

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

WELLINGTON RIBEIRO JUSTO

**MIGRAÇÃO INTER-REGIONAL NO BRASIL: DETERMINANTES E PERFIL DO
MIGRANTE BRASILEIRO NO PERÍODO 1980-2000**

**RECIFE
(2006)**

WELLINGTON RIBEIRO JUSTO

**MIGRAÇÃO INTER-REGIONAL NO BRASIL: DETERMINANTES E PERFIL DO
MIGRANTE BRASILEIRO NO PERÍODO 1980-2000**

Tese apresentada ao Programa de Doutorado em Economia da Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-graduação em economia - PIMES como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Doutor em Economia.

**RECIFE
(2006)**

Justo, Wellington Ribeiro

Migração inter-regional no Brasil : determinantes e perfil do migrante brasileiro no período 1980-2000 / Wellington Ribeiro Justo. – Recife : O Autor, 2006.

185 folhas : fig. e tab.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA. Economia, 2006.

Inclui bibliografia, apêndice.

1. Migração interna - Brasil. 2. Migração - Brasil. I.
Título.

314.72
304.8

CDU (1997)
CDD (22.ed.)

UFPE
CSA2007-028

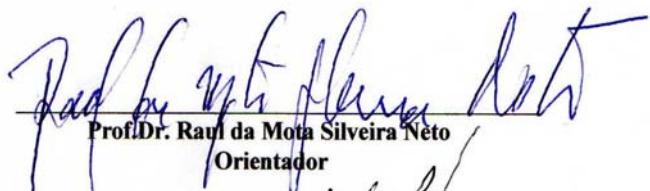
UNIVERSIDADE FEDERAL PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES – PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

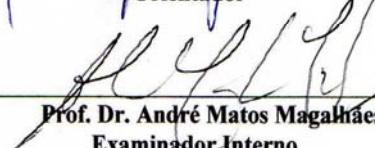
PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO
EM ECONOMIA DE

WELLINGTON RIBEIRO JUSTO

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Wellington Ribeiro Justo **APROVADO**.

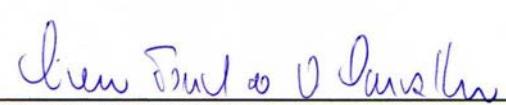
Recife, 21/11/2006.


Prof. Dr. Raul da Mota Silveira Neto
Orientador


Prof. Dr. André Matos Magalhães
Examinador Interno


Profª Dra. Tatiane Almeida de Menezes
Examinador Interno


Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Examinador Externo/USP/SP


Prof. Dr. Cícero Péricles de Oliveira Carvalho
Examinador Externo/UFAL/AL

A DEUS pelo dom da vida.

Ao meu pai *in memorian* que infelizmente partiu antes que eu chegasse à etapa final deste curso, mas que foi um exemplo ao conseguir formar os dez filhos.

RESUMO

A partir dos microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, o trabalho descreve os padrões de migração em várias dimensões: inter-regional, interestadual, rural-urbano e urbano-urbano. Em termos da migração interestadual, Minas Gerais é o estado com maior participação relativa na emissão de migrantes, embora, a participação diminua ao longo do período analisado. Em uma outra dimensão da migração a migração inter-regional, os resultados apontam para um aumento no estoque líquido negativo de migrantes do Nordeste para as demais regiões brasileiras, passando de pouco mais de 4 milhões em 1980 para mais de 8 milhões em 2000. Neste mesmo período, a região Sul passa de um saldo líquido positivo de mais de 200 mil migrantes para um saldo líquido negativo de mais de hum milhão e duzentos mil migrantes. No que se refere à migração rural-urbana, destaca-se o Nordeste, como fonte emissora principal deste tipo de migração, embora haja uma tendência de diminuição deste fluxo ao longo do tempo, não somente oriundo do Nordeste, mas de todas as regiões brasileiras. Buscou-se, também, fornecer evidências a respeito dos determinantes dos fluxos migratórios procurando explorar duas dimensões pouco enfatizadas por estudos sobre fluxos migratórios no Brasil: a importância da incerteza quanto à renda na decisão de migrar e a importância de características do mercado de trabalho. Nesse sentido, buscou-se, sempre com base nos microdados dos Censos, ressaltar a importância da variável renda esperada (renda ponderada pela possibilidade de conseguir emprego), o efeito da distância e população (através da matriz de transformação espacial). Os resultados obtidos a partir de dados em painel e de uma transformação espacial das variáveis indicam que o controle espacial é fundamental para apreender o efeito das variáveis sobre o fluxo migratório. Ainda tendo como base os microdados censitários, o trabalho fornece evidências a respeito do perfil do migrante interno brasileiro de acordo com a região de destino. Através da estimativa de um modelo logit multinomial para a decisão de migração e de escolha do destino, os resultados permitiram apontar as diferenças entre migrantes e não-migrantes e entre os próprios migrantes de acordo com a região de destino para todos os anos censitários. Entre as evidências obtidas mostra-se que qualquer que seja a região de destino e o período de migração entre 1980 e 2000, o migrante brasileiro apresenta perfil distinto daquele do não-migrante: é mais escolarizado, mais jovem sobretudo do sexo masculino e provém com maior probabilidade de UF em condição social relativamente precária. Enquanto no período 1980 -1991, há elevação das diferenças entre migrantes de acordo com a região de destino, entre 1991 e 2000, os migrantes tornam-se regionalmente mais semelhantes. Por fim, novamente utilizando-se os microdados censitários, o trabalho procurou testar se os migrantes brasileiros formam um grupo positivamente selecionado (ou seja, em média mais apto, empreendedor, motivado e ambicioso que o grupo dos não-migrantes). Os resultados permitem apontar que há, em média, uma diferença de renda favorável aos migrantes em relação aos não-migrantes que moram nos estados que os recebem, assim como em relação aos não-migrantes dos seus estados de origem, mesmo quando controlados por uma série de variáveis importantes na determinação da renda. Desta forma, os resultados sugerem que os migrantes brasileiros constituem um grupo positivamente selecionado.

Palavras-Chave: migração, *logit* multinomial, seleção de migrantes, perfil do migrante.

ABSTRACT

Based on the micro data of the Brazilian Demographic Census of 1980, 1991 and 2000, the work describes the standards of Brazilian migration in several dimensions: inter-regional, interstate, agricultural-urban and urban-urban. In terms of the interstate migration, Minas Gerais is the state with the largest relative participation in the emission of migrants; even so, its participation decreased throughout the analyzed period. As regards the inter-regional migration, the results point to an increase in the Northeast region negative net supply of migrants to the other Brazilian regions, rising from little more than four million in 1980 to more than eight million in 2000. In this same period, the South region has jumped from a positive net balance of two hundred thousand migrants to a negative net balance of over one million two hundred thousand migrants. As for the agricultural-urban migration, the Northeast region is noted as the main source of this type of migration. Even so there has been a trend in the reduction of this migration throughout the period, not only from the Northeast but also from all the Brazilian regions. The work also attempts to provide evidence regarding the determinants of the migratory flows, by seeking to explore two dimensions little considered in previous studies on migratory flows in Brazil: the importance of the uncertainty of income in the decision of migration and the importance of characteristics of the labor market. In this respect, the work has attempted, always on the basis of the micro data of the Census, to stress the importance of the variable expected income (income weighted by the possibility of obtaining a job), the effect of distance and population (through the matrix of spatial transformation). The results obtained from panel data and from a spatial transformation of the variables indicate that the spatial control is fundamental in constraining the effect of the variable on the migratory flow. Based on the micro data of the Census, the work also provides evidence regarding the profile of the Brazilian internal migrants according to the destination region. Through the estimation of a multinomial logit model for the decision of migration and the choice of the destination, the results allow us to point out the differences between migrants and non-migrants, and amongst the migrants themselves, according to the region of destination for every year in the Census. The results reveal that in any region of destination and for the period of migration between 1980 and 2000, the Brazilian migrants present distinct profiles from that of the non-migrants: better educated, younger and predominantly male, and there is a high probability that they come from units of the federation with relatively precarious social conditions. Whilst between 1980 and 1991, there is an increase in the differences between migrants according to the destination region, between 1991 and 2000; the migrants become regionally more similar. Finally, again using the census micro data, the work tries to test whether the Brazilian migrants form a positively selected group (that is, on average more skilled, entrepreneurial, motivated and ambitious than the non-migrant group). The results allow us to conclude that there is, on average, a difference of income favorable to the migrants in relation to the non-migrants that live in the states that receive them, as well as in relation to the non-migrants of their states of origin, even taking into account a series of important variables determining the income. In this way, the results suggest that the Brazilian migrants constitute a positively selected group.

Key-words: migration, *logit* multinomial model, selection of migrants, migrant characteristics.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Prof. Raul da Mota Silveira Neto, por todas as sugestões e correções que ajudaram a lapidar este trabalho e ainda pela orientação exemplar, na forma de cobrança, no zelo pelo rigor dos trabalhos, na agilidade da entrega das correções e sugestões.

Aos Funcionários e professores do Programa de Doutorado em Economia – PIMES, especialmente aos professores das disciplinas cursadas.

A CAPES pelo apoio financeiro através da bolsa de estudo.

A Universidade Regional do Cariri – URCA, pela liberação das atividades acadêmicas.

Aos meus colegas de Pós-graduação, pelo engrandecimento dos estudos em grupo, especialmente nos primeiros anos do curso e posteriormente pela convivência tendo a amizade de muitos tendo ultrapassado os limites do curso, em especial a Paulo, Magno, Liedje, Adriano Firmino, Adriano Paixão, Rodrigo e Luiz Honorato.

A toda a minha família pela cobrança, incentivo e apoio em especial aos meus pais e meu irmão George.

A minha esposa Carla Patrícia, pelo apoio e incentivo, mesmo sentindo a ausência de uma maior dedicação à família, as minhas filhas Ana Carla e Amanda Caroline, especialmente Ana Carla que sentiu mais de perto a necessidade e o esforço de lutar pelos objetivos.

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (1980)	40
Tabela 3.2 - Atração de Migrantes Por Unidades da Federação (1980)	43
Tabela 3.3 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (1991)	44
Tabela 3.4 - Atração de Migrantes Por Unidade da Federação (1991)	45
Tabela 3.5 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (2000)	48
Tabela 3.6 - Atração de Migrantes Por Unidades da Federação (2000)	49
Tabela 3.7 - Migração Inter-regional Rural-Urbana (1975-1980)	56
Tabela 3.8 - Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1975-1980)	57
Tabela 3.9 - Migração Inter-regional Rural-Urbana (1986-1991)	59
Tabela 3.10 -Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1986-1991)	60
Tabela 3.11 -Migração Inter-regional Rural-Urbana (1995-2000)	62
Tabela 3.12 -Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1995-2000)	63
Tabela 3.13 -Composição da Emissão Inter-regional de Migrantes no Brasil: 1980-2000	65
Tabela 3.14 -Composição da Atração Inter-regional de Migrantes no Brasil: 1980-2000	67
Tabela 4.1 - Renda <i>Per Capita</i> Estadual: 1980, 1991 e 2000	78
Tabela 4.2 - Taxa de Desemprego Brasil, Estados e Regiões: 1980, 1991 e 2000	81
Tabela 4.3 - Renda Esperada: Brasil, Regiões e Estados: 1980, 1991 e 2000	85
Tabela 4.4 - Resultados das Regressões – Variável Dependente: Taxa Líquida de Migração ...	90
Tabela 4.5 - Resultados das Regressões – Variável Dependente: Taxa Líquida de Migração ...	93
Tabela 4.6 - Elasticidade (Renda/Renda Esperada) da Taxa Líquida de Migração	94
Tabela 5.1 - Distribuições de migrantes segundo regiões de destino e de não-migrantes por características pessoais e características locais da UF de origem (%) – 1980	101
Tabela 5.2 - Estimação do Modelo Logit: Migrar ou Não-Migrar	108
Tabela 5.3 - Migração Interregional no Brasil: 1980, 1991 e 2000	114
Tabela 5.4 - Modelo <i>Logit</i> Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 1980	115
Tabela 5.5 - Modelo <i>Logit</i> Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 1991	119
Tabela 5.6 - Modelo <i>Logit</i> Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 2000	122
Tabela 6.1 - Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -1980	128
Tabela 6.2 - Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -1991	131
Tabela 6.2 - Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -2000	134
Tabela 6.4 - Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Estado de Destino – 2000	136
Tabela 6.5 - Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV), em R\$ de Setembro de 2004, Por Estado de Origem e Destino e Escolaridade: Brasil – 2000	138
Tabela 6.6 - Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV), em R\$ de Setembro de 2004, Por Estado de Origem, Destino e Idade: Brasil – 2000	140
Tabela 6.7 - Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980	144
Tabela 6.8 - Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991	147
Tabela 6.9 - Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000	150

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1: Resposta à Migração de Grupos de Migrantes com Diferentes Níveis de Qualificação.....	30
Figura 3.1 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional no Brasil: 1980	51
Figura 3.2 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional: 1991	52
Figura 3.3 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional: 2000	54
Figura 3.4 - Migração Rural-Urbana Inter-regional no Brasil: (1975-1980)	55
Figura 3.5 - Migração Inter-regional Urbana-Urbana no Brasil: (1975-1980)	57
Figura 3.6 - Migração Inter-regional Rural-Urbana no Brasil: (1986-1991)	58
Figura 3.7 - Migração Inter-regional Urbana-Urbana no Brasil: (1986-1991)	60
Figura 3.8 - Migração Rural-Urbana Inter-regional no Brasil: (1995-2000)	61
Figura 3.9 - Migração Urbana-Urbana Inter-regional no Brasil: (1995-2000)	63
Figura 3.10- Composição da Emissão Inter-Regional de Migrantes no Brasil: Urbana-Urbana; Rural-Urbana: 1980-2000	66
Figura 3.11- Composição da Atração Inter-Regional de Migrantes no Brasil: Urbana-Urbana; Rural-Urbana: 1980-2000	68
Figura 4.1 - Renda <i>Per Capita</i> * do Brasil e Regiões: 1980, 1991 e 2000	77
Figura 4.2 - Taxa de Desemprego em (%): Brasil e Regiões (1980, 1991 e 2000)	79
Figura 4.3 - Saldo Migratório Interestadual (Entrada-Saída): 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000	81
Figura 4.4 - Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1975-1980	86
Figura 4.5 - Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1986-1991	87
Figura 4.6- Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1995-2000	88

SUMÁRIO

RESUMO	vi
ABSTRACT	vii
LISTA DE TABELAS	viii
LISTA DE FIGURAS	ix
1. INTRODUÇÃO	11
2. MIGRAÇÃO E TEORIA ECONÔMICA	18
2.1. Introdução	18
2.2. O Modelo de Harris -Todaro (1970)	19
2.3. O Modelo de Chiswick (1999)	23
2.4. O Modelo de Borjas (1987)	26
2.5. O Modelo de Katz e Stark (1987)	29
2.6. O Modelo de Heitmueller (2003)	32
2.7. Considerações Finais	36
3. PADRÕES DE MIGRAÇÃO INTERNA NO BRASIL	38
3.1. Introdução	38
3.2. Migração Interestadual no Brasil	39
3.3. Migração Inter-regional no Brasil	50
3.4. Migração Rural-Urbana e Urbana-Urbana	54
3.5. Conclusões	69
4. DETERMINANTES DA MIGRAÇÃO INTERESTADUAL NO BRASIL: 1980-2000	71
4.1. Introdução	71
4.2. Migração: Aspectos Teóricos e Evidências Para o Brasil:	72
4.3. Migração: Modelo Capital Humano com Condicionamento Espacial	74
4.4. Determinantes da Migração	76
4.5. Conclusões	95
5. O PROCESSO DE DECISÃO DE MIGRAÇÃO	97
5.1. Introdução	97
5.2. Aspectos Teóricos e Empíricos da Decisão de Migração: O Papel das Características Pessoais e Familiares	98
5.2.1. Dados e Variáveis Explicativas	100
5.2.2. Evidências Econométricas	106
5.3. A Decisão de Migração e a Escolha do Destino	111
5.3.1. O Modelo <i>Logit</i> Multinomial	111
5.3.2. Resultados Empíricos	113
5.4. Considerações Finais	124
6. MIGRAÇÃO E SELEÇÃO: Evidências Para o Brasil	126
6.1. Introdução	126
6.2. Evidências Iniciais Sobre o Perfil e Seleção Positiva do Migrante Interno Brasileiro	127
6.3. Evidências Econométricas Sobre o Perfil e Seleção do Migrante	140
6.3.1. Evidências Econométricas para o Brasil (1980, 1991 e 2000)	143
6.3.2. Evidências Econométricas para as Macroregiões Brasileiras	151
6.4. Considerações Finais	154
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	155
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	159
APÊNDICE	165

1. INTRODUÇÃO

O Brasil é um país de dimensões continentais e com distribuição irregular dos recursos naturais entre as regiões, fato que, aliada à forma de ocupação do seu território desde a época do seu descobrimento, tem possibilitado uma heterogeneidade espacial da sua economia.

Na verdade, por razões históricas, a forma de ocupação do território brasileiro foi configurada por ciclos primários-exportadores, cada um ocupando determinada região e com vínculos comerciais escassos entre si. Esta forma de atividade e de ocupação do espaço possibilitou a criação de um quadro de desigualdades sociais e regionais no Brasil com a concentração da atividade econômica que, juntamente com a estrutura agrária, levou a um excedente populacional no campo, apontando para movimentos migratórios.

Os movimentos migratórios, enquanto mecanismo de ajustamento dos diferenciais de rendas entre as unidades geográficas, atuam no sentido de aumentar a eficiência produtiva da força de trabalho. Os trabalhadores se movem em direção às regiões que propiciam melhores oportunidades, permitindo alcançar maiores níveis de satisfação, o que possibilita, sob certas condições, a eliminação dos diferenciais regionais de salários, ou ao menos, de bem-estar.

A reorganização da população brasileira no espaço ocorreu mediante duas dimensões complementares: a inter-regional e a rural-urbana. Forças centrífugas atuavam no sentido da expansão das fronteiras agrícolas e forças centrípetas atuavam no sentido de concentração em grandes aglomerados urbanos ocasionando a criação de distintos desenvolvimentos regionais até os anos 70 do século passado. A década de 70 é marcada pelo declínio das fronteiras agrícolas enquanto áreas de concentração e fixação da população, ao passo que, forças centrípetas atuaram mais fortemente no sentido de concentração de população nas áreas metropolitanas. (Pacheco e Patarra, 1997).

A concentração da atividade econômica, aliada a um excedente populacional decorrente, em parte, da estrutura fundiária e de um processo de modernização da agricultura, conjuntamente com a incapacidade das áreas urbanas mais atrasadas de absorver este excedente populacional, caracterizou os fluxos migratórios até a década de 80 do século passado.

A década de 80, caracterizada por marcantes alterações na forma de redistribuição da população brasileira, em especial as mudanças das áreas metropolitanas e das grandes cidades e a tendência de recuperação da perda populacional dos municípios menores, compõem um novo panorama dos fluxos migratórios brasileiros. Nesse sentido, argumentos para análise dos grandes

movimentos populacionais do tipo rural-urbano, ligados à industrialização, portanto respaldados em um contexto histórico específico, perdem força para explicar as novas transformações do processo produtivo e configuração dos espaços e da dinâmica populacional (Antico, 1997).

Do ponto de vista de cenário macroeconômico, a década de 80 apresentou um cenário de presença marcante do governo na economia, seguindo as instabilidades econômicas internacionais, adotando programas de ajuste estrutural para enfrentar desequilíbrios na balança de pagamentos e controlar altas taxas de inflação, que apresentaram importantes implicações com respeito aos fluxos migratórios.

Os anos 80 apontavam para o que viria a ocorrer no Brasil na década de 90, ou seja, baixa capacidade de acomodar tensões sociais e de incorporar o contingente de jovens que entravam anualmente no mercado de trabalho, uma reordenação da ocupação dos espaços frente a uma debilidade das áreas metropolitanas, com movimentos migratórios mais complexos que os padrões clássicos de migração de longas distâncias, ocupação de fronteiras agrícolas e aumento da insegurança social decorrente da incapacidade de reproduzir o padrão de mobilidade até então visto e de reduzir a desigualdade (Pacheco e Patarra, 1977).

Contrapondo-se à conjuntura econômica da década de 80, a década de 90 é marcada pelo fortalecimento do processo de abertura comercial, privatização de estatais, desregulamentação do mercado financeiro, de capitais, de produto e de trabalho que, novamente, parecem ter importantes reflexos nos padrões de migração brasileiro.

O padrão de migração e a magnitude dos fluxos populacionais variam entre os países. Na Rússia, a taxa de migração anual era de 1,5% no período 1989-1999, dentro do grupo étnico “russo”, (Locher, 2002). Na Espanha, segundo Antolin e Bover (1997), considerando apenas migrante masculino entre 18 e 65 anos a taxa de migração era de 0,3% no período 1987-1991. De acordo com Johnson (2003), no período 1997-1998, para os Estados Unidos e a China as taxas de migração anual eram de 1,25% e 0,3%, respectivamente.

No caso brasileiro, uma observação rápida dos números recentes referentes a alguns aspectos dos movimentos migratórios sugere mudanças importantes em diferentes dimensões destes fluxos. Para um período mais recente, com dados do censo demográfico de 2000, o número de brasileiros recenseados que residiam fora dos estados de origem correspondia a 26 milhões, representando um percentual de cerca de 15% da população. Estes números são superiores aos valores obtidos a partir do recenseamento de 1991, que eram, respectivamente, 21,6 milhões e 14,71%. Comparando a taxa de crescimento média geométrica anual da população

brasileira neste período, que foi de 1,65%, percebe-se que a população migrante cresceu ligeiramente acima deste patamar, ou seja, 2,0%, números estes distintos, em magnitude, dos números apresentados por Neto Júnior et. al. (2003) para décadas anteriores e dos padrões internacionais citados anteriormente.

No tocante ao movimento migratório efetuado considerando um período de cinco anos, ou seja, entre 1995 e 2000, foram 5,2 milhões de pessoas, com destaque para os Estados de São Paulo, Bahia e Rio de Janeiro como os que apresentaram os maiores saldos absolutos, sendo os Estados de São Paulo e Rio de Janeiro receptores e Bahia, emissor de migrantes. Todavia, dados do IBGE apontam para recuperação do saldo migratório negativo das Unidades Federações com taxa média geométrica de crescimento anual da população com até 1,5%, no período 1991/2000, enquanto para os estados com a taxa média geométrica de crescimento anual da população entre 1,5% e 3,0%, a tendência foi de declínio. Na categoria com crescimento de mais de 3,0%, que inclui os Estados do Acre, Amazonas, Roraima e Amapá, o saldo quase dobrou.

Desta forma, as evidências recentes permitem perceber que o ritmo dos deslocamentos da população de migrantes tem sido maior que aquele do crescimento da população do país nos anos 90 do século passado. O que apontam para uma possível magnitude diferente dos fluxos migratórios, como sugerido por Neto Júnior et. al. (2003) a partir dos censos demográficos brasileiros para as décadas de 60-70 e 70-80, onde a população migrante cresceu substancialmente mais que a população brasileira.

Um questionamento recorrente nos estudos de migração tem sido os motivos que levam as pessoas a migrarem. Além do tradicional argumento neoclássico de comportamento maximizador de utilidade intertemporal do migrante, outros argumentos têm sido considerados. Forte suporte teórico e empírico existe para relevância de variáveis como idade, educação, raça, status do emprego, pobreza, histórico familiar e a expectativa da renda entre outros. De modo geral, as características pessoais condicionam de forma importante à decisão de migrar. Ao lado destas, atributos locacionais, amenidades naturais e sociais parecem atuar sobre tal decisão.

