivíduo declarou ser branco; 0-não-branco (omitida)
<b>Educação</b>	
SEM INSTRUÇÃO	Indivíduo sem instrução ou menos de um ano de estudo (omitida)
FUND1	Variável dummy: 1- indivíduo tem entre 1 e 4 anos de estudo (fundamental elementar); 0 caso contrário
FUND2	Variável dummy: 1- indivíduo tem entre 5 e 10 anos de estudo (fundamental); 0 caso contrário
MEDIO	Variável dummy: 1- indivíduo tem entre 11 e 14 anos de estudo (médio); 0 caso contrário
SUP	Variável dummy: 1- indivíduo tem ao menos de 15 anos de estudo (superior); 0 caso contrário
<b>Emprego</b>	
OUTROS	Indivíduo trabalha em outros setores (omitida) – caso contrário
AGRO	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha do setor agrícola ou agropecuário; 0 caso contrário
IND	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha no setor industrial; 0 caso contrário
SERVC	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha no setor de serviços; 0 caso contrário
SOCIAL	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha no setor de prestação de serviços sociais; 0 caso contrário
ADMPUB	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha no setor de administração pública; 0 caso contrário
TRABFORM	Variável dummy: 1- indivíduo trabalha com carteira assinada; 0 caso contrário (omitida)
<b>Família</b>	
TAMFAM	Número de membros da família que residem no mesmo domicílio que o indivíduo
CHEFE	Variável dummy: 1- indivíduo responsável pela família; 0 caso contrário (omitida)
CASADO	Variável dummy: 1-se o indivíduo é casado ou vive em companhia de cônjuge; 0 caso contrário (omitida)
CASADAMUL	Variável dummy: 1- - se o indivíduo é mulher e casada ou vive em companhia de cônjuge; 0 caso contrário (omitida)
CASADOFIL	Variável dummy: 1- se o indivíduo tem filhos e é casado ou vive com cônjuge; 0 caso contrário (omitida)
<b>Localização municipal</b>	
DLITORAL95	Variável dummy: 1- indivíduo residia em município costeiro em 1995; 0 caso contrário (omitida)
DLITORAL	Variável dummy: 1- indivíduo residia em município costeiro em 2000; 0 caso contrário (omitida)
DCAPITAL	Variável dummy: 1- indivíduo residia em capital de estado em 2000; 0 caso contrário (omitida)
<b>Localização estadual</b>	
MA	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Maranhão em 2000; 0 caso contrário
PI	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Piauí em 2000; 0 caso contrário
CE	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Ceará em 2000; 0 caso contrário
RN	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Rio Grande do Norte em 2000; 0 caso contrário
PB	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia na Paraíba em 2000; 0 caso contrário
PE	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Pernambuco em 2000; 0 caso contrário
AL	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Alagoas em 2000 ; 0 caso contrário
SE	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Sergipe em 2000; 0 caso contrário
BA	se o indivíduo residia na Bahia em 2000 (omitida) – caso contrário
MA95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Maranhão em 1995; 0 caso contrário
PI95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Piauí em 1995; 0 caso contrário
CE95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Ceará em 1995; 0 caso contrário
RN95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia no Rio Grande do Norte em 1995; 0 caso contrário
PB95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia na Paraíba em 1995; 0 caso contrário
PE95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Pernambuco em 1995; 0 caso contrário
AL95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Alagoas em 1995 ; 0 caso contrário
SE95	Variável dummy: 1- se o indivíduo residia em Sergipe em 1995; 0 caso contrário
BA95	se o indivíduo residia na Bahia em 1995 (omitida) – caso contrário

**Fonte:** Microdados do Censo 2000 do IBGE.

**Tabela A.2 – Regressão Bivariada: Probabilidade de Emprego e Migração Rural-Urbana no Nordeste (1995-2000)**

Bivariate probit regression				Number of obs = 516.620			
Log pseudolikelihood = -202.658,96				Wald chi2(40) = 25.214,77			
Wald test of rho=0 : chi2(1) = 1.510,2 Prob > chi2 = 0,0000				Prob > chi2 = 0,0000			
variables	dy/dx	Std. Err	z	P> z	[95%	C.1 ]	X
IDADE	-0,018	0,001	-19,090	0,000	-0,020	-0,016	0,688
SEXO*	-0,001	0,000	-36,460	0,000	-0,001	-0,001	35,176
TAMFAM	-0,003	0,000	-33,240	0,000	-0,003	-0,003	5,726
CHEFE*	0,014	0,001	13,850	0,000	0,012	0,016	0,501
CASADO*	0,011	0,001	12,040	0,000	0,009	0,013	0,650
CASADOMUL*	-0,005	0,002	-2,370	0,018	-0,008	-0,001	0,205
CASADOFIL*	-0,008	0,001	-5,810	0,000	-0,011	-0,005	0,192
FUND1*	0,003	0,001	4,810	0,000	0,001	0,004	0,470
FUND2*	0,015	0,001	17,240	0,000	0,014	0,017	0,138
MEDIO*	0,026	0,002	15,240	0,000	0,022	0,029	0,036
SUP*	0,103	0,011	9,040	0,000	0,081	0,126	0,002
DLITORAL95*	0,005	0,001	5,880	0,000	0,003	0,006	0,086
MA95*	0,006	0,001	7,620	0,000	0,005	0,008	0,123
PI95*	-0,012	0,001	-17,190	0,000	-0,013	-0,011	0,085
CE95*	-0,002	0,001	-2,740	0,006	-0,003	-0,001	0,129
RN95*	-0,003	0,001	-3,100	0,002	-0,005	-0,001	0,052
PB95*	-0,004	0,001	-4,880	0,000	-0,005	-0,002	0,085
PE95*	0,004	0,001	5,480	0,000	0,003	0,006	0,131
AL95*	0,019	0,001	14,700	0,000	0,016	0,021	0,056
SE95*	-0,005	0,001	-5,050	0,000	-0,007	-0,003	0,037
$\rho$	-0,220	0,005			-0,230	-0,209	

**Fonte:** Microdados do Censo 2000 do IBGE.

**Notas:** \* dy/dx é o efeito marginal de uma mudança na variável dummy de 0 para 1, e z e  $P > |z|$  testa a hipótese nula de valor zero para os coeficientes. Desvios-padrão robustos à heterocedasticidade.