De fato, também no Brasil os trabalhos existentes sobre migração têm, em sua maioria, concentrado esforços em apontar evidências a respeito dos determinantes dos fluxos migratórios e a resposta a possíveis efeitos da migração nas desigualdades regionais de renda. Nesse sentido destacam-se os trabalhos de Sahota (1968); Yap (1976); Grahan e Holanda Filho (1984); Holanda Filho (1989). Com o enfoque para o papel da migração na convergência de renda, Ferreira (1996); Cançado (1999); Menezes e Ferreira Jr (2003) e Neto Júnior et.al. (2003).

Diferentemente de outros trabalhos sobre migração no Brasil, Ramos e Araújo (1999) fundamentam-se no modelo teórico de Harris-Todaro para explicar os deslocamentos populacionais entre as unidades da federação. Uma inovação do artigo em relação aos demais é incorporar o papel da taxa de desemprego através da esperança de renda, isto é a renda ponderada pela probabilidade de encontrar emprego, como determinante da migração.

A despeito de forte base teórica para considerar a estrutura espacial, uma parte significativa de pesquisas empíricas continua a omitir quaisquer aspectos do espaço, o que pode causar sério viés nas conclusões empíricas (Cushing e Poot, 2004).

Um aspecto da literatura de migração que tem impactado em mudanças metodológicas durante as últimas décadas tem sido a disponibilidade de microdados que, atrelados a avanços computacionais, tem permitido procedimentos de estimação bastante complexos. A análise de microdados tem possibilitado um melhor entendimento do processo de migração, especialmente ao permitir aos pesquisadores contabilizar o papel central das características pessoais e locacionais (Cushing e Poot, 2004).

Ainda que, entendido os determinantes da migração, há uma questão adicional, fundamental para política pública e para o entendimento das disparidades regionais: quem migra? Ou seja, a determinação do perfil do migrante no Brasil. Neste sentido, Santos Júnior (2005), fazendo uso da PNAD de 1999, procurou identificar, através de uma análise mais robusta, se os migrantes formam um grupo que seja em média mais apto, motivado, empreendedor, agressivo e ambicioso, ou seja, selecionado positivamente. Através de uma análise bivariada (controlando por estado de nascimento, estado de residência, idade e educação) e através de análise multivariada, através de regressão múltipla (que controla conjuntamente uma série de variáveis importantes na determinação da renda do trabalho) foi possível mostrar que, de fato, os migrantes no Brasil constituem um grupo positivamente selecionado.

Tendo em vista que estes números apontam para importância de uma análise da migração interna brasileira em uma conjuntura bastante diferente daquelas verificadas em décadas anteriores e diante desta nova realidade conjutural da economia brasileira marcada pela diminuição da participação do governo na economia e com uma maior presença da iniciativa privada em vários setores, é possível que a demanda por mão-de-obra tenha passado por mudanças. As mudanças podem ter ocorrido em termos locacionais ou em termos de valorização de características observáveis, tais como educação e experiência. Mudanças estas que podem ter

levado a um padrão do perfil dos migrantes diferente entre o início das últimas décadas do século passado e o início da primeira década deste século.

Do ponto de vista da oferta de trabalho, a mudança na composição etária da população brasileira tem variado nas últimas décadas, caracterizadas pelo envelhecimento da população. Considerando que na década de 70 do século passado a taxa de fecundidade total das mulheres entre 15 e 49 anos era de 5,76 passando para 2,85 em 1991 e para 2,38 em 2000, de acordo com IBGE (2004), é provável que estas mudanças durante algum tempo sejam, em parte, responsável pela elevação da participação relativa de jovens na população total, com reflexos na oferta de trabalho. É possível, também, que a distribuição da composição da população seja desuniforme entre as regiões brasileiras, com possíveis reflexos na mudança do perfil dos migrantes ao longo das últimas décadas.

Menos abundantes são as evidências disponíveis para o caso brasileiro a respeito das características sócio-econômicas ou perfil do migrante no que diz respeito às características pessoais, de localização e de ocupação. Autores como Sjaastad (1962), Katz e Stark (1985), Chiswick (1999), Borjas (1987), Lucas (1997), Borjas, 2001, Fiess e Verner (2003) argumentam que a decisão de migrar reflete: as diferenças relativas entre as distribuições de renda da economia de origem e a economia de destino, disparidade de informação entre empregador no mercado de trabalho do destino e migrante e características distintivas pessoais do migrante.

Tendo em vista as mudanças ocorridas no cenário macroeconômico do país entre o início da última década do século passado e o início da primeira década deste século, caracterizada pelo baixo crescimento e elevado desemprego, pode-se questionar em que medida os resultados obtidos por Santos Júnior et al (2005) são condicionados por tais características do ambiente econômico. Em decorrência das mudanças ocorridas nos últimos anos na estrutura produtiva brasileira diante de um cenário de maior abertura comercial e exposição à competição externa e da própria mudança estrutura demográfica da população brasileira e na redução dos custos de migração, podem ter ocorrido mudanças no perfil do migrante ou pelo menos aprofundado a seletividade positiva, o que sugere a necessidade da extensão da análise efetuada por Santos Júnior et al (2005) para décadas anteriores e, de forma pioneira para a literatura brasileira, analisar o perfil do migrante de acordo com a região de destino.

Dados do censo demográfico de 2000, por exemplo, apontam para um envelhecimento da população brasileira comparada a décadas anteriores. Esta possível mudança tende a afetar o padrão de migração, uma vez que a probabilidade de migração tende a diminuir com a idade

(Borjas, 1996). Uma exceção é feita com pessoas aposentadas, onde a taxa de migração aumenta ligeiramente depois das pessoas saírem do mercado de trabalho (Plane, 1993).

Haja vista que trabalhos sobre migração brasileria, por exemplo, Fiess e Verner (2003) e Santos Júnior et al (2005), contemplam apenas parte dos fluxos migratórios no Brasil, uma vez que utilizam como fonte de dados básicos as PNADs para buscar evidências sobre a migração no Brasil, é possível uma melhor compreensão da migração no Brasil incorporando outros fluxos interregionais e considerando um período de tempo maior, além de explorar os microdados dos Censos Demográficos, o que possibilitam também, a inclusão de informações sobre a região Norte. Desta forma, a extensão do período de tempo considerado e de mais fluxos migratórios interregionais, possibilita determinar um padrão de migração emergido e averiguar possíveis mudanças intertemporais nos retornos à migração, seja no que diz respeito à magnitude ou no sentido.

Nesse contexto este trabalho tem como objetivos:

- i) a partir dos micro-dados dos censos demográficos de 1980, 1991 e 2000 fornecer evidências a respeito dos determinantes da migração no Brasil;
- ii) também a partir dos micro-dados dos censos demográficos de 1980, 1991 e 2000, pretende-se caracterizar o perfil sócio-econômico (características pessoais, produtivas e de ocupação) do migrante interno brasileiro e possíveis alterações deste ao longo do tempo (1980 e 2000).

Alem desta apresentação, o trabalho contém mais seis capítulos. No segundo, faz-se uma apresentação de cinco modelos teóricos que tratam da migração e que direta ou indiretamente respaldam os modelos empíricos e as discussões nos capítulos seguintes.

O capítulo terceiro traz uma descrição das diversas dimensões da migração interna brasileira notadamente: migração interestadual, migração inter-regional; migração rural-urbana e, finalmente, a migração urbana-urbana.

O quarto capítulo centra esforços na identificação empírica das variáveis que explicam os fluxos migratórios no Brasil, ressaltando a importância da variável renda esperada (renda ponderada pela possibilidade de se conseguir emprego), condicionada pela sua localização, através da atratividade dos vizinhos, fazendo-se uso da técnica de dados em painel.

Ainda tendo como base os microdados censitários, o quinto capítulo, de forma pioneira na literatura sobre migração brasileira, fornece evidências a respeito do perfil do migrante interno brasileiro de acordo com a região de destino. Através da estimação de um modelo *logit* multinomial para a decisão de migração e de escolha do destino é possível apontar as diferenças

entre migrantes e não-migrantes e entre os próprios migrantes de acordo com a região de destino para todos os anos censitários analisados.

Sempre se utilizando os microdados censitários, o que permitiu incorporar informações da Região Norte, no sexto capítulo procurou testar se os migrantes brasileiros formam um grupo positivamente selecionado (ou seja, em média mais apto, empreendedor, motivado e ambicioso que o grupo dos não-migrantes). Os modelos estimados buscaram apontar se há, em média, uma diferença de renda favorável aos migrantes em relação aos não-migrantes que moram nos estados que os recebem, assim como em relação aos não-migrantes dos seus estados de origem, mesmo quando controlados por uma série de variáveis importantes na determinação da renda.

Finalmente no sétimo capítulo são apresentadas as principais conclusões do trabalho.

2. MIGRAÇÃO E TEORIA ECONÔMICA

2.1. Introdução

Embora a migração populacional interna seja um aspecto comum do comportamento humano, o estudo científico sobre este tema é relativamente recente. O artigo de Ravestien (1880) propiciou o primeiro exemplo do que se pode ser chamado de estudo científico da migração interna. A limitação de dados foi certamente um fato desencorajante para o estudo deste tema (Greenwood e Hunt, 2003).

Um dos fenômenos responsáveis por despertar o interesse em estudar a migração como um campo de estudo científico parece ter sido a urbanização. Durante os séculos XIX e XX, não somente nos EUA, mas em vários países, um percentual expressivo da população passou a residir em áreas urbanas. O crescimento urbano foi alimentado pela migração rural-urbana, e em alguns países, pela migração internacional. Uma segunda força social que encorajou o interesse pela pesquisa da migração foi a grande depressão (Greenwood e Hunt, 2003).

Um outro estudo de destaque na história de estudos científicos sobre migração é o trabalho de Thomas (1938). A autora faz um levantamento de estudos científicos sobre o tema em vários países, notadamente nos EUA e no Reino Unido, e dá uma grande contribuição para o estudo científico da migração ao incorporar componentes demográficos na explicação dos fenômenos migratórios. Outra contribuição importante foi o reconhecimento da interação entre características pessoais e geográficas na motivação da migração.

Greenwood e Hunt (2003) apontam que os estudos sobre migração passaram a tomar um aspecto mais formal a partir dos anos 60 do século passado. Anteriormente a maioria dos estudos eram descritivos. Os primeiros trabalhos empíricos utilizando modelagem econométrica utilizaram dados agregados, freqüentemente especificados em um contexto de modelos gravitacionais.

Esfórcos subseqüentes foram feitos para formalizar o fenômeno da migração, bem como para desenvolver modelos empíricos que pudessem testar estes modelos¹.

Mais recentemente, Cushing e Poot (2004)² destacam um outro divisor de águas nos estudos da migração que foi a disponibilidade de microdados, juntamente com avanços

¹ Greenwood e Hunt (2003) apresentam um histórico do desenvolvimento dos modelos empíricos sobre as várias dimensões da migração.

² Os autores fazem um levantamento de temas comuns na pesquisas mais recentes sobre a migração.

computacionais e a maior disseminação dos estudos realizados, que tem proporcionado o desenvolvimento e a aplicação de diversos modelos empíricos sobre migração.

O questionamento fundamental nos estudos de migração tem sido o que levam as pessoas a migrarem. Além do tradicional argumento neoclássico de comportamento maximizador de utilidade intertemporal do migrante, outros argumentos têm sido considerados. Forte suporte teórico e empírico existe para relevância de variáveis como idade, educação, raça, status do emprego, pobreza, histórico familiar e a expectativa da renda, entre outros. De modo geral, as características pessoais condicionam de forma importante a decisão de migrar. Ao lado destas, atributos locacionais, amenidades naturais e sociais parecem atuar sobre tal decisão.

Nesse capítulo, os esforços são centrados na apresentação de cinco entre os diversos modelos teóricos que procuram formalizar a teoria que trata dos movimentos migratórios. A difícil decisão da escolha dos modelos a serem apresentados, entre tantos disponíveis na literatura internacional, segue dois motivos. O primeiro é a relevância dos mesmos, citados em uma parcela significativa da literatura e consagrados como modelos clássicos. O segundo é que, de forma direta ou indireta, os modelos escolhidos respaldarão os modelos empíricos utilizados ao longo dos demais capítulos. Além dessa introdução, na seções seguintes serão apresentados os modelos de Harris e Todaro (1970); Chiswick (1999); Borjas (1987); Katz e Stark (1987) e Heitmueller (2003) e na última seção as considerações finais.

2.2 Modelo de Harris -Todaro (1970)

O modelo de Hariris-Todaro, refere-se a dois artigos seminais presentes em Harris (1969) e Harris-Todaro (1970). Os dois artigos desenvolvem um modelo para explicar a migração rural-urbana, especialmente em países menos desenvolvidos. Por conveniência, aqui será dada atenção ao modelo básico formulado no primeiro artigo, por formular com mais ênfase conceitos que serão utilizados em modelos empíricos de outros capítulos, notadamente, no capítulo 3.

Os autores buscaram formular um modelo de migração rural-urbana, reconhecendo que uma quantidade maior de pessoas desempregadas no meio urbano, certamente afeta a probabilidade do migrante encontrar emprego ao mudar da área rural para áreas urbanas. Outro aspecto do modelo é a incorporação desta probabilidade em uma estrutura analítica que apreenda os determinantes da demanda e oferta de trabalho urbano. Adicionalmente o modelo propicia

uma estrutura que permite analisar impactos de políticas que tenham como objetivo reduzir o desemprego.

No modelo, a decisão de migrar de área rural para área urbana é função de duas variáveis: (1) do diferencial de renda rural-urbano e (2) da probabilidade de obtenção de emprego urbano. O trabalhador deve ponderar a probabilidade de ficar periodicamente desempregado na área urbana e o diferencial de salário favorável.

Para entender a natureza da função oferta a ser utilizado no modelo, faz-se necessário assumir algumas hipóteses:

(1) a mudança percentual na força de trabalho urbana como resultado da migração durante qualquer período é governado pelo diferencial entre o valor presente do salário urbano esperado e o valor presente da renda real rural esperada, ou seja:

$$\frac{\dot{S}}{S}(t) = F \left[\frac{V_u(t) - V_R(t)}{V_R(t)} \right], F' > 0 \quad (2.1)$$

onde, \dot{S} representa a migração rural-urbana líquida; S é a magnitude da força de trabalho urbana; $V_u(t)$ é o valor presente do salário urbano esperado de um trabalhador não qualificado e $V_R(t)$ é o valor presente da renda rural esperada no mesmo horizonte de planejamento;

- (2) o horizonte de planejamento para cada trabalhador é idêntico;
- (3) os custos fixos de migração são idênticos para todos os trabalhadores;
- (4) o fator de desconto é constante no horizonte de planejamento e idêntico para todos os migrantes potenciais.

Uma vez assumidas estas hipóteses, o comportamento do modelo da oferta de trabalho é formulada da seguinte forma:

$$V_R(0) = \int_{t=0}^n Y_R(t) e^{-rt} dt \quad (2.2)$$

onde, $Y_R(t)$ representa a renda líquida esperada no período de base (t), baseada na renda real média de x períodos anteriores; r é o fator de desconto que reflete o grau de preferência temporal do consumo do trabalhador rural não-qualificado típico.

$$V_u(0) = \int_{t=0}^n p(t) Y_u(t) e^{-rt} dt - C(0) \quad (2.3)$$

onde, $Y_u(t)$ representa a renda real urbana líquida no período t ; $C(0)$ é o custo fixo inicial com a migração e a realocação na área urbana e $p(t)$ é a probabilidade de obtenção de emprego no setor moderno, no período (t) .

A característica marcante da equação (2.3) é de que a renda real esperada em qualquer período (t) varia diretamente com $p(t)$, ou seja, com a probabilidade de encontrar um emprego nesse período. Desta forma, é possível imaginar situações nas quais seja positivo o diferencial urbano-rural da renda real $[Y_u(t) - Y_R(t)]$ e negativo $[p(t)Y_u(t) - Y_R(t)]$

Considere, agora, a natureza de $p(t)$. A fim de tornar $p(t)$ uma definição precisa e intuitivamente plausível, faz-se necessário observar o mercado de trabalho urbano e, especificamente, o processo de migração. Por conveniência, a análise será feita considerando o migrante rural típico como o indivíduo que chega à área urbana e se incorpora ao grande contingente de trabalhadores desempregado e sub-empregado existente. Assume a hipótese que a seleção ocorrida a nível deste contingente é aleatória, com uma probabilidade de seleção igual à relação entre as novas oportunidades de emprego e o número de trabalhadores engajados no setor urbano tradicional. Seja $\pi(t)$ a probabilidade de um indivíduo ser selecionado dentro do contingente de trabalhadores do setor urbano tradicional durante o período (t) daí segue-se que:

$$p(0) = \pi(0) \text{ e que } p(1) = \pi(0) + (1 - \pi(0))\pi(1) \quad (2.4)$$

isto é, a probabilidade de o indivíduo conseguir emprego no período zero (migrando) será igual à probabilidade de seleção imediata no contingente de pessoas que se acham engajadas no setor urbano tradicional, ao passo que, a probabilidade de se conseguir emprego no período 1 será igual à probabilidade de ter sido selecionado no período zero mais a probabilidade de ser selecionado no período 1. Generalizando:

$$p(t) = \pi(0) + \sum_{i=1}^t \pi(i) \prod_{j=0}^{i-1} (1 - \pi(j)) \quad (2.5)$$

Para completar o modelo comportamental, defina $\pi(t)$ como a probabilidade do indivíduo ser selecionado para um emprego durante o período t , como sendo igual à razão existente entre as novas oportunidades de emprego surgidas no setor moderno durante o período t e o número acumulado de pessoas que, nesse período, procuram emprego no setor urbano tradicional. Mas ainda falta introduzir uma expressão de demanda. Desta forma, admite-se que o número de empregos criados cresce ao longo do tempo, a uma taxa exponencial constante.

Com os conceitos formulados anteriormente parte-se para a formulação do modelo geral de perturbações e ajustamentos nos mercados de trabalho urbanos dos países em desenvolvimento. O modelo pode ser especificado da seguinte forma:

$$\frac{\dot{S}}{S}(t) = \beta + \pi(t)F(\alpha(t)) \quad (2.6)$$

onde, β é a taxa natural de crescimento da força de trabalho urbana, $\alpha(t)$ representa o percentual do diferencial urbano-rural da renda real e $F(\alpha(t))$ é uma função tal que $dF/d\alpha > 0$.

Assim, $\pi(t)F(\alpha(t))$ é a taxa de crescimento da força de trabalho urbana resultante da migração, ou seja, assume-se que a migração varia diretamente com a probabilidade de encontrar emprego.

As condição de equilíbrio do modelo é definida, simplesmente, como aquela taxa de emprego E^* que faz $\dot{E}/E(t)$ igual a zero.

Após algumas substituições e simplificações, tem-se:

$$d\gamma = \frac{\gamma^2 dF(\alpha)}{\gamma dF(\alpha) - \gamma\beta - F(\alpha)\beta - \beta dF(\alpha)} \quad (2.7)$$

Pode-se observar ao longo da formulação que o modelo é tanto quanto descriptivo, como analítico, no que diz respeito ao mecanismo através do qual as variáveis econômicas influenciam os mercados de trabalho urbanos, notadamente dos países menos desenvolvidos. Apesar do modelo fazer algumas hipóteses simplificadoras, destacando-se a constância dos parâmetros (γ) e (α), o modelo mostra, convenientemente, que se o crescimento do diferencial urbano-rural de renda continuar crescendo suficientemente rápido para contrabalançar qualquer crescimento que se mantiver na taxa de criação de empregos, a despeito do efeito estabilizador de longo prazo decorrente de uma menor probabilidade de se encontrar emprego, ainda assim, manter-se-á o fluxo migratório rural-urbano³.

³ Autores como Blomquist (1978), Arellano (1981), Takagi (1981), Nakagome (1989), Brueckner e Kim (2001), Stark et al. (1991), Raimondos (1993), Brueckner and Zenou (1999), Brueckner and Kim (2001) apontam para o que se chama na literatura, de o paradoxo de Todaro (situação em que a criação de emprego urbano pode aumentar ao invés de diminuir a taxa de desemprego urbano). Na literatura mais recente, tem sido adicionada uma nova força, neste caso, o mercado de terras urbano, que limita a migração e não permite que exista o paradoxo de Todaro (Nakagome, 1989, Brueckner, 1990, Brueckner e Zenou, 1999, Brueckner and Kim, 2001).

2.3. Modelo de Chiswick (1999)

O modelo de Chiswick (1999) toma como base muitos dos conceitos desenvolvidos por Sjaastad (1962). Desta forma, far-se-á uma breve revisão destes conceitos e retornar-se-á ao desenvolvimento do modelo de Chiswick.

Sjaastad (1962) centra esforços no sentido de situar a migração humana em um contexto de investimento e, desta forma, formula hipóteses com respeito ao comportamento migratório observado. Nesse sentido, o autor considera que no processo de decisão de migração o migrante incorre em custos privados (monetários e não-monetários) e retornos privados e sociais (uma vez que a migração afeta o não-migrante). Desta forma, a migração enfrenta um contexto de realocação de recursos como um investimento, haja vista que incorrem em custos e benefícios, portanto, gerando retornos, possuindo, então, uma taxa de retorno.

Os custos monetários (alimentação, alojamento e transporte) e os custos não-monetários são de várias naturezas, custos de oportunidade de migrar (rendimentos perdidos durante o período de deslocamento, procura e efetivação em um trabalho no destino ou de aprendizagem para uma nova função, por exemplo), custos psicológicos (ficar longe do local de origem, dos parentes e dos amigos). Os retornos igualmente aos custos, dividem-se em monetários (incremento positivo ou negativo no fluxo real de renda resultante do deslocamento). Este incremento pode decorrer da diferença nominal dos salários, nos custos do emprego, nos preços ou em uma combinação destes três tipos. Os retornos não-monetários podem ser positivos ou negativos (preferência locacional comparada entre o local de origem e destino).

É com base nesses conceitos que Chiswick (1999) desenvolve um modelo de migração de capital humano. O autor define a taxa de retorno da migração da seguinte forma:

$$r = \frac{W_b - W_a}{C_f + C_d} \quad (2.8)$$

onde W_b representa o rendimento no destino e W_a o rendimento na origem. C_f é o custo de oportunidade de migração e C_d são os custos monetários.

Assume-se que há dois tipos de trabalhadores na economia, os de baixa e os de alta qualificação. Denota-se a taxa de retorno dos trabalhadores de baixa qualificação por (r_l) e os de alta por (r_h).

Inicialmente assume-se que, seja no destino ou na origem, os rendimentos dos mais qualificados são 100k por cento maiores. Desta forma:

$$W_{b,h} = (1+k)W_{b,l} \quad (2.9)$$

$$W_{a,h} = (1+k)W_{a,l} \quad (2.10)$$

Assume-se, também, a inexistência de diferença entre os dois grupos no que diz respeito à eficiência da migração, ou seja, os custos monetários não variam com a qualificação. Dito de outra forma, $C_{d,h} = C_{d,l}$ e o custo de oportunidade é maior para os mais qualificados na mesma magnitude em que diferem os rendimentos, ou seja, $C_{f,h} = (1+k)C_{f,l}$.

Assim,

$$r_h = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{C_{f,l} + \frac{C_d}{(1+k)}} \quad (2.11)$$

$$r_l = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{C_{f,l} + C_d} \quad (2.12)$$

Comparando a equação (2.11) com (2.12), observa-se que $r_h > r_l$ desde que os rendimentos dos mais qualificados cresçam com a qualificação ($k > 0$). Nesse caso, haverá maior incentivo para migração por parte dos mais qualificados, indicando uma seleção positiva dos migrantes. Mas, se k ou C_d forem iguais a zero, significa que não haverá seletividade na migração. No entanto, a seletividade será tanto maior quanto maiores forem os custos monetários.

O autor estende o modelo ao admitir que haja diferença na eficiência entre os migrantes, isto é, os mais qualificados sejam mais eficientes. A formalização, então, pode ser feita de duas formas: a) como o custo de oportunidade é o produto das unidades de tempo (t) envolvidas na migração pelo valor do tempo na origem (W_a), define-se eficiência como uma menor necessidade de unidades de tempo pelos mais qualificados, isto é, $t_h < t_l$; b) os mais qualificados podem ser mais eficientes no dispêndio dos custos monetários da migração, ou seja, $C_{d,h} < C_{d,l}$. Desta forma, assume-se que $C_{d,h} = (1+\lambda)C_{d,l}$, onde $\lambda < 0$ é um parâmetro de eficiência.

Fazendo a junção das duas possibilidades, tem-se:

$$r_h = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{t_h W_{a,l} + \frac{C_{d,l}(1+\lambda)}{(1+k)}} \quad (2.13)$$

$$r_l = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{t_l W_{a,l} + C_d} \quad (2.14)$$

Comparando as equações (2.13) e (2.14) verifica-se que existirá seleção positiva ($r_h > r_l$) por meio de uma maior eficiência na migração. Isto se dará ou por $t_h < t_l$ ou por $\lambda < 0$.

O modelo é estendido, novamente, ao considerar situações nas quais os diferenciais de salários não são os mesmos entre os países. Isto é, $\frac{W_{b,h}}{W_{b,l}} \neq \frac{W_{a,h}}{W_{a,l}}$. Considere, também que não existem custos monetários com a migração ($C_d = 0$) e que a qualificação não afeta a eficiência via tempo de migração ($t_h = t_l$). Assim, tem-se que:

$$r_l = \frac{W_{b,l} - W_{a,l}}{t W_{a,l}} = \frac{1}{t} \left(\frac{W_{b,l}}{W_{a,l}} - 1 \right) \quad (2.15)$$

$$r_h = \frac{W_{b,h} - W_{a,h}}{t W_{a,h}} = \frac{1}{t} \left(\frac{W_{b,h}}{W_{a,h}} - 1 \right) \quad (2.16)$$

Desta forma, a razão dos salários no destino e na origem determina o incentivo à migração. Se a razão for igual tanto para os mais qualificados como para os menos qualificados, a taxa de retorno será a mesma e não haverá seletividade na migração. Se a razão dos salários entre as regiões for maior para os mais qualificados, isto é, W_b/W_a , então haverá maiores incentivos para estes indivíduos, ou seja, haverá seleção positiva. Se a razão dos salários for maior para os menos qualificados, haverá seleção negativa.

Pode-se perceber ao longo da apresentação do modelo que o autor buscou formalizar uma questão conceitual da migração: a seleção do migrante. O modelo indica que haverá uma tendência favorável à seleção em favor dos migrantes mais qualificados a depender de quanto mais o mercado de trabalho no destino remunere o indivíduo qualificado, quanto maior for a eficiência na migração e maior for a razão dos salários entre as regiões favorável aos mais qualificados. Este modelo dá subsídio para o modelo empírico discutido no capítulo 6.

2.4. O Modelo de Borjas (1987)

Este modelo analisa de que forma o rendimento da população imigrante pode diferir do rendimento da população nativa em função da endogeneidade da decisão de migrar. Estudos empíricos mostram que o rendimento de imigrantes e nativos com idêntica qualificação diferem a depender do país de origem do migrante e que esta diferença pode ser atribuída a variações de políticas e condições econômicas no país de origem no momento da migração.

Suponha que existam dois países: o de origem “0” e os de destino “1”. Os trabalhadores do país “0” têm rendimentos distribuídos da seguinte forma:

$$l_n W_0 = \mu_0 + \varepsilon_0 \quad (2.17)$$

onde os rendimentos no caso de migração para o país “1” são dados por:

$$l_n W_1 = \mu_1 + \varepsilon_1 \quad (2.18)$$

onde $\varepsilon_1 \sim N(0, \sigma_1^2)$ e ε_0 e ε_1 tem coeficiente de correlação ρ .

A decisão de migração das pessoas do país “0” é determinada pela seguinte função:

$$I = \ln[w_1/(w_0 - C)] \approx \mu_1 - \mu_0 - \pi + (\varepsilon_1 - \varepsilon_0) \quad (2.19)$$

onde C são os custos de mobilidade e $\pi = C/w_0$.

Assume-se que π é constante entre todos os indivíduos do país de origem. Desta forma, haverá migração quando $I > 0$ e a taxa de emigração do país de origem será dada por:

$$P = P_r[v > -(\mu_1 - \mu_0 - \pi)] = 1 - \Phi(z) \quad (2.20)$$

Onde $v = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$, $z = -\frac{\mu_1 - \mu_0 - \pi}{\sigma_v}$ e Φ é a função de distribuição de uma normal padrão.

A equação (2.20) reflete o pensamento de Sjaastad (1962) discutido anteriormente, ou seja, a probabilidade de migrar será maior à medida que o diferencial de retorno entre o destino e a origem ($\mu_1 - \mu_0$) aumentar e será menor à medida que os custos de migração (π) aumentarem.

Há inúmeros *insights* que se podem fazer, um especificamente, é verificar qual é a esperança da renda do trabalho (o logaritmo da renda do trabalho no país “0” e no país “1”) em um contexto em que a melhor decisão que o indivíduo tem é migrar, ou seja, quando $I > 0$. Nesse caso a esperança do logaritmo da renda é dada por:

$$E(\ln w_0/I > 0) = E(\mu_0 + \varepsilon_0/I > 0) = \mu_0 + E(\varepsilon_0/I > 0 = \mu_a + E \frac{\varepsilon_0 \varepsilon_0}{\sigma_0} / \frac{v}{\sigma_v} > z =$$

$$\mu_0 + \sigma_0 E(\varepsilon_0^*/v^* > z) \quad (2.21)$$

onde $\varepsilon_0^* = \frac{\varepsilon_0}{\sigma_0}$ e $v^* = \frac{v}{\sigma_v}$. Como a esperança condicional de uma densidade é linear, pode-se reescrever $\varepsilon_0^* = \rho_{0v} v^* + \xi$. A correlação entre ε_0^* e v^* é ρ_{0v} . Assim:

$$\begin{aligned} E(\ln w_0/I > 0) &= \mu_0 + \sigma_0 E(\varepsilon_0^*/v^* > z) = \mu_0 + \sigma_0 E(\rho_{0v} v^* + \xi/v^* > z) \\ &= \mu_0 + \sigma_0 \rho_{0v} E(v^*/v^* > Z) \end{aligned} \quad (2.22)$$

Desta forma:

$$\rho_{0v} = \frac{\text{cov}(\varepsilon_0, v)}{\sigma_0 \sigma_v} = \frac{E[(\varepsilon_0 - E(\varepsilon_0))(v - E(v))]}{\sigma_0 \sigma_v} = \frac{E(\varepsilon_0 v)}{\sigma_0 \sigma_v}$$

Como:

$$E(\varepsilon_0 \varepsilon_1) = \text{cov}(\varepsilon_0 \varepsilon_1) = \text{corr}(\varepsilon_0 \varepsilon_1) \sigma_0 \sigma_1 = \rho \sigma_0 \sigma_1 \quad (2.23)$$

Tem-se:

$$\rho_{0v} = \frac{\rho \sigma_0 \sigma_1 - \sigma_0^2}{\sigma_0 \sigma_1} \quad (2.24)$$

Logo:

$$E(\ln w_0/I > 0) = \mu_0 + \sigma_0 \frac{\rho \sigma_0 \sigma_1 - \sigma_0^2}{\sigma_v} \lambda = \mu_0 + \frac{\sigma_0 \sigma_1}{\sigma_v} \rho - \frac{\sigma_0}{\sigma_1} \lambda \quad (2.25)$$

Onde $\lambda = E(v^*/v^* > z)$

Portanto, λ é inversamente relacionado com a taxa de emigração e será positivo enquanto houver pessoas que considerem lucrativo permanecer no país “0”.

De forma semelhante, chega-se ao valor esperado do logaritmo da renda do migrante no país “1”:

$$E(\ln w_1/I > 0) = \mu_1 + \frac{\mu_0 \mu_1}{\sigma_v} \frac{\sigma_1}{\sigma_0} - \rho \lambda \quad (2.26)$$

Até aqui, pode-se obter a renda esperada da renda do trabalho dos migrantes no país “0” (caso não tivessem migrado) e no país “1”. Buscar-se-á fazer a comparação entre a renda esperada com a renda média e definir que os migrantes com renda esperada maiores que a renda média, são positivamente selecionados e inversamente, os migrantes que, com a renda esperada menor que a média, são negativamente selecionados.

Definido-se então:

$$Q_0 = E(\ln w_0/I > 0) - \mu_0 = \frac{\sigma_0 \sigma_1^2}{\sigma_v} \rho - \frac{\sigma_0}{\sigma_1} \lambda \quad (2.27)$$

$$Q_1 = E(\ln_1/I > 0) - \mu_1 = \frac{\sigma_0 \sigma_1^2}{\sigma_v} \frac{\sigma_1}{\sigma_0} - \rho \lambda \quad (2.28)$$

As equações (2.27) e (2.28) apontam a existência da possibilidade de três situações de seleção do fluxo migratório:

$$(1) Q_0 > 0 \text{ e } Q_1 > 0 \Leftrightarrow \rho > \frac{\sigma_0}{\sigma_1}$$

Nesse contexto, os migrantes são positivamente selecionados (se os migrantes tiverem rendimentos médios acima da média, seja no país “0”, seja no país “1”), se e somente se, a correlação entre a qualificação nos dois países for suficientemente elevada (e transferíveis entre os países) e haja maior dispersão da renda dos trabalhadores no país “1”, comparativamente ao país “0” (a distribuição da renda dos trabalhadores no país de origem é menos desigual, haja vista que nesse país, taxam-se os trabalhadores mais qualificados e subsidiam os trabalhadores menos qualificados).

$$(2) Q_0 < 0 \text{ e } Q_b < 0 \Leftrightarrow \rho > \frac{\sigma_1}{\sigma_0}$$

Nesse contexto, os migrantes são negativamente selecionados (têm rendimentos abaixo do rendimento médio tanto no país “0”, como no país “1”), se e somente se, a correlação é suficientemente alta, e o país “1”, tiver uma menor dispersão na distribuição da renda dos seus trabalhadores, comparativamente ao país “0”.

$$(3) Q_0 < 0 \text{ e } Q_1 > 0 \Leftrightarrow \rho < \min \frac{\sigma_1}{\sigma_2}, \frac{\sigma_0}{\sigma_1}$$

Neste caso, o autor caracteriza os migrantes de “refugiados” por apresentarem rendimentos abaixo da média no país de origem e acima da média no país de destino. Isto somente ocorrerá quando a correlação for muito baixa ou mesmo negativa.

Os três casos analisados resumem a qualidade do diferencial entre migrantes e nativos em cada um dos dois países. A qualidade dos migrantes (seleção) no país destino depende da razão das variâncias dos rendimentos dos trabalhadores dos dois países. No entanto, a direção e o tamanho do fluxo de migrantes entre os dois países dependem da razão entre as médias da renda dos trabalhadores dos dois países. Conceitos desenvolvidos neste modelo, em parte, são incorporados nos modelos empíricos estimados nos capítulos 5 e 6.

2. 5. O Modelo de Katz e Stark (1987)

Este modelo diferencia-se dos demais modelos ao introduzir assimetria de informações entre trabalhadodres e firmas no país destino. A assimetria é incorporada ao modelo da seguinte forma: os trabalhadores conhecem a sua verdadeira produtividade (as firmas nos países de origem com o tempo, aprendem a reconher a verdadeira produtividade), mas as firmas nos países destino não reconhecem as verdadeiras produtividades.

Os autores assumem um contexto de dois países: um país rico, R, e um país pobre, P. Para um dada ocupação os salários são função do nível de qualificação dos trabalhadores S: $W_r(S)$ no país rico e $W_p(S)$ no país pobre tal que ($\partial W_p / \partial S > 0, \partial W_r / \partial S > 0$). Para refletir que, de fato, R é rico e P é pobre, assume-se que $W_r(S) > W_p(S)$ para todo S. Também, sem perda de generalidade, assumisse-se que S seja definido no intervalo [0, 1] e a função de densidade dos trabalhadores no país P é definida por F(S). Adicionalmente, assume-se que os trabalhadores de P têm preferência pela vida quem levam em P devido a fatores culturais, laços familiares, etc. Assume-se que os trabalhadores aplicam um fator de desconto k para os salários praticados em R, quando comparados aos salários em P. Logo, $kW_r(S) < W_p(S)$, tendo $0 < k < 1$. O trabalhador migrará de P para R se:

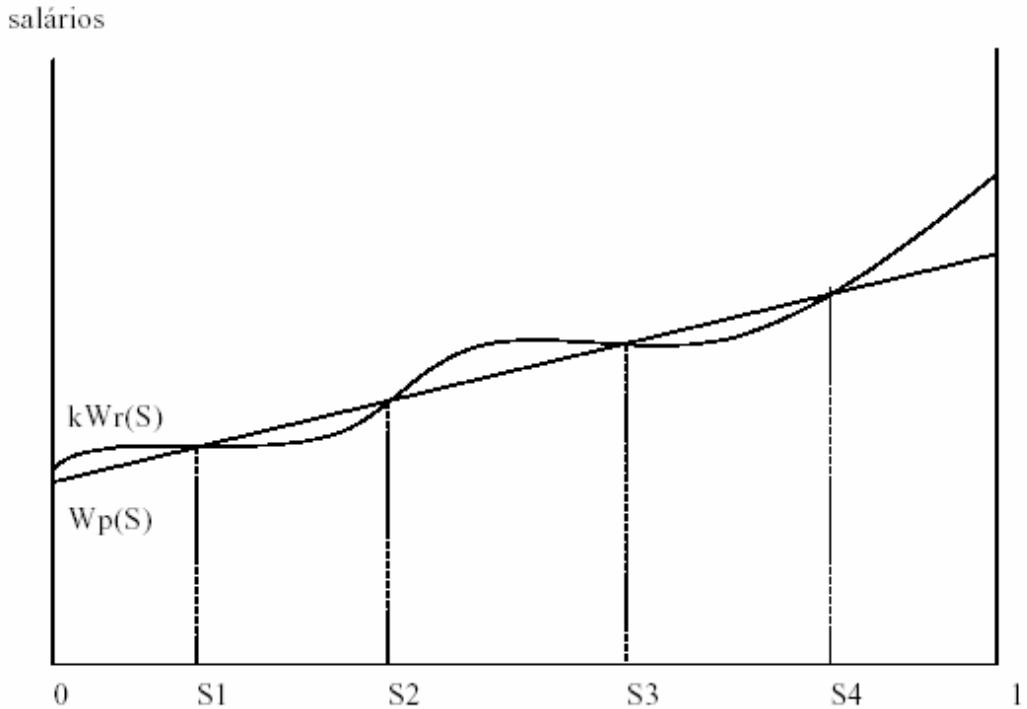
$$kW_r(S) > W_p(S) \quad (2.29)$$

Sem restrições adicionais, em $W_r(S)$ e $W_p(S)$ poderão existir vários valores de S para os quais $kW_r(S) - W_p(S) = 0$. Como ilustrado na figura 1, podem existir distintos grupos de migrantes.

Assume-se que tanto os trabalhadores mais qualificados como as firmas do país P conseguem identificar o verdadeiro valor de S. Mas, em R, as firmas não conseguem identificar as qualificações. Em um primeiro momento não será considerada a possibilidade de os trabalhadores ou as firmas investirem para revelar o verdadeiro valor de S.

Como a firma em R não consegue identificar a verdadeira produtividade de cada trabalhador, o salário oferecido será igual para todos os trabalhadores e será igual ao produto médio de todos os migrantes.

Figura 2.1 – Resposta à Migração de Grupos de Migrantes com Diferentes Níveis de Qualificação



Fonte: Katz e Stark (1987)

Denotando \bar{W} oferecido aos migrantes, assumindo-se n grupos de migrantes, então \bar{W} será dado por:

$$W = \sum_{i=1}^n \int_{\underline{S}^i}^{\bar{S}^i} W_R(S) F(S) dS / \sum_{i=1}^n \int_{\underline{S}^i}^{\bar{S}^i} F(S) dS \quad (2.30)$$

onde \underline{S} e \bar{S}^i São respectivamente, o menor e o maior valor de S para cada grupo i e S cresce com i . Disso, segue imediatamente que $\bar{W} < W_R(\bar{S}^n)$.

Com as hipóteses assumidas até aqui, é possível, então, estabelecer alguns resultados.

O primeiro é que sob informação assimétrica, se \bar{S}^n é o mais alto nível de qualificação de um migrante então qualquer indivíduo com qualificação $S^* < (\bar{S}^n)$ também migrará. É possível observar o contraste deste caso que apresenta informação completa, através da Figura 2.1.

Então, sob a hipótese de informação assimétrica os salários oferecidos a todos os migrantes em R são:

$$\bar{W} = \int_0^S W_R F(S) dS / \int_0^S F(S) dS \quad (2.31)$$

Assim, tem-se a caracterização do padrão de migração sob assimetria da informação e podem-se estabelecer as diferenças entre os padrões de migração sob alternativas de regimes informacionais.

O segundo resultado é que, sob informação simétrica, o migrante de maior qualificação nunca será menor e, poderá ser maior do que o migrante com maior qualificação sob informação assimétrica.

O primeiro e o segundo resultado, enaltecem a superioridade do caso com simetria da informação sob o caso com assimetria.

A intuição deste contexto é que para os trabalhadores de qualificação mais baixa que encontram atratividade para migrar de P para R sob informação simétrica, a introdução de assimetria informacional, não pode reduzir seu salário em R uma vez que sua decisão de migrar é invariante com o regime informacional.

Assume-se, agora, que os migrantes podem investir em um dispositivo de sinalização como, por exemplo, um exame de qualificação profissional, a fim de mostrar sua verdadeira produtividade. O objetivo da extensão do modelo, incorporando a sinalização é indicar como a existência deste dispositivo pode afetar o padrão de migração. Por isso, o foco será em um único tipo de sinalização. Assume-se a hipótese de que existe um custo de sinalização C , que é constante com o nível de qualificação e que os trabalhadores terão que arcar com este custo antes de deixar P. Assume-se, também um positivo e não-decrescente diferencial de salário descontado, isto é, $kW_R(S) - W_p(S)$ é não-decrescente em (S) . Note-se que para o trabalhador que investe na sinalização, é relevante $kW_R(S)$ e não $k\bar{W}_R(\bar{S})$.

Sob as hipóteses assumidas anteriormente, com informação assimétrica, então, se $kW_R(S) - W_p(S)$ é não-decrescente em S e se o custo da sinalização estiver disponível, então se os trabalhadores que migrarem com o nível de qualificação S^{**} investirem na sinalização, todos os trabalhadores com o nível de qualificação $S \geq S^{**}$ investirão na sinalização.

Uma implicação imediata deste resultado é que se alguém decide investir na sinalização e migra, os migrantes, com nível de qualificação $S=1$ vão investir e migrar também, desta forma vale a pena para qualquer trabalhador que decide migrar, investir na sinalização. Especialmente os trabalhadores com maior qualificação.

Uma segunda implicação deste resultado é que um padrão de migração pode emergir onde os trabalhadores menos qualificados, sem sinalização, migram, o próximo grupo com trabalhadores qualificados não migra e existirá um grupo maior que migrará com sinalização.

Com este modelo é possível estabelecer possíveis resultados dos efeitos de assimetria da informação na migração, onde a natureza da assimetria é que os empregadores do país hospedeiro são menos informados que os migrantes sobre as suas verdadeiras produtividades. A assimetria da informação pode mudar quantitativamente a distribuição de grupos de migrantes na população e tende a reduzir o nível de qualificação dos migrantes. Dispositivos que possibilitem revelar a verdadeira simetria da informação podem ter efeitos muito importantes. Um dos possíveis efeitos é induzir a migração tanto de grupos mais qualificados quanto menos qualificados. A restauração da simetria pode ter um efeito contra-intuitivo de elevar o bem-estar dos trabalhadores menos qualificados. Os modelos empíricos dos capítulos 5 e 6 e, bem como os resultados obtidos nas estimativas são discutidos considerando conceitos desenvolvidos neste modelo.

2.6. O Modelo de Heitmueller (2003)

Contrariamente ao que muitos trabalhos apontam para vantagens das redes de migração favorecendo a migração, esse modelo argumenta que as redes de migração podem causar perdas paretianas para os migrantes devido a falhas de coordenação nestas redes de migração.

Assumindo que a população de imigrantes tem tamanho N , onde N é grande ($N \geq 3$) e os indivíduos são idênticos em suas características. Os membros obtêm utilidade de duas fontes: a renda na forma de salários e o estoque de migrantes prévios. É assumido que isto ocorre pelo efeito comunidade. Além do mais, permita os salários serem função do estoque de migrantes. Desta forma a utilidade individual pode se expressar por:

$$u_i(w_i(S), S) \quad (2.32)$$

onde w_i é o salário que o indivíduo i recebe e S é o estoque prévio de migrantes que inicialmente é igual a $N-1$. Assume-se que a rede total S consiste de uma rede de indivíduos, s_i composta de amigos e parentes. Para simplicidade, os imigrantes somente podem fazer parte de uma rede de migração. Então, a rede de migração é dada por:

$$S = \sum_{i=1}^N s_i \quad (2.33)$$

A teoria das redes de migração sugere que a utilidade é uma função positiva dos salários e do tamanho da rede. Onde os ganhos da rede de migração ocorrem com taxas decrescentes e os

salários são negativamente afetados com o aumento de S . Assume-se que o acréscimo de um indivíduo na rede afeta igualmente os salários para todos $i \in N$. Isto permite que a mudança total na utilidade u_i como resultado de um aumento no número de migrantes S é ambíguo. Primeiro, os indivíduos obtêm utilidade pelo aumento de compatriotas. Segundo, mais imigrantes reduz os salários e por isso a utilidade diminui. Dependendo da magnitude dos dois efeitos, a mudança na utilidade u_i em resposta a uma mudança no tamanho da rede pode ser positiva, negativa ou nula.

Formalmente:

$$\frac{\partial u_i}{\partial S} = \frac{\partial u_u}{\partial S} + \frac{\partial u_i}{\partial w_i} \frac{\partial w_i}{\partial S} \leq 0 \quad (2.34)$$

Parece plausível assumir que um aumento em s_i aumenta a utilidade do indivíduo i mais que o aumento equivalente na rede s_j . Em outras palavras, amigos e parentes recebem um peso maior na função utilidade comparada ao efeito de não-compatriotas.

Dado o modelo acima, o planejador social no país hospedeiro deverá encontrar o equilíbrio paretiano que maximiza a função de utilidade da população imigrante solucionando:

$$\max_S U(w(S), S) \text{ s.t. } du_i > 0 \forall i \in N \quad (2.35)$$

onde U é a utilidade total derivada das funções de utilidades individuais u_i . U pode ser o somatório de todos u_i .

Para $S^* < S$, onde S^* é a solução de Pareto para a equação (2.35), o efeito positivo da rede domina a diminuição dos salários e os indivíduos continuarão a atrair novos migrantes. Respectivamente, para $S > S^*$, a população encarregaria de inibir migração futura. Em ambos casos, assumem-se que há um pagamento positivo esperado para os emigrantes no primeiro lugar. Claramente S^* é o tamanho da rede escolhido pelo planejador social que não permite aumentos na utilidade nem pelo aumento de um indivíduo na rede nem todas as redes N .

Contudo, na ausência do planejador social, duas questões surgem. Primeiro, os indivíduos têm meio de alcançar o tamanho ótimo da rede e, segundo, em caso afirmativo, como eles fazer para atingir S^* .

A literatura sugere que efeitos positivos de rede são consequências inevitáveis de migrações anteriores. Por isso, eles são comumente denominados de externalidades de rede. Especialmente quando tem provisão de informações e assistência, daí referem-se como o coração da rede.

Enquanto a literatura aceita isso facilmente, o fato de que migrantes prévios positivamente dão suporte aos seus sucessivos compratiotas, enquanto o oposto tem sido largamente esquecido, parece razoável considerar o caso em que os compatriotas sonegam informações ou negam assistência para dificultar migrações futuras.

Para tanto, é feita uma proposição: é que os indivíduos têm incentivos para desviar da estratégia socialmente ótima e escolherá um tamanho de rede que é maior que S^* .

Suponha que uma solução ótima $S^* > 0$ exista. Então, a solução paretiana S^* implica que $du_i/ds_j < 0 \forall j \neq i$, mas $du_i/dS < 0$, onde dS refere-se ao aumento em todas as redes N . Uma vez, que do ponto de vista do planejador social não é possível melhorar a utilidade total. Aumentando S levará a um declínio na utilidade para pelo menos um indivíduo. Contudo, do ponto de vista do indivíduo a utilidade pode ser melhorada ao permitir mais imigrantes na rede de migração da qual ele pertence, por $du_u/ds_i > 0$. No ótimo de Pareto, quatro casos podem ser percebidos do ponto de vista de um único indivíduo i :

Estes quatro cenários podem ser resumidos na forma de uma matriz em uma perspectiva individual que o indivíduo i enfrenta os $N-1$ demais membros da população imigrante (Quadro 2.1).

Pelo que foi apresentado, para um equilíbrio de Nash, ou o indivíduo continua a dar suporte enquanto os $N-1$ demais membros da população compatriota escolhem abandonar a assistência ou ninguém aumenta a sua rede. Se isto é verdade para um indivíduo, deve ser o caso para todos os membros, por isso, a única solução sustentável no agregado é S^b que é maior que S^* .

Como resultado, a rede está crescendo além do ótimo de Pareto, pois os indivíduos podem elevar a sua utilidade pelo aumento da rede individual. Suponha que o indivíduo i aumente a sua rede no ótimo. A consequência é que a sua utilidade aumenta enquanto a dos demais diminui. Isto é, ele causa uma externalidade negativa nos demais compatriotas. Para compensar parte deste declínio, ela é o ótimo para alguém também aumentar a sua rede. Então, na ausência de uma coordenação e um mecanismo de punição coletivo há sempre um incentivo para desviar de S^* . Conseqüentemente, mesmo que os indivíduos pensem antecipar a queda na utilidade como resultado de seu comportamento, eles ainda serão mais bem compensados pelo aumento em suas redes individuais para evitar um declínio maior na utilidade. Então, ineficiências potenciais podem ser atribuídas à falta de comunicação entre os N imigrantes compatriotas; a despeito de

haver meios para evitar uma superpopulação, eles falham na coordenação de uma solução ótima de Pareto.

Perceba que o resultado principal permanece válido mesmo quando os imigrantes prévios têm apenas controle imperfeito sobre a migração futura, isto é, se algum dos efeitos da rede, de fato, é resultado de externalidades, neste caso, as redes de migração podem simplesmente ter inclinação negativa devido a falta de informação. Similarmente, se um compatriota deseja ajudar seus amigos e a utilidade da família também (efeito família). Na estrutura acima, isto meramente eleva $\partial u_i / \partial s_i$ e por isso, aumenta o tamanho ótimo da rede e, ao mesmo tempo, o incentivo para desviar.

Quadro 2.1 – Matriz de Decisão do Ponto de Vista de um Indivíduo i

		N-1	
		Dá Suporte	Rejeita
		Dá Suporte	$u_i^d ; u_j^d$
i	Dá Suporte	$u_i^b ; u_j^b$	$u_i^d ; u_j^d$
	Rejeita	$u_i^c ; u_j^c$	$u_i^a ; u_j^a$

Fonte: Heitmueller (2003).

Finalmente, os salários podem não se ajustarem em S por várias razões tais como uma legislação de salário mínimo ou contratos fixos. Neste caso, alguém pode desejar estender $w(S)$ para algum tipo de renda esperada, onde o aumento no tamanho da rede permite a mudança de emprego ou as horas trabalhadas ao invés da taxa de remuneração.

Redes de migração são sempre pensadas por aumentar a utilidade do estoque dos migrantes prévios. Ao mesmo tempo, aumento na imigração amplia a diferença de renda entre o país que envia e o que recebe migrante. Um *trade-off* surge, e há um tamanho paretiano de rede de uma perspectiva dos migrantes prévios. Uma vez que quase todos os efeitos do tamanho das redes de migração requerem algum tipo de envolvimento dos imigrantes compatriotas, a literatura que trata do tema, normalmente restringe-se ao caso onde os compatriotas proporcionam suporte para os futuros migrantes. Desde que parece natural considerar o caso oposto, onde os compatriotas retêm informações e não prestam assistência aos migrantes. Nesse caso, é possível mostrar que a migração sustentada além do tamanho ótimo da rede é devido a falhas de

coordenação entre os imigrantes prévios. Enquanto isto é coletivamente ótimo para determinar a assistência, indivíduos encontram nela, benefícios para aceitar um incremento em sua rede individual. Em parte, os resultados dos modelos empíricos dos capítulos 4, 5 e 6 são discutidos considerando as hipóteses deste modelo.

2.7. Considerações Finais

Ao longo do capítulo pôde-se observar a tentativa de formalização da teoria dos fluxos migratórios em várias dimensões através de cinco modelos de destaque na literatura internacional e cujos apelos intuitivos e econômicos estarão presentes nos modelos empíricos utilizados nos capítulos seguintes.

No primeiro modelo apresentado, Harris-Todaro (1970) é mais apropriado pra tratar a migração com dados agregados e que tem como um dos apelos econômicos e intuitivos a migração pelo diferencial de renda entre as regiões ponderada pela probabilidade de se encontrar emprego no local de destino. Este modelo servirá, em parte, de base para as discussões dos padrões de migração discutidos no capítulo 3, bem como respaldará os modelos empíricos do capítulo 4.

Os demais modelos, Chiswick (1999), Borjas (1987), Katz e Stark (1987) e Heitmueller (2003) são modelos mais apropriados para tratar a migração a partir de microdados. Estes modelos baseiam-se na teoria do capital humano para explicar a migração, ou seja, apoiam-se no princípio da maximação da utilidade dos indivíduos. No entanto, cada um destes modelos procura apreender especificidades do processo de migração. Em geral, estes modelos procuram apreender a importância das características pessoais observáveis e não-observáveis na decisão de migração o que, possivelmente, poderá refletir nos padrões de migração, notadamente possibilitando a seleção dos migrantes. Estes modelos servirão para explicar, em parte, os fluxos migratórios descritos no capítulo 3, bem como servirão de base para os modelos empíricos estimados nos capítulos 4, 5 e 6.

Em geral os modelos apresentados poderiam ser divididos em duas categorias. A primeira inclui os modelos que procuram explicar os movimentos migratórios do ponto de vista agregado considerando características do local de origem ou do destino da migração, cuja motivação da migração é explicada pelos diferenciais de renda entre as localidades. Na segunda categoria, os

modelos tentam explicar a migração através da decisão individual considerando características pessoais observáveis ou não-observáveis que afetam a decisão de migração.

Dada a complexidade do fenômeno da migração, dificilmente um único modelo teórico conseguiria apreender todas as especificidades envolvidas no processo de migração. Ao longo dos demais capítulos recorrer-se-ão aos modelos apresentados neste capítulo como suporte para explicar cada uma da dimensões da migração que serão tratadas.

3. PADRÕES DE MIGRAÇÃO INTERNA NO BRASIL

3.1. Introdução

Nos últimos tempos os movimentos migratórios têm tomado maior vulto, seja no volume de pesquisas e produção acadêmica como nos foros de discussão e comunicação em geral. O crescimento da importância dos estudos e análises dos movimentos migratórios deve-se, em parte, às mudanças na população, em particular, a convergência dos níveis de fecundidade e mortalidade, que pouco a pouco, envolve maiores contingentes populacionais ampliando espaços diversos quanto as suas características econômicas-sociais. Essas mudanças têm refletido nos decréscimos acentuados das taxas de crescimento populacional. Por outro lado, tornam-se evidentes as disparidades da distribuição populacional no espaço, e suas mudanças, em virtude de fluxos migraatórios expressivos e diversificados, no que diz respeito ao perfil dos migrantes, tornando-se crucial na dinâmica demográfica (Pacheco e Patarra, 1997).

Os dados dos censos de 1980, 1991 e 2000 evidenciam transformações consideráveis nos volumes e características dos fluxos migratórios no Brasil quando comparados com dados de décadas anteriores, sugerindo tratar-se de reflexos de transformações ocorridas na dinâmica econômica do mesmo período.

As diversas dimensões da migração observadas ao longo das últimas décadas não permite caracterizar uma novidade sem precedentes, se comparadas com movimentos internacionais e, internos de períodos passados. Contudo, varia, e muito, as condições históricas, econômicas, culturais e políticas que respaldam a predominância de determinados padrões de migração.

Cussing e Poot (2004) evidenciam que o grande número de trabalhos empíricos sobre os diversos tipos de fluxos migratórios foi utilizado para a elaboração e formulação de modelos para tentar explicar regularidades encontradas nos movimentos migratórios.

Nesse sentido, a retomada das principais formulações teóricas e o surgimento de novas formulações a respeito da migração e seu cotejamento contextualizado norteiam um entendimento das diversas dimensões da migração.

Neste capítulo busca-se cotejar um esforço no sentido de descrever os padrões de migração brasileira nas suas diversas dimensões no decorrer do período 1980-2000, com os condicionantes históricos subjacentes, no caso, as mudanças ocorridas na economia brasileira nas

últimas décadas do século passado. Por ordem, as subseções abordam: migração interestadual, migração inter-regional, migração rural-urbana e, finalizando, a migração urbana-urbana.

3.2. Migração Interestadual no Brasil

Nesta seção, pretende-se analisar o panorama da migração interestadual com base nos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

Considerando o conceito de naturalidade para migrantes, ou seja, pessoa residindo fora do estado de origem em 1980, é possível observar na tabela 3.1 a ordenação dos estados que mais enviam migrantes para as demais UF's e quanto estes migrantes representam da população de cada estado emissor. Os destaques em negrito são os estados mais bem colocados de cada região do país, em ordem de classificação.

Em 1980, o estoque de migrantes interestadual representava um montante de mais de 15 milhões de pessoas. Deste total, mais de 3 milhões e trezentos mil eram mineiros que deixaram o seu estado com destino a outra UF, representando 21,78% dos migrantes. No Nordeste, a Bahia é o estado que mais envia migrantes, com 6,84% do total. No Sul, o estado mais emissor é o Paraná com 6,61%; no Centro-Oeste, Goiás com 2,56% e no Norte, o Pará com 0,88%.

Em relação a quantidade de migrantes enviados para os demais estados sobre a população de cada estado de origem, a Paraíba ocupa a primeira colocação com o equivalente a 27,49% da sua população residindo em outros estados, seguido de Minas Gerais com 24,93%. Em termos regionais destacam-se ainda, Santa Catarina no Sul com 15,34%, Amazonas na região Norte com 15,33% e Goiás no Centro-Oeste com 12,58%.

São Paulo ocupa apenas a 23^a posição na ordenação da participação de migrantes enviados sobre a população paulista, representando o equivalente a 5,72% da sua população. O estado que apresenta o menor percentual da população natural fora do estado é o Rio de Janeiro com apenas 3,73%.

Em termos regionais, no que diz respeito ao estoque de migrantes em 1980, entre os dez principais estados emissores de migrantes, quatro são do Nordeste (Bahia, Pernambuco, Ceará e Paraíba), três do Sudeste (Minas Gerais, São Paulo e Espírito Santo) e três do Sul (Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina).

Tabela 3.1 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (1980)

Ranque	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Emissora (%)
1	MG	3335134	21,78	PB	27,49
2	SP	1432884	9,36	MG	24,93
3	BA	1341534	8,76	ES	24,39
4	PE	1047898	6,84	SE	22,67
5	PR	1012097	6,61	PI	22,05
6	CE	910259	5,95	AL	21,88
7	RS	861789	5,63	RN	19,62
8	PB	761617	4,97	CE	17,21
9	SC	556487	3,63	PE	17,06
10	ES	493484	3,22	SC	15,34
11	MA	477688	3,12	AM	15,33
12	PI	471661	3,08	BA	14,19
13	AL	433949	2,83	AC	13,30
14	RJ	420722	2,75	PR	13,26
15	GO	392597	2,56	GO	12,58
16	RN	372491	2,43	MA	11,95
17	SE	258573	1,69	MT	11,49
18	AM	219302	1,43	RS	11,09
19	PA	134216	0,88	AP	8,02
20	MT	130863	0,85	MS	7,30
21	MS	100057	0,65	RR	6,48
22	DF	56710	0,37	RO	5,74
23	AC	40076	0,26	SP	5,72
24	RO	28199	0,18	DF	4,82
25	AP	14056	0,09	PA	3,94
26	RR	5130	0,03	RJ	3,73
-	Total	15.309.473	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 1980: Elaboração Própria.

Quando se analisa o percentual de migrantes enviados para outros estados sobre a população do estado de origem, entre os dez estados que apresentam um maior percentual sete são do Nordeste (ficando de fora apenas os estados da Bahia e do Maranhão), dois são do Sudeste (Minas Gerais e Espírito Santo) e um da região Sul (Santa Catarina).

As desigualdades entre as regiões brasileiras agravaram-se com o processo de industrialização a partir dos anos 30, período em que a atividade industrial concentrou-se na região Sudeste, em função do protecionismo concedido à indústria nacional nascente e pelos desequilíbrios cambiais favorecendo a expansão e modernização da indústria do Sudeste em detrimento da incipiente indústria da periferia, notadamente do Nordeste. É possível que efeitos desta política ainda estejam refletindo na magnitude dos fluxos migratórios da Região Nordeste do Brasil e do Estado de Minas Gerais para os demais estados brasileiros. Estes locais foram onde aconteceram os últimos ciclos econômicos brasileiros, acumulando um considerável contingente populacional. Ressalta-se, também, que as intempéries climáticas, notadamente as secas na década de 70, do século passado, que atingiram a região Nordeste, parte de Minas Gerais (Norte e Vale do Jequitinhonha) e parte do Espírito Santo impactaram negativamente na economia destas regiões refletindo, possivelmente nos deslocamentos populacionais destas áreas.

Se por um lado a emissão de migrantes está relacionada com a escassa ou ausência de oportunidades econômicas, sociais e culturais para a população residente das regiões que dão origem aos fluxos migratórios (fatores de expulsão), por outro lado a atração de migrantes reflete aspectos positivos de determinados locais na ótica de quem decide deixar o seu estado de origem em busca de melhores oportunidades (fatores de atração). Nesse sentido, na tabela 3.2 é apresentada a ordenação dos estados que mais atraíram migrantes até 1980. São Paulo era o estado preferido como destino sendo escolhido por mais de três milhões e trezentos mil brasileiros de outros estados, correspondendo a 22,09% do total de migrantes, seguido pelos estados do Rio de Janeiro e Paraná com 16,63% e 13,40%, respectivamente. Em termos regionais destacam-se Goiás, no Centro-Oeste, com 5,80%, Pará, no Norte, com 3,40% e Pernambuco, no Nordeste, sendo escolhido como destino de 2,66% do total de migrantes.

No entanto, quando se observa quanto estes migrantes atraídos representam no total da população do estado receptor, o destaque fica para o Amapá, onde 76,02% da sua população é natural de outros estados, seguido do Distrito Federal com 66,60%. No Sul, 26,88% da população do Paraná era natural de outros estados. No Nordeste aparece em primeiro lugar o Maranhão, com 11,41%. No Rio de Janeiro, 22,55% da sua população é natural de outros estados. O estado que apresenta o menor percentual de pessoas não-naturais é o Rio Grande do Sul com apenas 2,40%.

O alto percentual de migrantes sobre a população total do Distrito Federal deve-se ao fato do relativo pouco tempo de construção de Brasília. Tal percentual tende a diminuir com o passar

dos anos em função do crescimento da população natural. O aumento da proporção da população natural na população total será tanto maior quanto maior for a taxa de crescimento vegetativo da população e a capacidade do Distrito Federal em conseguir gerar oportunidades econômicas e sociais que permita a fixação da população natural em velocidade maior que a atração de novos migrantes.

Outra informação obtida é a diminuição da capacidade de atração de migrantes do Paraná, sobretudo devido à crise da cultura cafeeira que enfrentou sérios problemas climáticos e mercadológicos, perdendo espaços para culturas intensivas em uso de capital e poupadouras de mão-de-obra, em contraste com a cultura cafeeira, gerando um estoque populacional excedente que migraram para outros estados.

Tabela 3.2 – Atração de Migrantes Por Unidades da Federação (1980)

Ranke	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Receptora (%)
1	SP	3382526	22,09	AP	76,02
2	RJ	2546589	16,63	DF	66,60
3	PR	2050981	13,40	RO	64,25
4	GO	888203	5,80	MT	40,04
5	DF	783797	5,12	MS	36,08
6	MG	671424	4,39	RR	30,33
7	PA	520316	3,40	GO	28,46
8	MS	494213	3,23	PR	26,88
9	MA	456186	2,98	RJ	22,55
10	MT	455971	2,98	ES	16,41
11	SC	424487	2,77	PA	15,29
12	PE	407481	2,66	SP	13,51
13	ES	332103	2,17	SC	11,70
14	BA	317904	2,08	MA	11,41
15	RO	315508	2,06	AC	11,41
16	RS	186644	1,22	SE	8,38
17	PB	172320	1,13	AM	8,13
18	PI	153891	1,01	AL	7,55
19	AL	149709	0,98	PI	7,19
20	CE	137843	0,90	PE	6,63
21	AP	133237	0,87	PB	6,22
22	AM	116278	0,76	MG	5,02
23	SE	95565	0,62	BA	3,36
24	RN	57911	0,38	RN	3,05
25	AC	34390	0,22	CE	2,61
26	RR	23996	0,16	RS	2,40
-	Total	15.309.473	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 1980: Elaboração Própria.

Avançando intertemporralmente na análise da migração interestadual brasileira, em 1991, o Brasil apresentava mais de 21 milhões dos brasileiros residindo fora do estado de origem. É possível observar através da Tabela 3.3 que entre os estados que mais enviaram migrantes destacam-se Minas gerais com cerca de três milhões e novecentos mil migrantes, correspondendo a 18,17% do total, seguido pela Bahia com mais de dois milhões de migrantes representando 10,55% do total. No Sul, o destaque é o Paraná com 8,92%, no Centro-Oeste, Goiás com 2,76% e no Norte, o Pará com 1,49%.

A variação da composição da origem dos migrantes entre os censos de 1980 e 1991 indica que, apesar do Estado de Minas Gerais manter a liderança, a participação percentual diminui, o que indica que outros estados passam a ter uma importância relativa maior. De fato, a Bahia e o Paraná sobem no *ranking*, inclusive, ultrapassando São Paulo.

Tabela 3.3 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (1991)

Ranke	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Emissora (%)
1	MG	3895351	18,17	PB	33,11
2	BA	2261194	10,55	PI	26,60
3	PR	1912851	8,92	MG	24,74
4	SP	1754013	8,18	PE	24,25
5	PE	1728739	8,06	AL	24,14
6	CE	1351809	6,31	PR	22,64
7	PB	1060017	4,95	SE	22,12
8	RS	924572	4,31	CE	21,23
9	MA	849658	3,96	ES	19,87
10	PI	686847	3,20	BA	19,05
11	RJ	685770	3,20	RN	18,60
12	SC	612726	2,86	MA	17,24
13	AL	606520	2,83	GO	14,74
14	GO	592198	2,76	SC	13,49
15	ES	516697	2,41	TO	13,12
16	RN	449129	2,10	MS	12,59
17	SE	329969	1,54	AC	11,90
18	PA	320194	1,49	RS	10,12
19	MS	224064	1,05	MT	8,72
20	MT	176608	0,82	DF	7,72
21	AM	132442	0,62	PA	6,47
22	DF	123541	0,58	AM	6,30
23	TO	120495	0,56	AP	6,01
24	AC	49650	0,23	RJ	5,79
25	RO	45557	0,21	SP	5,60
26	AP	17372	0,08	RO	4,02
27	RR	7971	0,04	RR	3,66
-	TOTAL	21.435.954	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 1991: Elaboração Própria

Quando a análise é feita considerando o percentual da população de cada UF que migra para fora do seu estado natural, a Paraíba continua em primeiro lugar com aproximadamente 33% da sua população, em 1991, tendo migrado para outros estados. No Sudeste, Minas Gerais é o estado que mais envia migrantes, com cerca de 24,74% dos mineiros morando fora de Minas Gerais, mas diminuindo em relação a 1980. No Sul, 22,64% dos Paranaenses escolheram outro estado para morar. No Centro-Oeste, Goiás é o estado que mais envia migrantes com 14,74% e no Norte aparece Tocantins com 13,12%. Apenas 5,60% dos paulistas moravam fora de São Paulo em 1991, mas em último lugar, aparece Roraima com 3,66% da sua população tendo deixado o seu estado natural.

Tabela 3.4 - Atração de Migrantes Por Unidade da Federação (1991)

Ranke	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Receptora (%)
1	SP	7075067	33,01	RO	62,07
2	RJ	2090284	9,75	DF	58,01
3	PR	1759688	8,21	MT	45,63
4	GO	928981	4,33	RR	40,81
5	DF	928859	4,33	TO	31,81
6	MT	924454	4,31	MS	31,50
7	PA	900637	4,20	AP	25,62
8	MG	882208	4,12	GO	23,12
9	RO	703395	3,28	SP	22,58
10	BA	601214	2,80	PR	20,83
11	MS	560823	2,62	PA	18,20
12	SC	540910	2,52	ES	17,69
13	PE	472202	2,20	RJ	17,64
14	MA	467263	2,18	SC	11,91
15	ES	460024	2,15	AC	11,26
16	TO	292176	1,36	SE	10,02
17	CE	267091	1,25	MA	9,48
18	RS	259356	1,21	AM	8,15
19	PB	212868	0,99	RN	7,87
20	PI	194341	0,91	AL	7,70
21	AL	193384	0,90	PI	7,53
22	RN	190113	0,89	PB	6,65
23	AM	171360	0,80	PE	6,62
24	SE	149432	0,70	MG	5,60
25	RR	88802	0,41	BA	5,07
26	AP	74054	0,35	CE	4,20
27	AC	46968	0,22	RS	2,84
TOTAL		21.435.954	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 1991: Elaboração Própria

Em 1980 na ordenação dos dez estados que apresentam maior percentual da sua população residindo fora do estado, 7 são da região Nordeste (ficam fora Bahia e Maranhão), dois da região Sudeste (Minas Gerais e Espírito Santo) e um da região Sul (Santa Catarina). Em 1991, o Nordeste ainda lidera com maior número de estados entre os dez estados mais bem colocados, mas há mudança, ficando de fora o Maranhão e o Rio Grande do Norte. No Sul, o Paraná substitui Santa Catarina.

A expansão das culturas de soja, milho e trigo no Paraná consolidando o estado como um dos maiores produtores de grãos do país, culturas estas respaldadas em um sistema de produção altamente mecanizado e sobre uma estrutura agrária caracterizada pela concentração fundiária, explica a mudança do perfil da migração para o Paraná onde o estado passa de receptor de migrantes para emissor nas últimas décadas do século passado.

Os efeitos da crise econômica dos anos 80 com o esforço da política econômica concentrada no ajuste estrutural para enfrentar problemas no desequilíbrio no balanço de pagamentos e controle da inflação e a incipiente adoção de políticas sociais e regionais por parte do governo federal, tiveram um efeito perverso sobre a população mais pobre e atingiu de forma desigual a economia das regiões brasileiras.

A importância da migração como componente da mudança demográfica vai além do impacto que exerce sobre o tamanho e a composição da população, seja na dimensão inter-regional ou na rural-urbana. Em boa parte, os problemas sociais que ocorrem nos grandes centros urbanos têm um componente migratório. Com efeito, o agravamento das desigualdades distributivas e a concentração espacial assimétrica entre as regiões possivelmente refletem as políticas regionais ou ausência destas.

Em 1991, São Paulo era o principal destino dos brasileiros naturais de outros estados do Brasil com mais de 7 milhões de pessoas representando 33,01% do total de migrantes, conforme a tabela 3.4. O Rio de Janeiro é o segundo destino escolhido atraindo 9,75% do total de migrantes. No Sul, o principal destino dos migrantes é o Paraná com 8,21%. No Centro-Oeste o destino preferido dos migrantes é o Distrito Federal com 4,33%, no Norte, o destaque é o Pará, com 4,2% e no Nordeste, a Bahia é o estado que mais consegue atrair migrantes com 2,80%.

Ainda observando a tabela 4, verifica-se que 62,07% da população residindo em Rondônia, em 1991, era natural de outros estados da Federação, seguido pelo Distrito Federal com 58,01%. Em São Paulo, 22,58% dos moradores era natural de outros estados. No Sul, o destaque é o Paraná com 20,83% e no Nordeste, Sergipe com 10,02%. Em parte, o aumento da

exploração de petróleo no estado do Rio Grande do Norte com um peso significativo desta atividade no produto interno bruto estadual, atividade esta que absorve mão-de-obra bastante qualificada, provavelmente não disponível no estado, atraindo um contingente considerável de trabalhadores qualificados de outros estados, explicando a posição do estado sergipano nesse contexto migratório. Também, como em 1980, em 1991 o Rio Grande do Sul é o estado brasileiro que tem a menor parcela da população residente natural de outros estados.

Uma indagação que tem aguçado o interesse dos pesquisadores é saber se, de fato, a partir dos anos 80, há uma mudança no perfil de migração brasileira. Na verdade, considerando em termos do que ocorreu em outros países, não se pode dizer que houve novidades nos fluxos migratórios brasileiros, tendo em vista que não surgiram novas modalidades dos fluxos migratórios. O que se percebe é a variação das motivações históricas, econômicas, culturais e políticas que estiveram subjacentes à predominância de determinados fluxos migratórios e ocorre a recorrência de determinados movimentos migratórios (Pacheco e Patarra, 1997).

É possível que as mudanças sem precedentes ocorridas no Brasil nos anos 90, do século passado, envolvendo a liberalização comercial, privatização, desregulamentação do sistema financeiro, de capitais, de produto e trabalho tenham provocado mudanças que refletiram nos movimentos migratórios, uma vez que o impacto regional destas mudanças não tenha ocorrido simetricamente entre as regiões brasileiras.

Em 2000, conforme a tabela 8, dos cerca de 25,5 milhões de migrantes, mais de quatro milhões eram mineiros que estavam morando fora de Minas Gerais, representando 15,73% do total de migrantes, participação esta que foi sistematicamente diminuindo ao longo das últimas décadas. A Bahia é o segundo maior estado emissor de migrantes com 11,95% do total. Inversamente ao estado de Minas Gerais, a Bahia aumentou sistematicamente, a participação na emissão de migrantes interestaduais desde o início do período analisado. No Sul, o maior estado emissor de migrantes é o Paraná com 8,72%. Já no Centro-Oeste, Goiás é o estado que mais envia migrantes com 2,69%, enquanto no Norte, o principal estado emissor é o Pará com 2,69% do total de migrantes.

Mais uma vez a Paraíba é o estado brasileiro que apresenta um maior percentual da sua população residindo em outros estados, ou seja, o equivalente a 37,67% dos paraibanos residem fora da Paraíba. No Sudeste, destaca-se o Paraná com 23,29% dos paranaenses tendo escolhido outra UF para residir. No Sudeste, o destaque fica com Minas Gerais com 22,43%, no Norte, o Tocantins com 16,17% e no Centro-Oeste, Goiás com 13,71%.

Em 2000, o equivalente a 5,49% dos paulistas haviam migrado para outros estados, mas o estado com menor participação da população residindo fora do seu estado natural é Roraima com 4,53%.

Analizando as tabelas 3.2 e 3.4, observa-se a queda significativa do percentual de pessoas nascidas em outro estado residindo no Paraná, ou seja, enquanto em 1980, 26,88% da população do Paraná era natural de outros estado, em 1991 este percentual cai para 20,83%. Desta forma, fica perceptível a mudança no perfil da migração do Paraná iniciada na década de 80 do século passado, passando de estado receptor para estado emissor de migrantes. Embora com enfoque na estimativa da distribuição da renda per capita, Holanda Filho (1989) já havia destacado essa mudança migratória do Paraná.

Tabela 3.5 - Emissão de Migrantes Por Unidades da Federação (2000)

Ranke	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Emissora (%)
1	MG	4016429	15,73	PB	37,67
2	BA	3049663	11,95	PI	31,27
3	PR	2227460	8,72	AL	27,20
4	PE	2098028	8,22	PE	26,46
5	SP	2034191	7,97	BA	23,31
6	CE	1577026	6,18	PR	23,29
7	PB	1297631	5,08	MG	22,43
8	MA	1243759	4,87	MA	21,98
9	PI	889006	3,48	SE	21,35
10	RS	855068	3,35	CE	21,22
11	RJ	830536	3,25	ES	18,33
12	AL	769098	3,01	RN	18,33
13	GO	685950	2,69	TO	16,17
14	SC	620001	2,43	GO	13,71
15	ES	567914	2,22	MS	13,64
16	PA	559697	2,19	DF	12,62
17	RN	509094	1,99	SC	11,57
18	SE	381112	1,49	AC	9,73
19	MS	283443	1,11	MT	9,52
20	DF	258956	1,01	PA	9,03
21	MT	238499	0,93	RS	8,39
22	TO	187252	0,73	RO	6,83
23	AM	163455	0,64	AM	5,80
24	RO	94290	0,37	RJ	5,77
25	AC	54275	0,21	SP	5,49
26	AP	23690	0,09	AP	4,97
27	RR	14708	0,06	RR	4,53
-	TOTAL	25.530.231	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 2000: Elaboração Própria.

Considerando os dez estados que mais enviam migrantes em 2000, 8 são do Nordeste, ficando de fora apenas o estado do Rio Grande do Norte, um do Sudeste, Minas Gerais e um do Sul, o Paraná.

Em relação ao Censo Demográfico de 1991, houve um acréscimo no estoque total de migrantes no Brasil de 4.094.277, uma variação de 19,10%. Este movimento de pessoas inter-regionalmente corresponde a uma taxa de crescimento média anual de 1,96%. Comparado ao período 1991-1980, que apresentou taxa de crescimento média anual de migrantes de 3,11% percebe-se uma indicação de uma possível tendência na redução dos fluxos migratórios interestaduais no Brasil ao longo destas últimas décadas.

Em 2000, quase 9 milhões de brasileiros naturais de outros estados escolheram São Paulo como destino, ou seja, São Paulo atraiu 34,54% do total de migrantes (Tabela 3.6). No Sul, o Paraná é o estado que mais atrai migrante atraindo 5,66% do total de migrantes. No Centro-Oeste, Goiás é o destino preferido atraindo 5,07% do total de migrantes. No Norte e no Nordeste os estados que mais atraem migrantes são Pará e Bahia com 4,10% e 2,87%, respectivamente.

O Distrito Federal é a UF que apresenta um maior percentual de migrantes na população em 2000, isto é, 52,99% dos residentes no Distrito Federal eram naturais de outra UF. No Norte, Rondônia destaca-se com 51,47% dos residentes sendo não-naturais. Neste mesmo ano São Paulo apresentava 23,81% dos seus moradores naturais de outras UF's. E, mais uma vez, o Rio Grande do Sul é o estado que apresenta uma menor parcela da sua população não-natural. Esta posição do estado se manteve ao longo dos últimos três Censos Demográficos.

Conforme comentado anteriormente, o Distrito Federal parece ter conseguido fixar a sua população natural em um ritmo bem mais elevado que a atração de novos migrantes tendo em vista que a participação de migrantes na população candanga passou de 76,02% em 1890, Tabela 3.2, para 52,99% em 2000, Tabela 3.6.

Até então a análise da migração teve o foco direcionado para a migração interestadual⁴. No entanto, outras dimensões da migração populacional brasileira complementam-se à migração interestadual.

⁴ Foram feitos testes de igualdade de proporções para os valores de cada UF na 4ª coluna (Participação %) das Tabelas 3.1, 3.3 e 3.5, bem como na última coluna (migrantes/pop.da UF emissora) das mesmas tabelas. O mesmo teste foi feito considerando a 4ª coluna (Participação) das Tabelas 3.2, 3.4 e 3.6, bem como a última coluna (migrantes/pop.da UF receptora) nas mesmas tabelas. A 1 ou a 5%, os valores para todas as UF's rejeita-se sempre a hipótese de igualdade das proporções.

Tabela 3.6 – Atração de Migrantes Por Unidades da Federação (2000)

Ranke	UF	Migrantes (a)	Participação (%)	UF	(a)/População da UF Receptora (%)
1	SP	8819307	34,54	DF	52,99
2	RJ	2476514	9,70	RO	51,47
3	PR	1445537	5,66	RR	46,60
4	GO	1294733	5,07	MT	42,32
5	MG	1221634	4,79	TO	32,38
6	DF	1086976	4,26	AP	32,28
7	MT	1060336	4,15	MS	27,64
8	PA	1046142	4,10	GO	25,87
9	BA	732730	2,87	SP	23,81
10	RO	710805	2,78	ES	18,98
11	SC	603204	2,36	RJ	17,21
12	ES	587851	2,30	PA	16,88
13	MS	574448	2,25	PR	15,11
14	PE	535471	2,10	AC	11,30
15	MA	459240	1,80	SC	11,26
16	TO	374878	1,47	SE	10,76
17	CE	356708	1,40	AM	10,76
18	RS	343225	1,34	RN	8,35
19	AM	303059	1,19	PI	8,24
20	PB	255649	1,00	MA	8,12
21	PI	234214	0,92	AL	7,62
22	RN	231856	0,91	PB	7,42
23	AL	215485	0,84	MG	6,82
24	SE	192041	0,75	PE	6,75
25	AP	153978	0,60	BA	5,60
26	RR	151167	0,59	CE	4,80
27	AC	63043	0,25	RS	3,37
TOTAL		25.530.231	100,00	-	-

Fonte: Microdados do Censo de 2000: Elaboração Própria.

3.3. Migração Inter-Regional

Dada a extensão territorial brasileira e um quadro histórico de assimetria da ocupação espacial entre as regiões, pretende-se avançar na análise da migração com enfoque nas regiões.

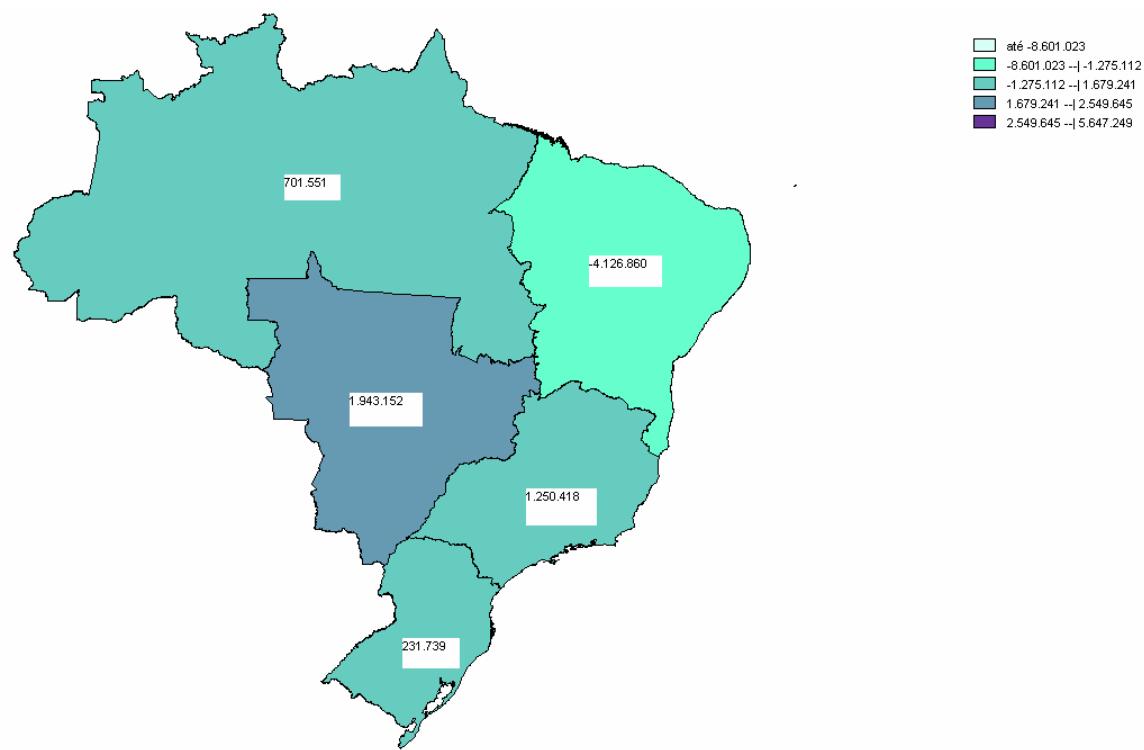
Extremamente concentrada no Sudeste, especialmente em São Paulo, a industrialização respaldou a formação e a expansão do mercado interno brasileiro. Nesse contexto, não uniformemente e em ritmo distinto, as demais regiões brasileiras passaram a coligar-se com o Sudeste ajustando a sua estrutura produtiva com base em atividades complementares nas quais apresentavam vantagens comparativas (Cano, 1998).

Até que ponto a reestruturação espacial da economia brasileira após o período de consolidação da industrialização no Sudeste e a implantação de políticas regionais com a criação

da SUDENE e SUDAM e posterior crise fiscal do estado em 1980, com abandono de políticas regionais, pode ter afetado os fluxos migratórios inter-regionais brasileiros? Pacheco e Patarra (1997) indagam sobre possíveis mudanças no padrão de migração brasileira ocasionando novos padrões ou se estas mudanças refletem, na verdade, mudanças ocorridas no passado, resultantes de efeitos conjunturais refletindo mudanças internacionais ocorridas com o processo de abertura ou uma concomitância de efeitos tais como a dinâmica demográfica, reordenação espacial e setorial da economia e reflexos de políticas sociais ocorridas ao longo última década do século passado.

Em 1980, em termos regionais, a região Nordeste do Brasil era a única entre as cinco regiões brasileiras a apresentar um estoque líquido negativo de migrantes, ou seja, o Nordeste apresentava um estoque líquido negativo de migrantes de 4.126.860. Sendo que, entre as demais regiões, a região Centro-Oeste era a região com maior estoque líquido positivo de migrantes, 1.943.152 (figura 3.1).

Figura 3.1 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional no Brasil: 1980

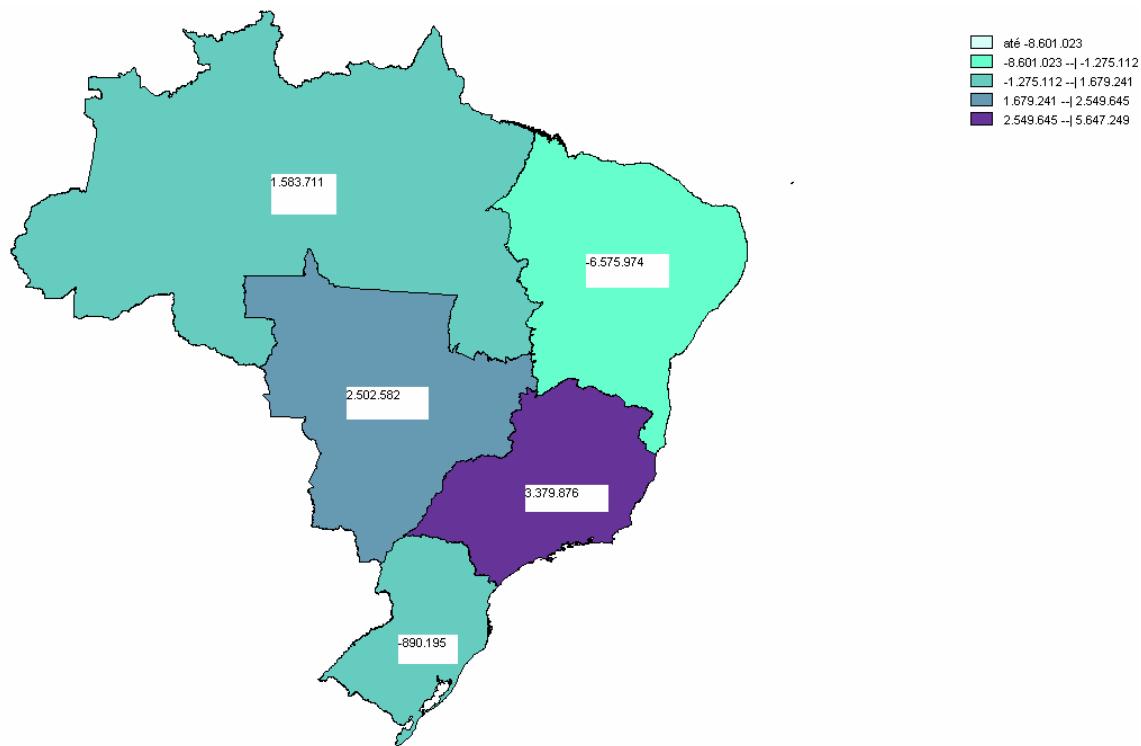


Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 1980 – Elaboração Própria.

A dinâmica migratória inter-regional brasileira apresenta mudanças importantes, entre 1980 e 1991. Através da figura 3.2, é possível observar mudanças acentuadas no estoque líquido de migrantes entre as regiões brasileiras. O Nordeste continua sendo a região que mais envia migrante, mas agora não é a única com estoque líquido negativo, ou seja, a região Sul também passa a apresentar estoque líquido de migrantes negativo. Por outro lado, a região Sudeste supera as demais regiões na atração de migrantes e apresenta um estoque líquido positivo de cerca de três milhões e quatrocentos mil migrantes.

Parece haver mudança no perfil migratório inter-regional no Brasil entre 1980 e 1991. O incremento de mais de 2 milhões de migrantes na região Sudeste procedentes de outras regiões, pode apontar para uma nova rota de migração inter-regional no Brasil neste período. Neste mesmo período quase 2,5 milhões de nordestinos haviam deixado a região para residirem em outras regiões do Brasil, enquanto 890.195 migrantes sulistas deixaram a região com destino a outras regiões do país.

Figura 3.2 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional: 1991



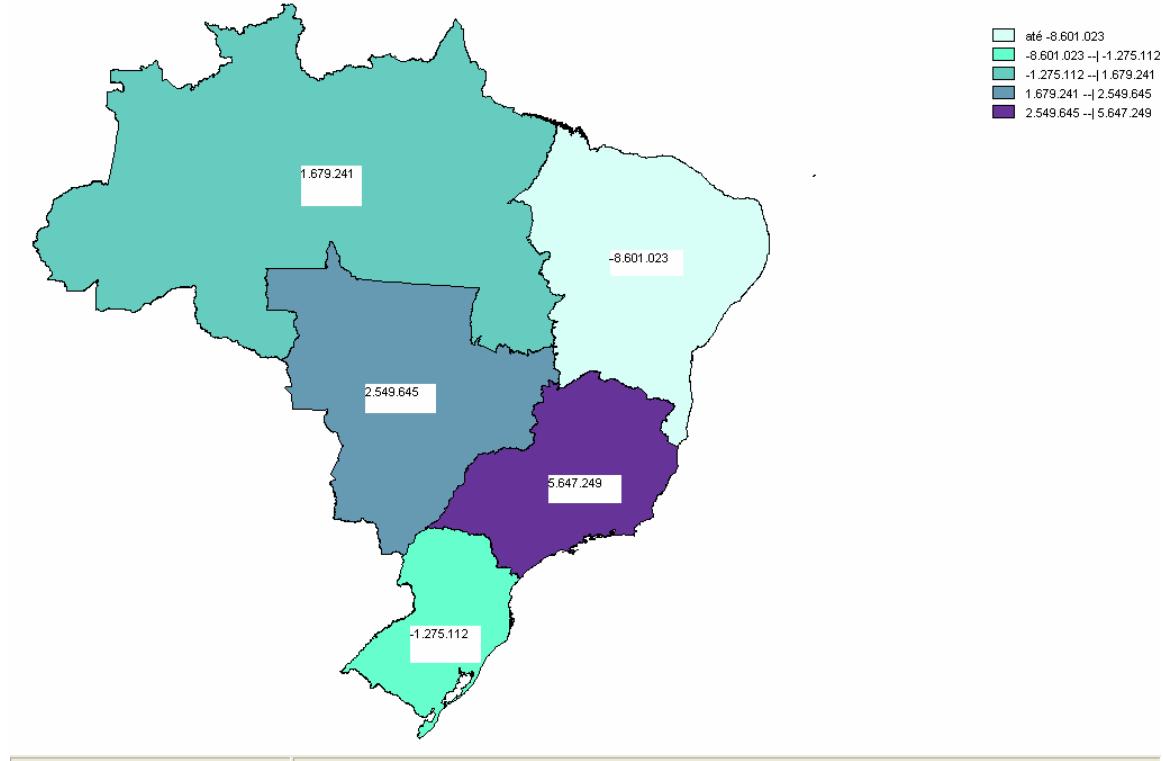
Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 1991: Elaboração Própria.

Embora nas últimas décadas do século passado tenha havido frentes de investimentos significativos fora do Sudeste brasileiro, seja pelo aproveitamento de recursos naturais disponíveis (cerrado brasileiro e grandes projetos de irrigação no Nordeste, por exemplo), e formas de ação dos estados por meio de políticas de atração de investimentos, ocupando espaços fora dos grandes centros industriais que prevaleceram no passado, parece que, ainda assim, não têm sido suficiente para gerar oportunidades econômicas em magnitude suficiente para conter os fluxos migratórios inter-regionais. Entre 1991 e 2000, 2.409.966 de pessoas migraram para outras regiões do Brasil.

No que diz respeito à dinâmica migratória inter-regional brasileira entre 1991 e 2000, observa-se uma consolidação das mudanças ocorridas no período passado no que diz respeito às rotas migratórias. Pela figura 3.3 é possível observar que tanto a região Nordeste como a região Sul continuam, nesta ordem, a dominar o envio de migrantes inter-regional, mas a força das regiões Norte e Centro-Oeste na atração de migrantes arrefecem, enquanto aumenta a força da região Sudeste na atração destes migrantes. A região Sudeste em 2000 apresenta um estoque líquido de cerca de 5 milhões e seiscentos e cinqüenta mil migrantes. Quando comparado ao movimento migratório inter-regional do período 1980 e 1991, observa-se que houve uma queda significativa do montante de migrantes inter-regional. Nesse período o movimento migratório havia sido de 3.339.309 migrantes, portanto, passada quase uma década, a diminuição do movimento migratório foi de mais de 929.343 migrantes. Os dados apontam para um possível novo padrão migratório inter-regional em termos de realocação espacial inter-regional da população, com magnitudes menores em relação à períodos passados. Esse perfil pode ser reflexo das mudanças conjunturais e estruturais⁵ ocorridas na economia brasileira na década de 90, conforme comentado anteriormente.

⁵ Como evidenciado anteriormente: desconcentração industrial, abertura econômica com reflexos no ajuste do emprego industrial e aproveitamento das vantagens comparativas locais e, estabilidade econômica.

Figura 3.3 - Estoque Líquido de Migrantes Inter-regional: 2000



Fonte: Microdados do Censo 2000: Elaboração Própria.

3.4. Migração Rural-Urbana e Urbana-Urbana

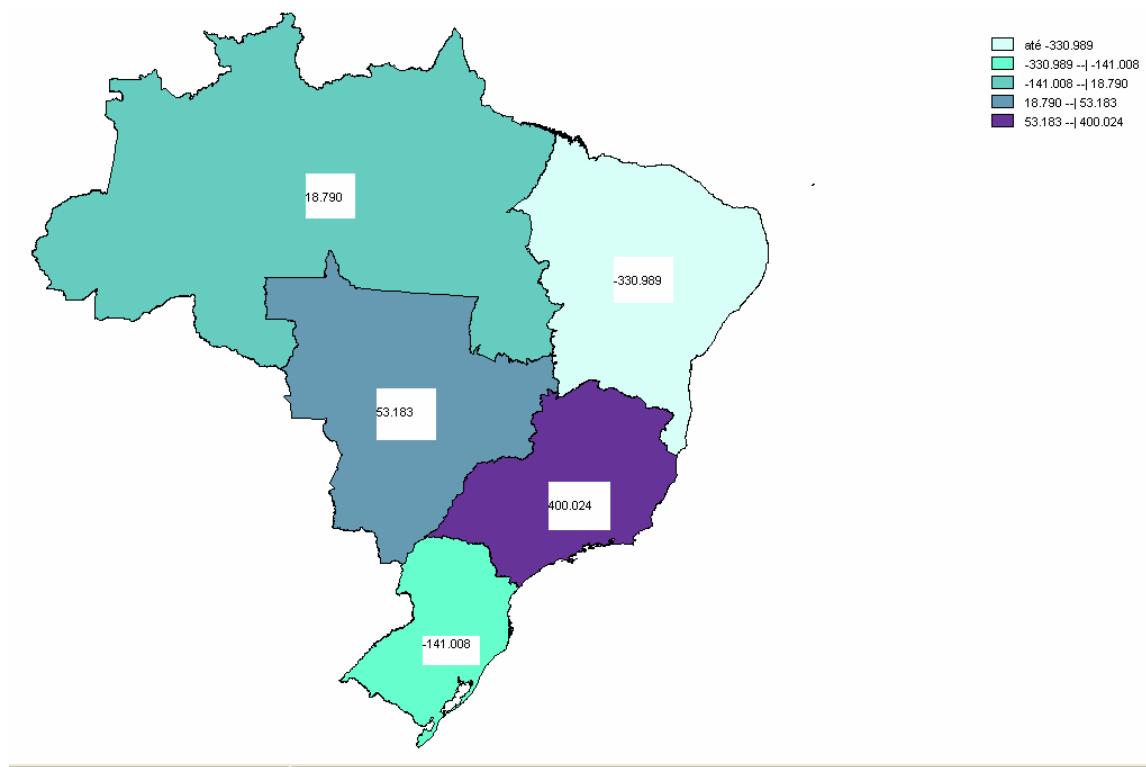
Uma outra dimensão do processo migratório diz respeito à migração Rural-Urbana e Urbana-Urbana. A análise destes fluxos migratórios ajuda na compreensão das alterações ocorridas na ocupação espacial da população já que reflete mudanças ocorridas do ponto de vista econômico e social da população brasileira.

Após o período de consolidação do processo de industrialização brasileira com o fortalecimento do mercado interno nacional, é possível que as interligações da economia tenham passado a provocar no meio rural tanto força de expulsão de população derivadas da consolidação do processo de produção agrícola com acentuada concentração fundiária, quanto na forma de inserção dos trabalhadores rurais nos diversos segmentos urbanos. Este conjunto de forças parece atuar de forma significativa na migração rural-urbana.

Até então, o conceito de migrante considerado foi o de naturalidade estadual. Na análise a seguir, foi considerado migrante o indivíduo que cinco anos antes da realização do Censo demográfico residia fora do estado em que se encontrava no período da realização do Censo. Este conceito permite compreender os fluxos migratórios em intervalos menores possibilitando apreender efeitos conjunturais da economia.

É possível observar na figura 3.4 a variação dos fluxos migratórios rural-urbano entre as regiões brasileiras no período (1975-1980). O Nordeste e o Sul apresentavam fluxos negativos de migrantes nesta dimensão, enquanto o Sudeste, o Centro-Oeste e o Norte eram os destinos dos migrantes que deixavam a zona rural em busca de melhores oportunidades nas cidades de outras regiões brasileiras.

Figura 3.4 - Migração Rural-Urbana Inter-regional no Brasil: (1975-1980)



Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 1980. Elaboração própria.

As precárias condições da área rural no Nordeste, como dito anteriormente, agravada pelas secas ocorridas na década de 70, possivelmente explicam, em parte, o movimento de nordestinos moradores da área rural em busca de melhores oportunidades nas cidades de outras regiões.

O destino preferido dos habitantes de áreas rurais do Nordeste, Sul, Centro-Oeste e Norte que decidem migrar para áreas urbanas é o Sudeste. Os nordestinos representam 59% do total destes migrantes. No montante de migrantes da região Nordeste, cerca de 79 % tem como destino o Sudeste. Quando habitantes de áreas rurais do Sudeste decidem deixar esta região para residirem em áreas urbanas, 52,35% preferem como destino a região Centro-Oeste (tabela 3.7). Esse movimento capta, em parte, a ocupação do cerrado brasileiro que começa a despontar como o celeiro agrícola brasileiro com a consolidação e adoção de novas técnicas agrícolas (variedades de sementes de soja e milho de alto potencial genético adaptada às condições do cerrado, por exemplo). Desta forma, percebe-se não só a preferência dos migrantes do Sudeste para a região Centro-Oeste, bem como pelos migrantes Sulistas para esta região e para o Sudeste. Boa parte do território mineiro está situada no cerrado e tem ocupação e exploração fortemente marcada pela presença destes migrantes.

Tabela 3.7 – Migração Inter-regional Rural-Urbana (1975-1980)

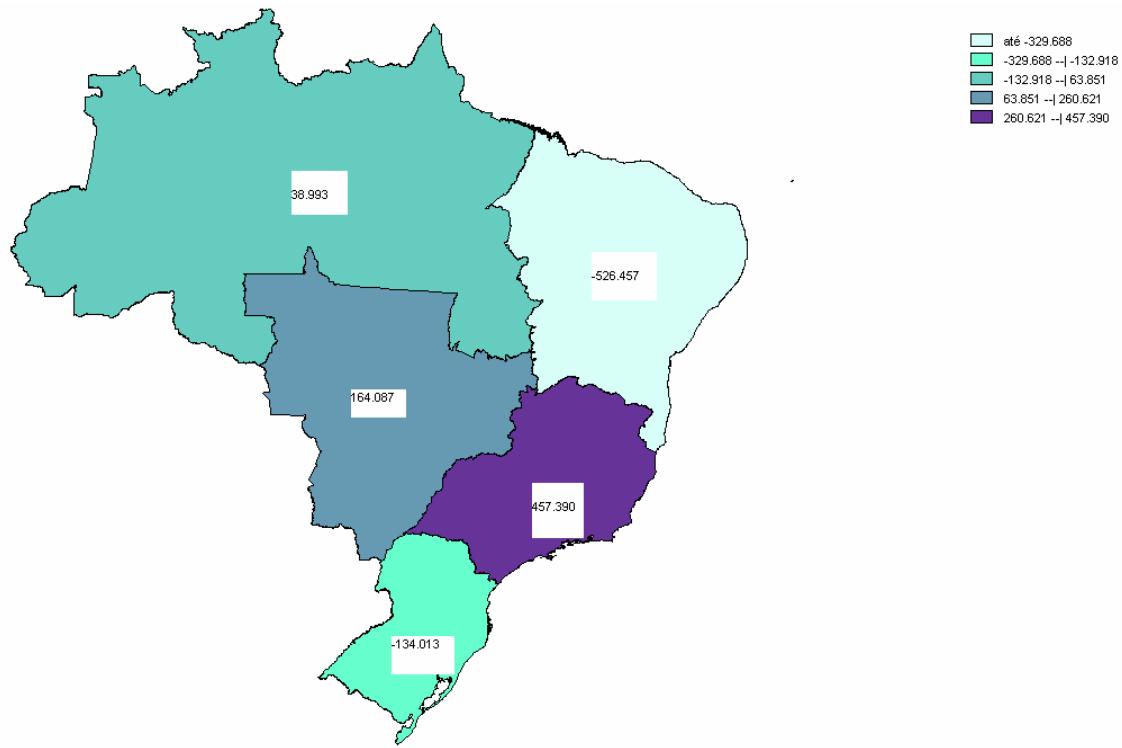
	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório
CO	0	1095	2828	21311	1445	26679	53183
NE	47439	0	17170	269737	5954	340300	-330989
NO	612	1023	0	2284	238	4157	18790
SE	22489	5501	2136	0	12832	42958	400024
SUL	9322	1692	813	149650	0	161477	-141008
Brasil	79862	9311	22947	442982	20469	575571	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 1980. Elaboração Própria.

Coluna= Entrada, Linha= Saída.

O fluxo migratório urbano-urbano se dá na mesma direção do fluxo migratório rural-urbano no período (1975-1980), embora ocorra em magnitude maior. O impacto das secas ocorridas no Nordeste com impacto negativo sobre a produção agrícola das áreas atingidas afeta a economia dos pequenos municípios do semi-árido nordestino que tinham um forte peso desse setor na formação do produto interno bruto. As mudanças ocorridas na exploração agrícola no Sul, notadamente no Paraná com a substituição das lavouras de café e consolidação da cultura da soja em toda região, explicam, por sua vez, grande parte deste fluxo migratório inter-regional negativo da região Sul.

Figura 3.5 - Migração Inter-regional Urbana-Urbana no Brasil: (1975-1980)



Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 1980. Elaboração própria.

Entre os migrantes que residiam em áreas urbanas que migraram para áreas urbanas de outras regiões brasileiras, os nordestinos representavam 49,5%. Entre os mais de 600 mil nordestinos que partiram de áreas urbanas para áreas urbanas de outras regiões, 72,4% partiram em direção às cidades do Sudeste brasileiro (tabela 3.8).

Tabela 3.8 – Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1975-1980)

	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório
CO	0	8861	11239	65157	6729	91986	164087
NE	110554	0	47827	460971	17169	636521	-526457
NO	7232	7877	0	21496	2165	38770	38993
SE	102692	84331	13832	0	78702	279557	457390
SUL	35595	8995	4865	189323	0	238778	-134013
Brasil	256073	110064	77763	736947	104765	1285612	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 2000. Elaboração Própria.

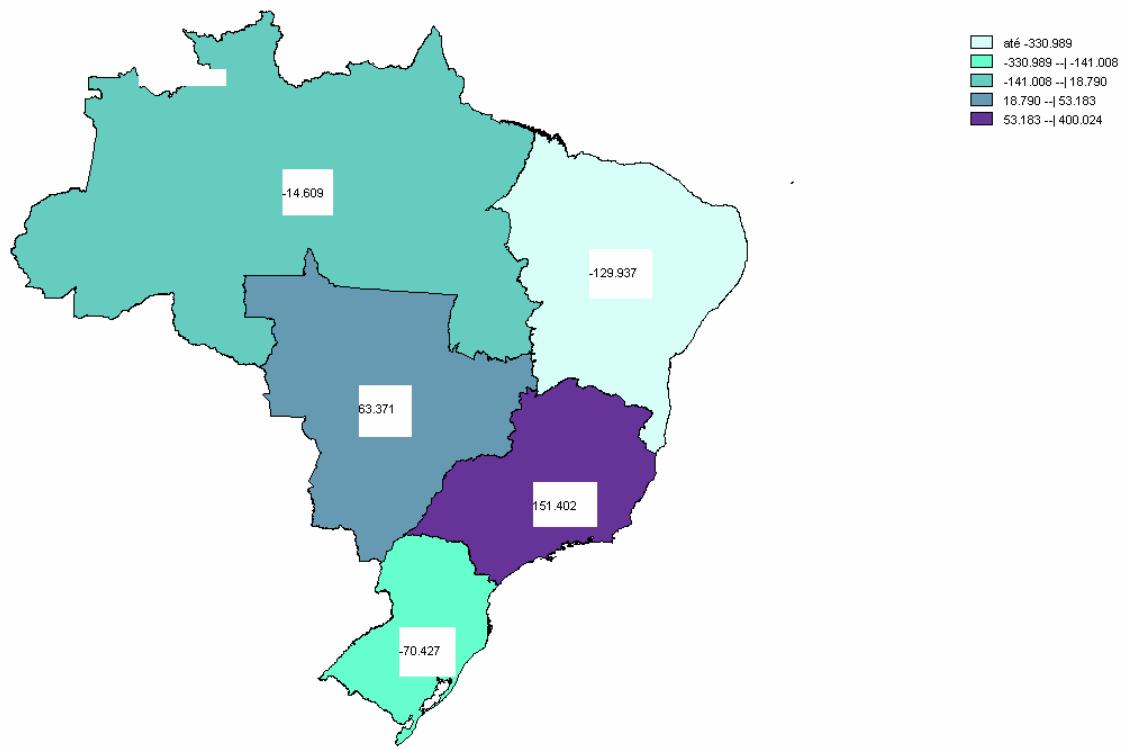
Coluna= Entrada, Linha= Saída.

O poder de atração exercido pela indústria no Sudeste começa a dar sinais de esgotamento em face à maturação dos pesados investimentos realizados na década de 70 do século passado e pelo acanhado desempenho econômico brasileiro dos anos 80. O avanço do processo de

urbanização brasileira com a diversificação das atividades econômicas advindas deste processo eleva a participação do setor de serviços na composição do produto interno. Este setor é fortalecido pela expansão dos empregos públicos advindo da criação de novos municípios os quais mantêm uma certa continuidade dos fluxos migratórios, sendo cada vez mais predominantemente os fluxos urbanos-urbanos. Nesse novo cenário, a nova configuração da migração aponta para novas inter-relações entre os sistemas urbanos (Baeninger, 1994).

Observa-se que, em relação à dimensão do fluxo migratório rural-urbano no período 1986-91, a mudança mais significativa é a migração de pessoas da área rural da região Norte para áreas urbanas de outras regiões brasileiras. A ocupação de áreas agrícolas com a expansão da fronteira agrícola e os graves problemas de grilagem e de posse de terra nesta região pode, em parte, explicar este fenômeno.

Figura 3.6 -Migração Inter-regional Rural-Urbana no Brasil: (1986-1991)



Fonte: Microdados do Censo demográfico de 1991. Elaboração Própria.

A migração rural-urbana dos nordestinos continua em direção ao Sudeste, no período 1986-1991, com os nordestinos representando 50% do total de migrantes. No caso da migração de pessoas que partiram de áreas rurais da região Norte, é interessante observar que 46,55% deste movimento migratório tem como destino o Nordeste. É possível que parte deste movimento seja

migração de retorno em face de frustrações ocorridas quando da migração em períodos passados ou mesmo por aposentados rurais. No mesmo sentido, do total de migrantes de áreas rurais para áreas urbanas de outras regiões que partiram do Sudeste 17,2% tinham como destino o Nordeste (tabela 3.9). Utilizando dados da PNAD, Fiess e Verner (2003) encontraram resultados nesta direção.

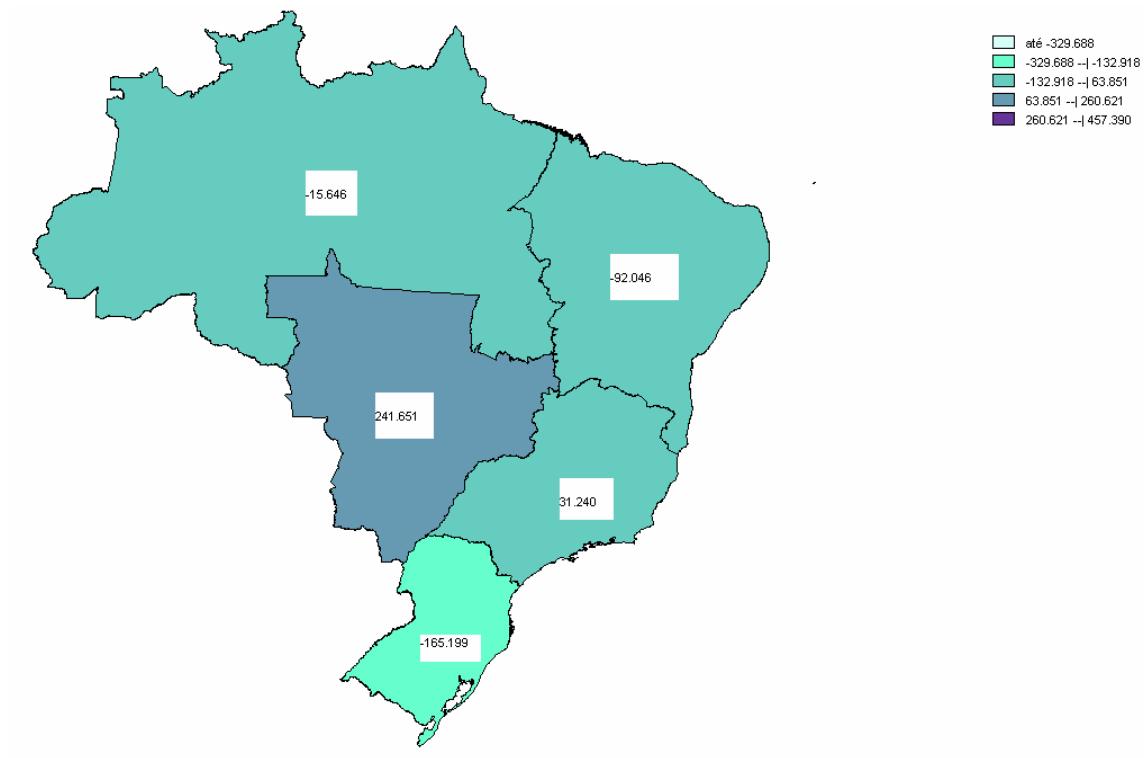
Tabela 3.9 – Migração Inter-regional Rural-Urbana (1986-1991)

	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório
CO	0	1770	3185	16732	901	22588	63371
NE	44802	0	9536	88221	749	143308	-129737
NO	14851	8506	0	8114	429	31900	-14609
SE	11206	2655	1433	0	210	15504	151402
SUL	15100	640	3137	53839	0	72716	-70427
Brasil	85959	13571	17291	166906	2289	286016	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 1991. Elaboração Própria.
Coluna= Entrada, Linha= Saída.

Em relação à migração urbana-urbana no quinquênio 1986/1991, o Centro-Oeste e Sudeste foram as únicas regiões brasileiras a apresentarem saldo líquido positivo. A região Sul foi a que apresentou o maior saldo líquido negativo de migrantes.

Figura 3.7 – Migração Inter-regional Urbana-Urbana no Brasil: (1986-1991)



Fonte: Microdados do Censo demográfico de 1991. Elaboração Própria.

Uma mudança em relação ao quinquênio anterior é o aumento da participação dos migrantes que partiram do Sudeste. Estes passaram a representar 31,25% dos migrantes urbanos inter-regionais, ultrapassando os nordestinos, que no mesmo período representavam 29,8%. Do total de migrantes do Sudeste, 51% migraram para o Nordeste.

Tabela 3.10 – Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1986-1991)

	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório Líquido
CO	0	28417	28441	87874	5091	149823	241651
NE	122616	0	53189	195212	2513	373530	-92046
NO	60238	42273	0	35212	2397	140120	-15646
SE	140755	200238	26587	0	24922	392502	31240
SUL	67865	10556	16257	105444	0	200122	-165199
Brasil	391474	281484	124474	423742	34923	1256097	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 1991. Elaboração Própria.

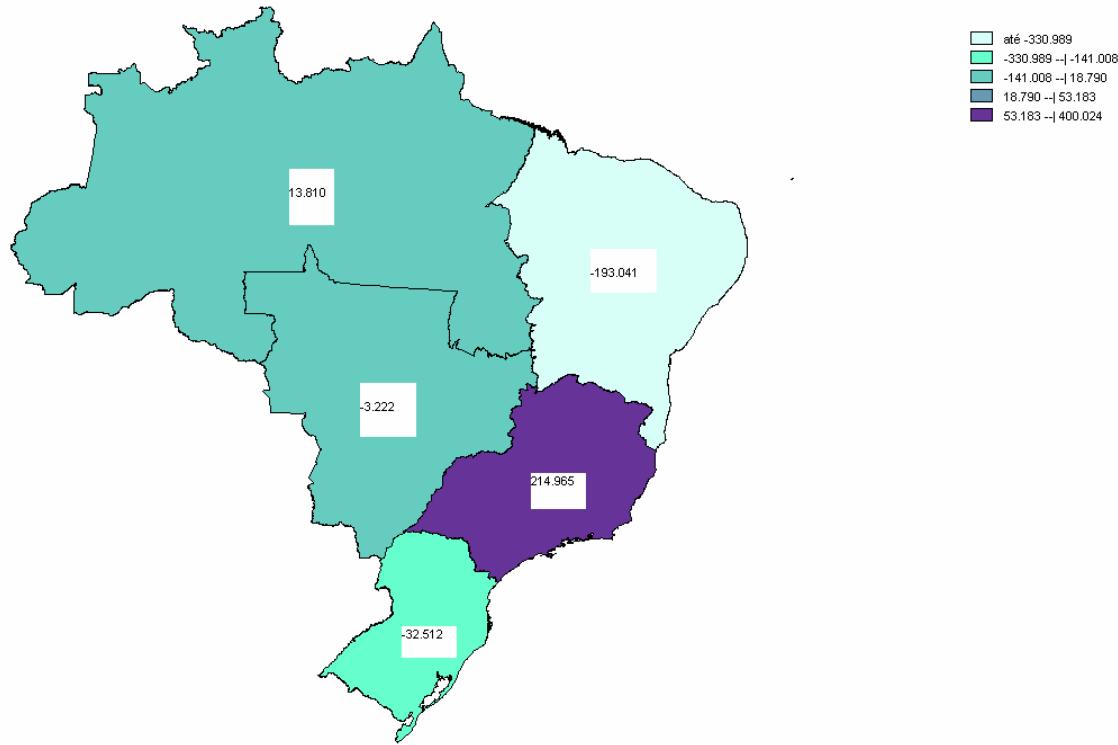
Coluna= Entrada, Linha= Saída.

É possível que no montante de migrantes do Sudeste para o Nordeste esteja contemplado um volume significativo de migração de retorno. Fiess e Verner (2003), com dados da PNAD,

apontam para uma diferenciação no perfil destes migrantes. Enquanto os migrantes NE-SE se caracterizam por serem mais escolarizados e com níveis financeiros melhores que a média dos residentes no Nordeste, os migrantes SE-NE apresentam, nas mesmas condições, características inferiores à media dos residentes no Sudeste. Os autores ressaltam que os migrantes do NE-SE apresentem características acima da média dos residentes no Nordeste.

Observa-se mais uma vez a regularidade do saldo líquido negativo da região Nordeste e a manutenção deste fluxo migratório também da região Sul, no período 1995/2000. A magnitude dos movimentos migratórios nessa vertente em relação ao período anterior praticamente se mantém.

Figura 3.8 - Migração Rural-Urbana Inter-regional no Brasil: (1995-2000)



Fonte: Microdados do Censo demográfico de 2000. Elaboração Própria.

Um diferencial do fluxo migratório rural-urbano em relação aos períodos anteriores é o aumento da participação dos nordestinos, atingindo o maior nível de participação entre os três períodos analisados, ou seja, no período 1995/2000 os nordestinos representavam 68% do total. A participação da escolha do Sudeste pelos nordestinos que migraram de áreas rurais para áreas urbanas de outras regiões também foi a maior entre os três períodos analisados com

85,9% do total. Outro resultado que se mantém elevado é a participação da escolha do Nordeste como destino dos migrantes que partiram, tanto do Sudeste como do Norte, para as demais regiões brasileiras.

Tabela 3.11 – Migração Inter-regional Rural-Urbana (1995-2000)

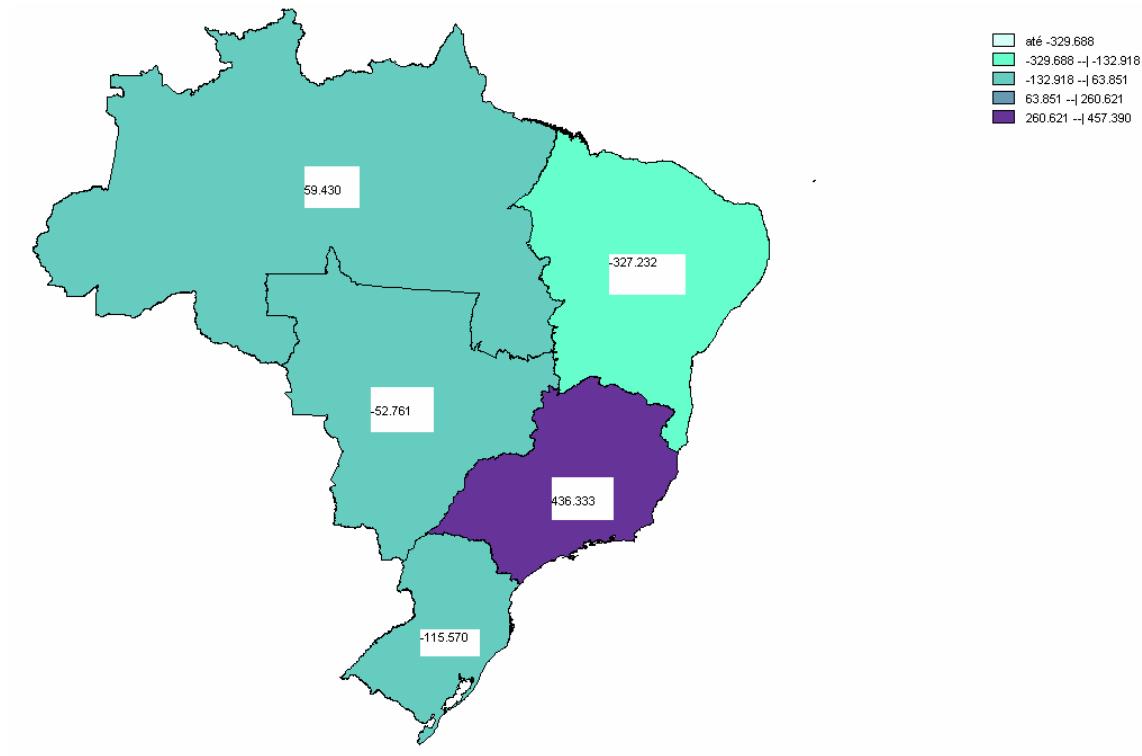
	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório
CO	0	2319	3720	15506	1848	23393	-3222
NE	4455	0	23763	181632	1595	211445	-193041
NO	4773	7298	0	6883	694	19648	13810
SE	3422	7602	3913	0	1951	16888	214965
SUL	7521	1185	2062	27832	0	38600	-32512
Brasil	20171	18404	33458	231853	6088	309974	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 2000. Elaboração Própria.
Coluna= Entrada, Linha= Saída.

No que diz respeito à migração urbana-urbana no período 1995/2000, mais uma vez o maior saldo líquido negativo deste fluxo é da região Nordeste seguido da região Sul. A região Centro-Oeste também apresenta saldo líquido negativo.

O Sudeste ainda se mantém na preferência dos migrantes nordestinos, sendo o destino escolhido por 81,5% dos migrantes. Novamente, o destaque é para a alta participação do destino escolhido tanto pelos migrantes do Sudeste e Norte para a região Nordeste com 58,4% e 45,83%, respectivamente. Esse resultado reforça a discussão da subseção anterior que, de fato, pode estar ocorrendo um novo padrão de migração inter-regional no Brasil.

Figura 3.9 - Migração Urbana-Urbana Inter-regional no Brasil: (1995-2000)



Fonte: Microdados do Censo demográfico de 2000. Elaboração Própria.

A tabela 3.13 permite analisar a composição da emissão de migrantes inter-regional no Brasil compreendendo as informações obtidas nos censos de 1980, 1991 e 2000. É possível observar as disparidades dos fluxos migratórios na dimensão rural-urbana e urbana-urbana entre as regiões brasileiras. No período 1975/2000 as regiões Sul e Nordeste eram as regiões em que relativamente mais pessoas das áreas rurais destas regiões migravam para as cidades de outras regiões brasileiras. Vale notar que a migração rural-urbana na região Norte ainda não refletia as graves tensões agrárias que vivenciaria a região em períodos posteriores.

Tabela 3.12 – Migração Inter-regional Urbana-Urbana (1995-2000)

	CO	NE	NO	SE	SUL	Total	Saldo Migratório
CO	0	36751	28970	113119	15854	194694	-52761
NE	18673	0	89119	532153	12658	652603	-327232
NO	20349	54698	0	37575	6715	119337	59430
SE	57696	220757	43931	0	55268	377652	436333
SUL	45215	13165	16747	131138	0	206265	-115770
Brasil	141933	325371	178767	813985	90495	1550551	0

Fonte: Microdados do Censo Demográfico 2000. Elaboração Própria. Coluna= Entrada, Linha= Saída.

O Sudeste, no período 1975/1980, parece ainda não haver consolidado o processo de exploração agrícola, uma vez que apesar de uma magnitude menor comparada às demais regiões brasileiras, ainda assim, apresenta uma migração rural-urbana mais elevada que nos quinquênios posteriores, onde a consolidação da forma de ocupação e exploração das áreas agricultáveis desta região parece ter ocorrido.

Em parte, os fluxos migratórios rural-urbano perdem importância relativa comparados ao fluxo urbano-urbano ao longo do período analisado, pela própria dinâmica da demografia, com a elevação cada vez maior do grau de urbanização da população brasileira. Políticas sociais, tais como extensão da aposentadoria rural, possivelmente, contribuíram para a urbanização brasileira, especialmente no Norte e Nordeste.

No período 1995/2000 muda a magnitude, mas sem alterações qualitativas no fluxo migratório rural-urbano entre as regiões brasileiras. Os nordestinos e sulistas continuam sendo os maiores responsáveis pela mudança da população de áreas rurais para as cidades de outras regiões. A falta de políticas de convivência com a seca no Nordeste do Brasil, aliada à falta de serviços disponíveis nas cidades, bem como pela modernização da agropecuária no Nordeste, tem contribuído para o constante êxodo da população do Nordeste, apesar desse processo estar perdendo forças nas últimas décadas. Por outro lado, o avanço de políticas públicas estendendo a oferta de alguns recursos antes disponíveis mais fortemente nas cidades, como é o caso da disponibilidade de energia elétrica, possivelmente altera a avaliação dos possíveis benefícios da migração por parte dos residentes destas regiões. Acrescente-se a esses fatores mencionados, a elevação do desemprego nos grandes centros urbanos a partir dos anos 80 e, notadamente, na década de 90 do século passado, que tende a diminuir os benefícios da migração. Nesse sentido, a resultante destas forças pode estar, de fato, apontando para, se não um novo padrão de migração, pelo menos a consolidação do padrão recente de migração, qual seja, um fluxo constante mas em quantidade inferior ao que vinha ocorrendo no Brasil em períodos passados.

Neste período, parece haver no Sudeste a consolidação da ocupação agrária o que reflete o baixo grau de migração de pessoas da área rural para as cidades de outras regiões. Também é possível haver mudança no comportamento do padrão de migração de grandes distâncias para mudanças para áreas mais próximas a despeito da redução dos custos pecuniários da migração.

O Nordeste brasileiro se mantém ao longo do tempo como a fonte principal da migração rural-urbana, juntamente com a região Sul. Note-se, contudo, que a região Sul apresenta uma tendência de diminuição mais acentuada que o Nordeste, conforme pode ser visto na figura 3.10.

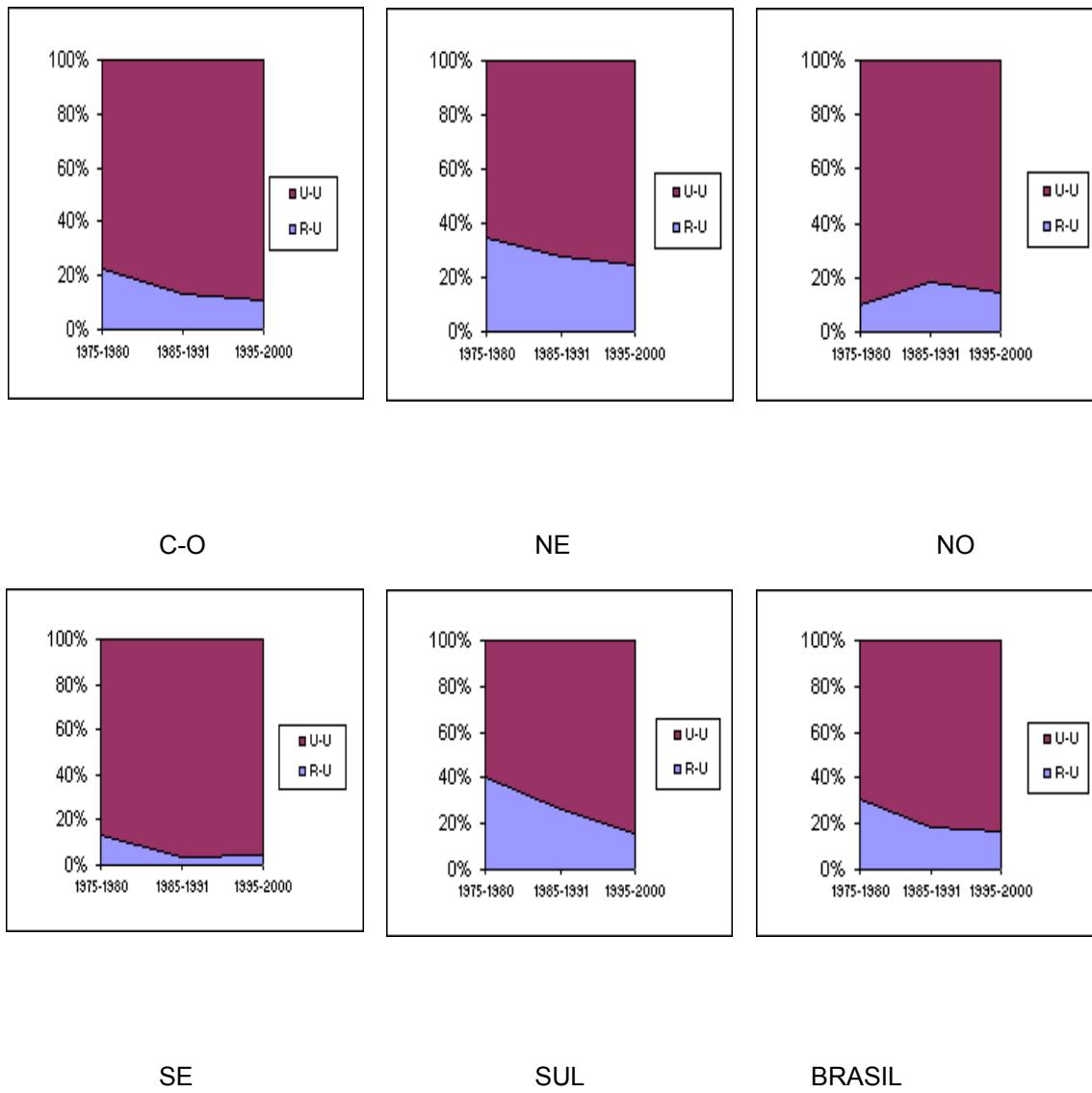
Tabela 3.13 - Composição da Emissão Inter-regional de Migrantes no Brasil: 1980-2000

	1975/1980 (%)		1986/1991 (%)		1995/2000 (%)	
	Rural-Urbana	Urbana-Urbana	Rural-Urbana	Urbana-Urbana	Rural-Urbana	Urbana-Urbana
CO	22,48	77,52	13,10	86,90	10,73	89,27
NE	34,84	65,16	27,73	72,27	24,47	75,53
NO	9,68	90,32	18,54	81,46	14,14	85,86
SE	13,32	86,68	3,80	96,20	4,28	95,72
SUL	40,34	59,66	26,65	73,35	15,76	84,24
Brasil	30,93	69,07	18,55	81,45	16,66	83,34

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

Na tabela 3.14 observa-se que, entre os brasileiros de uma região que residiam em áreas rurais e que fizeram a opção de mudar para cidades de outras regiões, prevaleceu como destino a região Sudeste e, com a menor preferência a região Nordeste em todos os períodos analisados. No entanto, é evidente a preferência de pessoas de outras áreas urbanas na escolha das regiões Nordeste e Sul quando decidem migrar para fora da região que residiam anteriormente. O Sudeste ainda é o destino preferido dos migrantes rurais-urbanos relativamente às demais regiões brasileiras, conforme pode ser visto na figura 3.11.

Figura 3.10 - Composição da Emissão Inter-Regional de Migrantes no Brasil: Urbana-Urbana; Rural-Urbana: 1975-2000



Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

Em termos de Brasil, fica evidente que cada vez mais a migração na dimensão urbana-urbana prevalece sobre a rural-urbana o que pode indicar uma nova reordenação espacial com o crescimento populacional das grandes metrópoles e de cidades de porte médio.

O rápido processo de urbanização da população brasileira sem o investimento na mesma proporção em infra-estrutura das cidades, reflete em parte, o agravamento das condições sociais

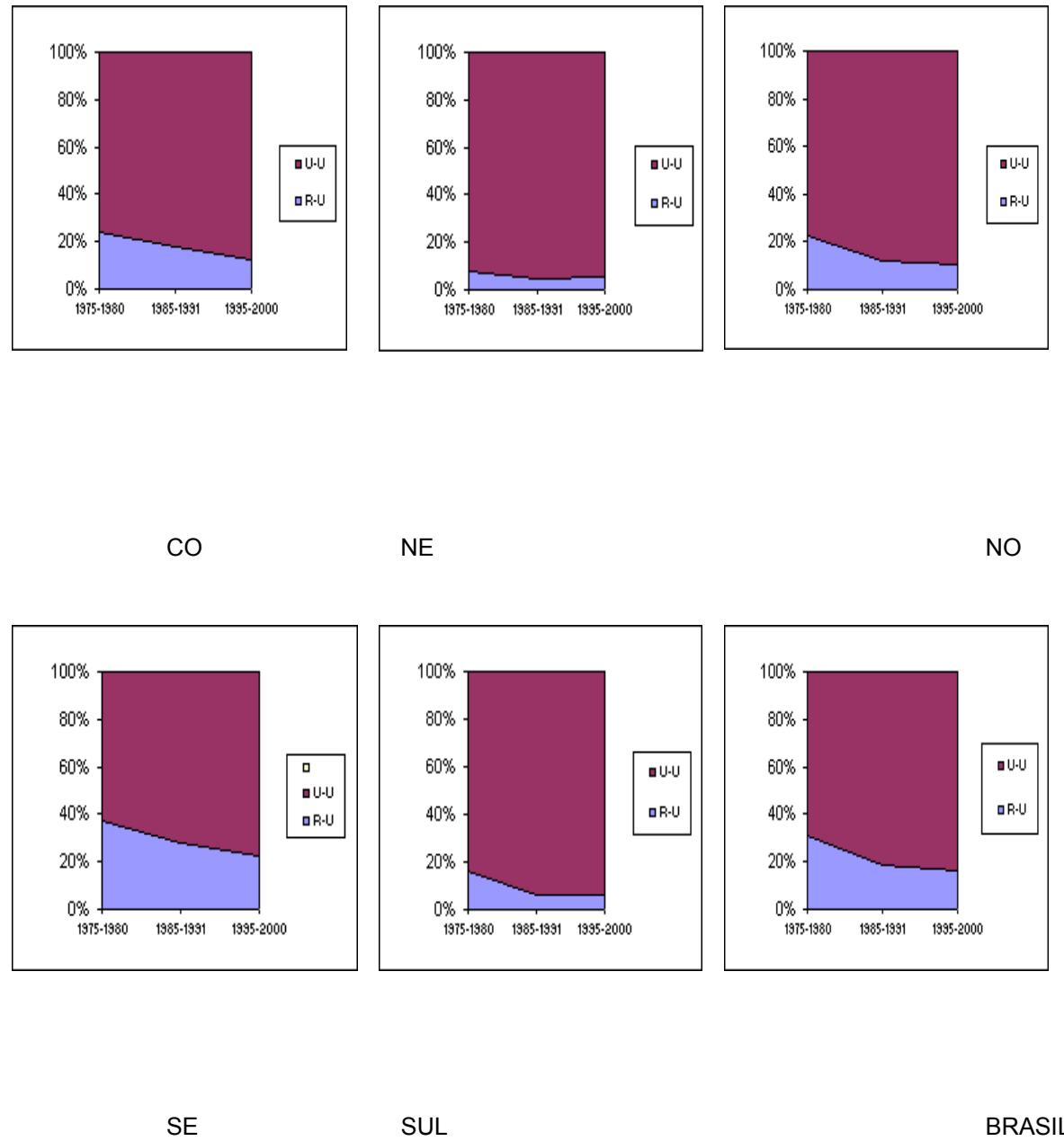
das grandes cidades com a proliferação cada vez maior de favelas e a falta de acesso às condições mínimas de habitação.

Tabela 3.14 - Composição da Atração Inter-regional de Migrantes no Brasil: 1980-2000

	1975/1980 (%)		1986/1991 (%)		1995/2000 (%)	
	Rural-Urbana	Urbana-Urbana	Rural-Urbana	Urbana-Urbana	Rural-Urbana	Urbana-Urbana
CO	23,77	76,23	18,00	82,00	12,44	87,56
NE	7,80	92,20	4,60	95,40	5,35	94,65
NO	22,79	77,21	12,20	87,80	9,73	84,23
SE	37,54	62,46	28,26	71,74	22,17	77,83
SUL	16,34	83,66	6,15	93,85	6,30	93,70
Brasil	30,93	69,07	18,55	81,45	16,66	83,34

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos 1980,1991 e 2000. Elaboração Própria.

Figura 3.11 – Composição da Atração Inter-regional de Migrantes no Brasil: : Urbana-Urbana; Rural-Urbana: 1980-2000



Fonte: Micradosos dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

3.5. Conclusões

Ao longo deste capítulo pôde-se fazer uma descrição das diversas dimensões da migração no Brasil considerando as informações obtidas dos microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, notadamente: migração interestadual, migração inter-regional; migração rural-urbana e, finalmente, a migração urbana-urbana.

Em termos da migração interestadual, Minas Gerais é o estado com maior participação relativa na emissão de migrantes, embora, sua participação diminua ao longo do período analisado, passando de 21,78%, em 1980 para 15,73% em 2000. Contudo, quando se compara o número de migrantes sobre a população da UF emissora, o estado da Paraíba se destaca passando de 27,49% para 37,67%, no mesmo período.

Analizando a atratividade de migrantes, São Paulo aumenta a participação relativa no universo de migrantes, passando de 22,09% em 1980 para 34,54% em 2000. Neste mesmo período, um resultado que se destaca é a diminuição da atratividade do Paraná, que diminui a sua participação de 13,40% para 5,66% no mesmo período.

Em uma outra dimensão da migração, a migração inter-regional, os resultados apontam para um aumento no estoque líquido negativo de migrantes do Nordeste para as demais regiões brasileiras, passando de pouco mais de 4 milhões em 1980 para mais de 8 milhões em 2000. Neste mesmo período, a região Sul passa de um saldo líquido positivo de mais de 200 mil migrantes para um saldo líquido negativo de mais de hum milhão e duzentos mil migrantes. Pôde-se observar, contudo, que os movimentos migratórios têm apresentado tendência de diminuição. No período 1975/80 o fluxo migratório inter-regional foi de mais de três milhões de pessoas, enquanto no período 1995/2000, foi de pouco mais de 900 mil.

No que se refere à migração rural-urbana, destaca-se o Nordeste como fonte emissora principal deste tipo de migração, embora haja uma tendência de diminuição deste fluxo ao longo do tempo, não somente oriundo do Nordeste, mas de todas as regiões brasileiras. Este resultado é decorrente, entre outras coisas, do processo de urbanização brasileiro.

Em relação à migração urbana-urbana, os resultados apontaram para um crescimento deste tipo de migração relativamente à migração rural-urbana nas últimas três décadas. No Brasil a migração urbana-urbana representava em torno de 60% da migração em 1980, passando para mais de 80% em 2000.

Nos próximos capítulos o enfoque será nos determinantes da migração na tentativa de compreender de que forma, seja tratando de forma agregada ou individual, os determinantes explicam os padrões de migração interna brasileira nas últimas três décadas discutidos ao longo deste capítulo.

4. DETERMINANTES DA MIGRAÇÃO INTERESTADUAL NO BRASIL: 1980-2000

4.1 Introdução

A despeito dos debates a respeito dos conceitos e questões acerca do fenômeno da migração presentes nas últimas décadas, parece evidente o maior conhecimento atual de questões centrais como, por exemplo, quais os tipos de pessoas que escolhem migrar ou por que as pessoas migram? Vale a pena notar que o aumento no entendimento dessas questões resulta de desenvolvimentos teóricos e empíricos que possibilitam explicar questões surgidas pela migração (Borjas, 1999).

Mais recentemente, Cushing e Poot (2004) apresentam um levantamento sobre as pesquisas que tratam da migração enaltecendo a grande contribuição das ciências regionais para a pesquisa deste tema. Os autores relatam a longa história destas pesquisas apontando para mais de 12.000 artigos publicados sobre a migração em importantes periódicos desde 1969, notadamente para os países desenvolvidos, mas evidenciam a escassez de pesquisa para os países em desenvolvimento. Além de apontarem as principais áreas de pesquisa, especificamente, migração interna e externa, com respectiva evolução e modelagem (determinantes da migração, consequências da migração, o papel do espaço na pesquisa de migração, entre outros), os autores destacam que as características espaciais no processo de migração têm recebido pouco reconhecimento explícito. Isto mesmo que se reconheça que a maioria dos pesquisadores nesta área concordariam que os fluxos migratórios entre duas regiões são provavelmente afetados pelas mudanças nas características das outras regiões, particularmente, as regiões vizinhas. Ou seja, apesar de forte base teórica para considerar a estrutura espacial e, assim, demonstrar a sua importância em estudos empíricos, uma porção significativa de pesquisas empíricas continua a omitir qualquer aspecto do espaço na análise dos fluxos migratórios.

A literatura sobre migração no Brasil também tem negligenciado o efeito espacial, embora, por vezes, tenha considerado a taxa de desemprego na explicação dos fluxos migratórios no Brasil (Ferreira, 1996, Ramos e Araújo, 1999). Ramos e Araújo (1999) consideram, por exemplo, a esperança de renda, mas não incluem outras variáveis locais relevantes na determinação da migração. Além de trabalhar com dados em painel, incluindo os microdados censitários disponibilizados mais recentemente, neste capítulo, o presente esforço de pesquisa explora a

influência de variáveis de atratividade sociais e naturais na determinação dos fluxos migratórios além de considerar o efeito da atratividade dos vizinhos.

Dentro desta última perspectiva, este capítulo centra esforços na identificação empírica das variáveis que explicam os fluxos migratórios no Brasil, ressaltando a importância da variável renda esperada (renda ponderada pela possibilidade de se conseguir emprego), condicionada pela sua localização, através da atratividade dos vizinhos. Para a consecução deste objetivo é utilizada uma base de dados do IBGE, os microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

Além dessa introdução, na seção seguinte, são apresentados alguns aspectos teóricos sobre a migração e evidências a respeito para o Brasil. Na terceira seção a migração é analisada considerando um Modelo de Capital Humano com Condicionamento Espacial. Na quarta seção, são analisados os determinantes da migração e apresentadas as principais conclusões.

4.2 Migração: Aspectos Teóricos e Evidências Para o Brasil

O deslocamento da mão-de-obra e dos fatores de produção têm permeado as discussões econômicas por muito tempo. Estudos que buscavam explicar o processo de desenvolvimento econômico respaldaram-se na realocação setorial e espacial da mão-de-obra. Segundo a teoria neoclássica, os trabalhadores buscam lugares onde há escassez do fator trabalho e, em decorrência, há maior remuneração. As regiões onde as relações capital-trabalho são mais elevadas e, por sua vez, a produtividade do trabalho é maior, sob certas condições, apresentam maior remuneração para o trabalhador, ocasionaria o fluxo migratório para essas regiões.

Nessa perspectiva, é fundamental identificar e quantificar as variáveis que determinam a redistribuição de trabalho no processo de desenvolvimento. As explicações variam desde a diferenciação de renda via política de salário mínimo a diferenciais na produtividade.

Segundo Borjas (1999), a observação de que a decisão de migrar é motivada pelos diferenciais de salários é atribuído a Hicks, em sua teoria dos salários (Hicks, 1932). Um argumento, segundo o primeiro autor, utilizado em praticamente todos os modernos estudos das decisões de migrar usa essa conjectura como ponto de partida. De fato, este argumento se faz presente nos modelos teóricos apresentados no segundo capítulo (Harris-Todaro, 1970; Bojas 1987, Chiswick, 1999; Katz e Stark, 1987 e Heitmueller, 2003).

Apoiados neste argumento teórico, alguns trabalhos foram desenvolvidos para explicar os fluxos migratórios em vários países ou regiões de países. No caso brasileiro, Sahota (1968) pode ser apontado como um dos pioneiros na análise de migração. As evidências obtidas levaram a este autor concluir que, de fato, a migração interna no Brasil responde aos diferenciais de renda. Yap (1975), analisando os ganhos associados com a migração rural-urbana no Brasil e a assimilação dos migrantes no mercado de trabalho urbano, faz uso do diferencial entre as rendas como variável explicativa destes fluxos migratórios. Mais recentemente, Borges e Ferreira (1996), Cançado (1999), Menezes e Ferreira Júnior (2003) também se respaldaram no papel dos diferenciais de renda, embora tenham como preocupação central a relação entre os fluxos migratórios e a convergência entre as rendas *per capita* entre estudos brasileiros.

Ramos e Araújo (1999), contudo, evidenciaram a fragilidade da consideração apenas dos diferenciais de renda para explicação dos fluxos migratórios brasileiros. Seguindo a contribuição de Harris e Todaro (1970), os autores consideraram que na decisão de migrar, o migrante deve considerar não apenas o diferencial de renda, mas o diferencial do valor esperado da renda. Nesse sentido, o indivíduo tem como objetivo maximizar intertemporânea uma função de utilidade esperada. Assim, o diferencial a ser considerado entre as unidades geográficas passa a ser a expectativa do valor presente da renda, ou seja, a renda ponderada pela probabilidade de encontrar emprego. Este último, por exemplo, poderia ser obtida pela utilização da taxa de desemprego: quanto menor (maior) esta maior (menor) deveria ser a probabilidade de encontrar emprego.⁶

Este capítulo atualiza as evidências obtidas por Ramos e Araújo (1999), considerando na análise, além de variáveis vinculadas à atratividade local, como níveis de desigualdade e condições naturais, uma dimensão inexplorada na literatura brasileira sobre migração: a importância da localização ou da vizinhança. Este capítulo estende espacial e temporalmente a contribuição de Justo e Silveira Neto (2006), que utilizaram dados das PNADs, o que impossibilita a obtenção de informações de migração nos estados da região Norte, uma vez que esta base de dados inclui apenas informações das áreas urbanas desta região.

⁶ Gugler (1968) ressalta que os migrantes rurais vão para as cidades conscientes da baixa probabilidade de encontrar emprego, contudo, a grande disparidade entre os salários rurais e urbanos, faz, mesmo assim, atrativo as pessoas migrarem.

4.3. Migração: Modelo Capital Humano com Condicionamento Espacial

Nesse estudo, com o objetivo de estimar os efeitos dos determinantes locais na migração interestadual, trabalha-se com a taxa líquida de migração. Uma precondição central para a análise da taxa líquida de migração comparada com a migração em um único sentido⁷ é a existência de um razoável esquema de agregação que consista em um conjunto de oportunidades, considerados pelos migrantes, para outras unidades geográficas. O modelo a seguir mostra como a função taxa líquida de migração pode ser derivada, com um já definido conjunto de oportunidades.

Segundo Büttner (1999), estudos empíricos a respeito dos fluxos líquidos de migração freqüentemente partem de estruturas análogas àquelas do modelo gravitacional. Algumas condições do mercado de trabalho local, como por exemplo, as taxas de desemprego, são encontradas por aumentar a saída de pessoas (*push factores*), enquanto outras como, por exemplo, a renda, pode aumentar a entrada (*pull factores*). Um outro grupo de condições tende a afetar ambos os tipos de migração, distância entre as localidades e os contingentes populacionais destas. Estes fatores de atratividade têm respaldo nos modelos teóricos apresentados no segundo capítulo, notadamente o modelo de Harris-Todaro (1970). Suponha que todas as condições relevantes para decisão de migração em uma região possam ser captadas por um índice que possa medir a atratividade da região r, digamos Ω_r . O saldo de migração de s para r, $M_{s,r}$, em dado período, pode ser descrito como função dos índices estaduais de atratividade Ω_r, Ω_s .

$$M_{s,r} = \delta_{s,r}^{-\alpha} T_r T_s (k_1 \Omega_r - k_2 \Omega_s) \quad k_1, k_2 > 0, \quad \alpha > 0, \quad \delta_{s,r} > 1 \quad (4.1)$$

Onde T_r denota a ponderação total do estado r, $\delta_{s,r}$ é a medida de distância entre os dois estados, k_i ($i = 1,2$) são constantes e α determina a importância do efeito da distância. O termo $\delta_{s,r}^{-\alpha} T_r T_s$ é um termo central no modelo gravitacional medindo a interação potencial entre os estados r e s. Quando o parâmetro de distância α aumenta o incentivo à migração é reduzido. Usando uma equação correspondente para o fluxo líquido de migração de r para s, o fluxo líquido migratório ($M_{s,r}$) do estado s para o estado r é dado por:

$$M_{s,r} = M_{s,r} - M_{r,s} = \delta_{s,r}^{-\alpha} T_r T_s k (\Omega_r - \Omega_s) \quad k = k_1 + k_2 \quad (4.2)$$

⁷ Existem estudos de migração que são modelados considerando o fluxo migratório nos dois sentidos, ou seja, consideram características das regiões de origem e destino.

Assim, é possível perceber que a migração entre r e s é determinada pela diferença das condições locais, que é ponderada pela distância e população⁸. Se as condições locais em r são preferidas em relação àquelas do estado s, ($\Omega_r > \Omega_s$) a taxa de migração líquida é positiva. Se o estado s é mais distante, a distância é mais importante (α é grande) ou se a região s é menos populosa, a taxa de migração líquida é menor. A partir da soma da contribuição acima para todos os estados, uma expressão total da migração para o estado r resulta:

$$M_r \equiv \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m M_{s,r} = k \left(\sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s \right) \Omega_r T_r - k \left(\sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s \Omega_s \right) T_r \quad (4.3)$$

Enquanto o primeiro termo no lado direito da equação (4.3) é um termo linear em relação ao índice de atratividade das regiões consideradas, o segundo termo do lado direito da equação contém a soma ponderada de todos os índices de atratividade. Pelo requerimento adicional de que a migração relativa à população é afetada pelo próprio índice igualmente em todos os estados, os pesos podem ser normalizados de tal forma que o peso para todos os estados somem a unidade, ou seja:

$$\sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s = 1 \quad (4.4)$$

Agora o lado direito da equação (4.3) corresponde à média ponderada de todos os índices de atratividade dos estados. A taxa de migração pode ser reformulada, por fim, como:

$$mr_r \equiv \frac{M_r}{T_r} = k \Omega_r - k \left[D_{i1} D_{i2} \dots \begin{bmatrix} \Omega_1 \\ \Omega_2 \\ \dots \end{bmatrix} \right] \quad (4.5)$$

onde $D_{rs} = \delta_{rs}^{-\alpha} T_s$ e mr_r denota a taxa de migração. Em outras palavras, a equação (4.5) pode ser expressa na notação de matriz:

$$m_r = k [I - D] \Omega \quad (4.6)$$

⁸ Cushing e Poot (2004) destacam as diferenças nos estudos de migração com dados agregados, como neste caso, e microdados, como serão tratados nos capítulos seguintes.

onde mr é um vetor de taxas de migração líquidas entre os estados, I é uma matriz identidade, e Ω é o vetor de índices de atratividade local. O conjunto de pesos espaciais constituem a matriz de transformação espacial D com pesos específicos dos estados, onde os elementos, são produto inverso da distância ponderada pelo parâmetro α e a população. Quando o parâmetro α aproxima-se de zero, a transformação é idêntica a remover da média nacional o peso de todos os estados com suas populações de um índice de atratividade local (Ω_r). Por isso, a diferença espacial é uma extensão para estimativa com diferenças da média nacional. A transformação espacial é similar ao conceito de matriz de contigüidade da econometria espacial. O requerimento da normalização da matriz de pesos espacial é análoga à normalização da matriz espacial, comum na econometria espacial.

4.4 Determinantes da Migração

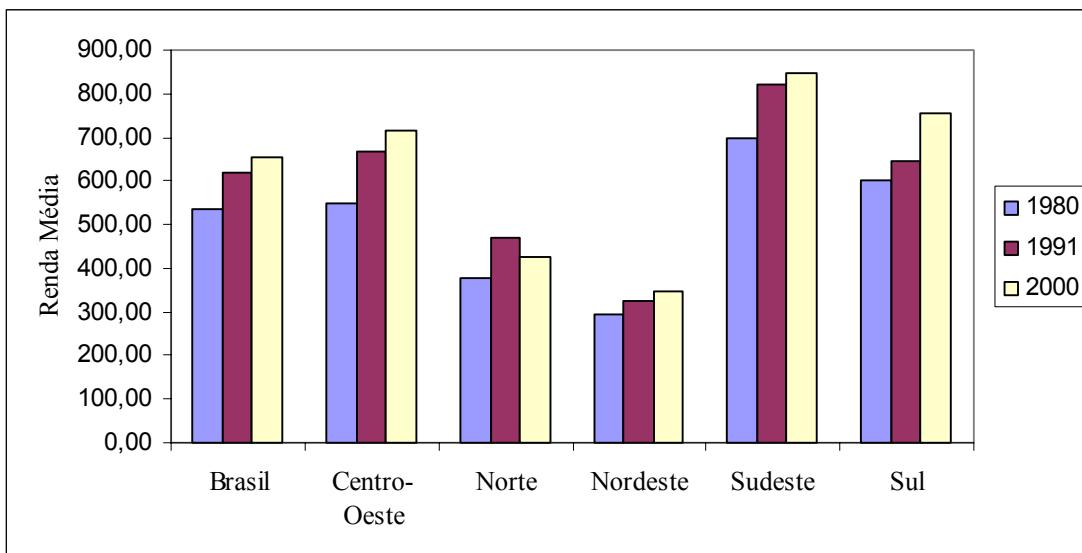
Conforme discutido anteriormente, os diferenciais de renda entre as localidades (estados, regiões ou países) têm papel de destaque nos estudos de migração. Nesse sentido, a Figura 4.1 permite perceber o padrão e a evolução das disparidades de renda entre as regiões brasileiras. A região Nordeste apresenta uma renda média equivalente a pouco mais da metade da renda média nacional em 1980 (55,31%), em 1991 (52,71%) e em 2000 praticamente se mantém (52,78%) e bem menos da metade da renda média da região Sudeste (42,45%) em 1980, 39,56% em 1991 e apresentando também uma pequena melhora em 2000 (40,72% da renda desta).

Uma regularidade observada diz respeito elevação da renda *per capita* do Brasil entre 1980 e 2000. O mesmo acontece em quase todas as regiões brasileiras, com exceção da região Norte que apresenta uma ligeira queda entre 1991 e 2000, com uma variação de 8,93% entre 1991 e 2000.

Em relação às Unidades da Federação, todos os estados nordestinos, individualmente, nos três períodos analisados, apresentaram renda média abaixo da nacional (Tabela 4.1). Em 1980 a renda média do Distrito Federal, era 6,11 vezes maior que a renda média do Estado do Piauí, estado com menor renda estadual. Em 2000, esta relação cai para 5,10, mas em relação ao Maranhão, que era o estado com a menor renda média. Embora tenha havido uma diminuição das

disparidades, ainda assim, os patamares destas são bastantes elevados, surpreendendo tanto pela sua intensidade como, sobretudo, pela relativa estabilidade⁹.

Figura 4.1 – Renda *Per Capita** do Brasil e Regiões: 1980, 1991 e 2000



Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria. * Valores em R\$ de Setembro de 2004, corrigidos pelo IGP-FVG.

Aponte-se uma indagação adicional: dada a migração inter-regional e interestadual no país, como explicar a coexistência de áreas (regiões, estados) com níveis de renda tão diferenciados¹⁰? Além dos diferenciais de custo de vida e amenidades locais, uma possível explicação é imperfeição ou inexistência de mercado de crédito, que tende a dificultar movimentos de arbitragens espaciais dos agentes econômicos decorrentes de seus objetivos de maximização do bem-estar, possibilitando a persistência das desigualdades regionais¹¹. Não obstante, como discutido anteriormente, a explicação dos fluxos migratórios apenas pelos diferenciais de renda é frágil. Ou seja, ainda não consideram os possíveis efeitos das taxas de

⁹ Foram realizados testes de igualdade de variância da renda per capita entre os estados nos três períodos analisados, tendo como hipótese nula a igualdade da variância da renda per capita estadual entre os períodos. Ao nível de 5% de significância, não se rejeitou a hipótese nula. Para um exame considerando um período de tempo mais longo, ver Azzoni (1997).

¹⁰ Feser e Sweeney (2003) sugerem que o processo de migração seletiva de áreas menos desenvolvidas poderia levar a uma espiral declinante, consistente como o modelo de causação circular e a teoria do crescimento endógeno.

¹¹ Silveira Neto e Campelo (2003) e Justo (2005), de fato, apresentaram evidências de que diferenciais de renda regionais entre os indivíduos nas regiões SE e NE são bem maiores nos quantis inferiores da distribuição de renda.

desemprego. Migrar para as regiões com maior desenvolvimento relativo pode significar mover-se para regiões onde a probabilidade de encontrar emprego é menor.

Tabela 4.1 - Renda *Per Capita* Estadual: 1980, 1991 e 2000 (R\$)*

	1980	1991	2000
AC	325,46	370,87	432,00
AM	415,51	358,32	417,38
AP	354,14	436,35	508,27
PA	359,10	339,30	395,22
RO	411,71	455,93	531,08
RR	503,56	486,00	566,10
AL	245,57	340,76	320,09
BA	419,43	274,80	354,39
CE	263,75	304,24	350,85
MA	192,74	301,20	255,82
PB	222,04	219,62	329,97
PE	328,49	283,28	403,42
PI	165,09	346,34	287,49
RN	186,88	246,81	388,02
SE	307,16	333,12	366,81
ES	465,16	314,91	622,70
MG	491,94	534,59	681,74
RJ	885,39	585,27	870,30
SP	741,56	747,15	937,04
SC	534,41	804,45	775,92
PR	495,60	666,13	741,28
RS	673,64	636,39	757,11
DF	1008,57	649,98	1304,08
GO	427,18	1119,55	581,53
MS	533,46	535,90	633,52
MT	432,94	543,88	641,61
Brasil	535,38	617,05	653,52

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

* R\$ de setembro de 2004 corrigidos pelo IGP-FGV.

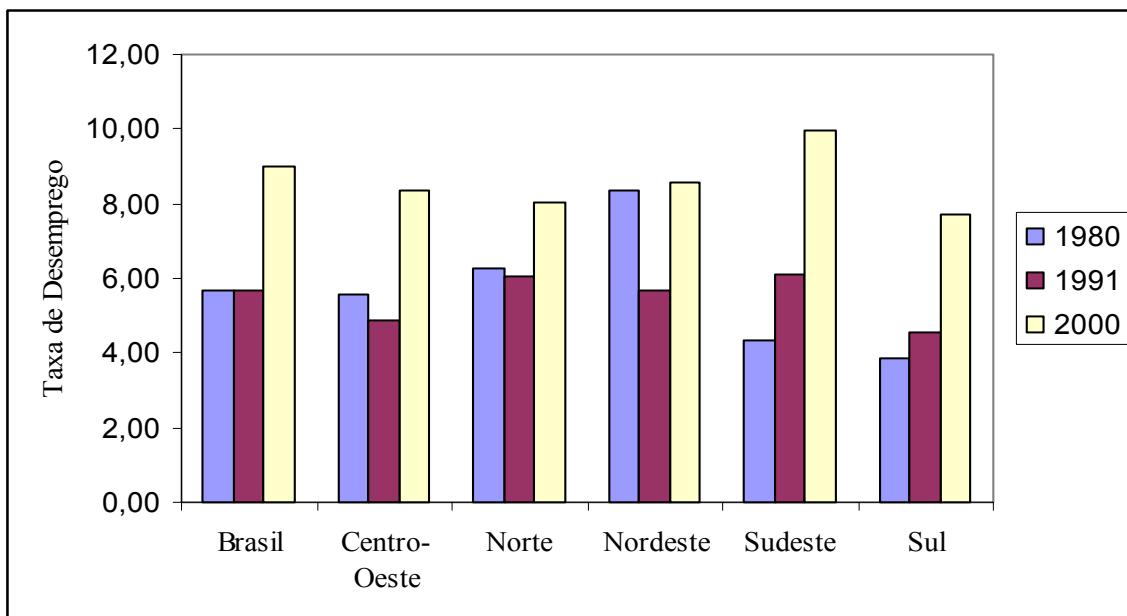
Observando a taxa de desemprego ao longo do período analisado, através da Tabela 4.2, os resultados sugerem uma tendência do crescimento do desemprego no país. À luz da discussão anterior, o Piauí, apresenta nos três períodos analisados uma das menores taxas de desemprego.

Ainda assim, não apresenta saldo líquido migratório positivo, contrariamente, São Paulo e o Distrito Federal apesar de apresentarem maiores taxas de desemprego, apresentam saldo migratório líquido positivo. Desta forma evidencia-se a necessidade de considerar a renda esperada. Não obstante, torna-se mais intrigante a discussão dos fluxos migratórios considerando os diferenciais de renda e as taxas de desemprego.

Do ponto de vista regional, são mais perceptíveis as diferenças entre as taxas de desemprego entre as regiões brasileiras pela Figura 4.2. O desemprego cresce em todas as regiões brasileiras ao longo do período, embora este crescimento apresente variações entre as regiões. A trajetória de crescimento do desemprego é mais acentuada no Sul e Sudeste, onde se percebe, com mais evidência uma trajetória ascendente.

Na direção de propiciar mais embasamento para a discussão dos determinantes dos fluxos migratórios interestaduais brasileiros, é apresentado na Figura 4.3, o saldo migratório interestadual nos três quinquênios: 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000.

Figura 4.2 Taxa de Desemprego em (%): Brasil e Regiões (1980, 1991 e 2000)



Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

Os resultados apontam para um comportamento do padrão de migração regional em que os estados nordestinos apresentam um saldo migratório líquido negativo nos três quinquênios. Os

estados da região Centro-Oeste apresentam saldo positivo e os estados do Sul, com saldo negativo, com algumas exceções. Os estados da região Norte apresentam saldo positivo. Esta informação representa um ganho em termos de estudos sobre migração interna no Brasil, comparado a estudos de migração com dados da Pnad, onde esta informação não é possível de ser obtida. Os estados da região Sudeste têm comportamento diferente das demais regiões brasileiras, dadas as especificidades, quais sejam, São Paulo e Rio de Janeiro apresentando saldo líquido positivo, Minas Gerais com saldo líquido negativo e o Espírito Santo apontando para uma inversão do padrão de migração, passando de estado emissor líquido de migrantes, nos primeiros períodos, para receptor líquido de migrantes no último quinquênio.

Ainda na figura 4.3, percebe-se um crescimento do saldo migratório líquido da Bahia, comportamento este já discutido no capítulo anterior. O intuito da apresentação destes resultados é possibilitar um aprofundamento da discussão dos determinantes da migração, enaltecendo que a ausência de determinadas variáveis deixam as discussões sobre fluxo migratório fragilizadas.

Mais adiante, voltar-se-á a essa discussão buscando-se entender os determinantes da migração e considerando-se os diferenciais de renda e os diferenciais do mercado de trabalho, notadamente as diferenças das taxas de desemprego entre os estados.

Um outro aspecto a ressaltar diz respeito à necessidade de cautela ao tratar a migração com dados absolutos, uma vez que o montante de pessoas que migram de uma certa unidade geográfica, eventualmente, é função do estoque da população local. Nesse sentido, ao longo deste trabalho, seguiu-se o modelo teórico adaptado de Büttner (1999) e adotou-se a taxa líquida de migração, isto é, o saldo migratório entre os quinquênios 1975-1980, e 1986-1991 e 1995-2000¹².

Como discutido no capítulo anterior o percentual de pessoas que migram de um estado para os demais estados brasileiros sobre a população do estado emissor varia bastante com destaque, por exemplo, para a Paraíba que apresentou em 2000 o equivalente a 37,67% da sua população residindo em outros estados brasileiros. Nesse sentido 13 dos 27 estados apresentaram um valor acima da média nacional, dos quais destacam-se todos os estados nordestinos, Minas Gerais e o Paraná¹³.

¹² Aqui o migrante é o indivíduo que não nasceu na UF em 1980, 1991 e 2000 e que residia até 5 anos.

¹³ Para mais detalhes ver capítulo anterior.

Tabela 4.2 – Taxa de Desemprego Brasil, Estados e Regiões: 1980, 1991 e 2000

	1980 (%)	1991 (%)	2000 (%)
AC	6,70	5,07	6,56
AM	6,58	8,65	10,5
AP	3,66	8,10	10,3
PA	6,36	5,18	7,3
RO	5,41	4,34	6,03
RR	5,04	9,72	8,91
AL	9,95	6,46	9,16
BA	9,97	6,78	10,34
CE	7,92	4,25	7,15
MA	8,11	4,10	6,2
PB	7,75	4,68	7,68
PE	7,83	6,81	9,82
PI	4,92	3,88	5,61
RN	7,31	6,11	8,54
SE	8,42	6,62	9,15
ES	5,10	4,19	8,31
MG	5,15	4,41	8,43
RJ	4,70	7,50	10,05
SP	3,70	6,60	10,82
SC	4,13	5,07	6,8
PR	4,08	4,25	8,16
RS	4,03	4,57	7,83
DF	3,82	6,12	10,76
GO*	6,21	4,83	7,94
MS	4,60	3,83	8,33
MT	6,70	4,86	7,34
Brasil	5,66	5,86	8,99
Centro-Oeste	5,55	4,87	8,34
Norte	6,25	6,07	8,05

Continua na próxima página...

...Continuação da página anterior			
Nordeste	8,38	5,70	8,58
Sudeste	4,35	6,11	9,97
Sul	3,83	4,55	7,74

Fonte: Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração própria.

Foi evidenciada em discussão anterior a necessidade de se considerar simultaneamente os diferenciais de renda e as diferenças nos níveis de desemprego entre os estados na explicação dos fluxos migratórios populacionais no Brasil. Desta forma discutir-se-á, a seguir, a renda esperada.

Diferentemente de Ramos e Araújo (1999)¹⁴, foi adotada a forma padrão da literatura ao calcular a renda esperada. Para tanto, o cálculo da renda esperada foi calculado da seguinte forma:

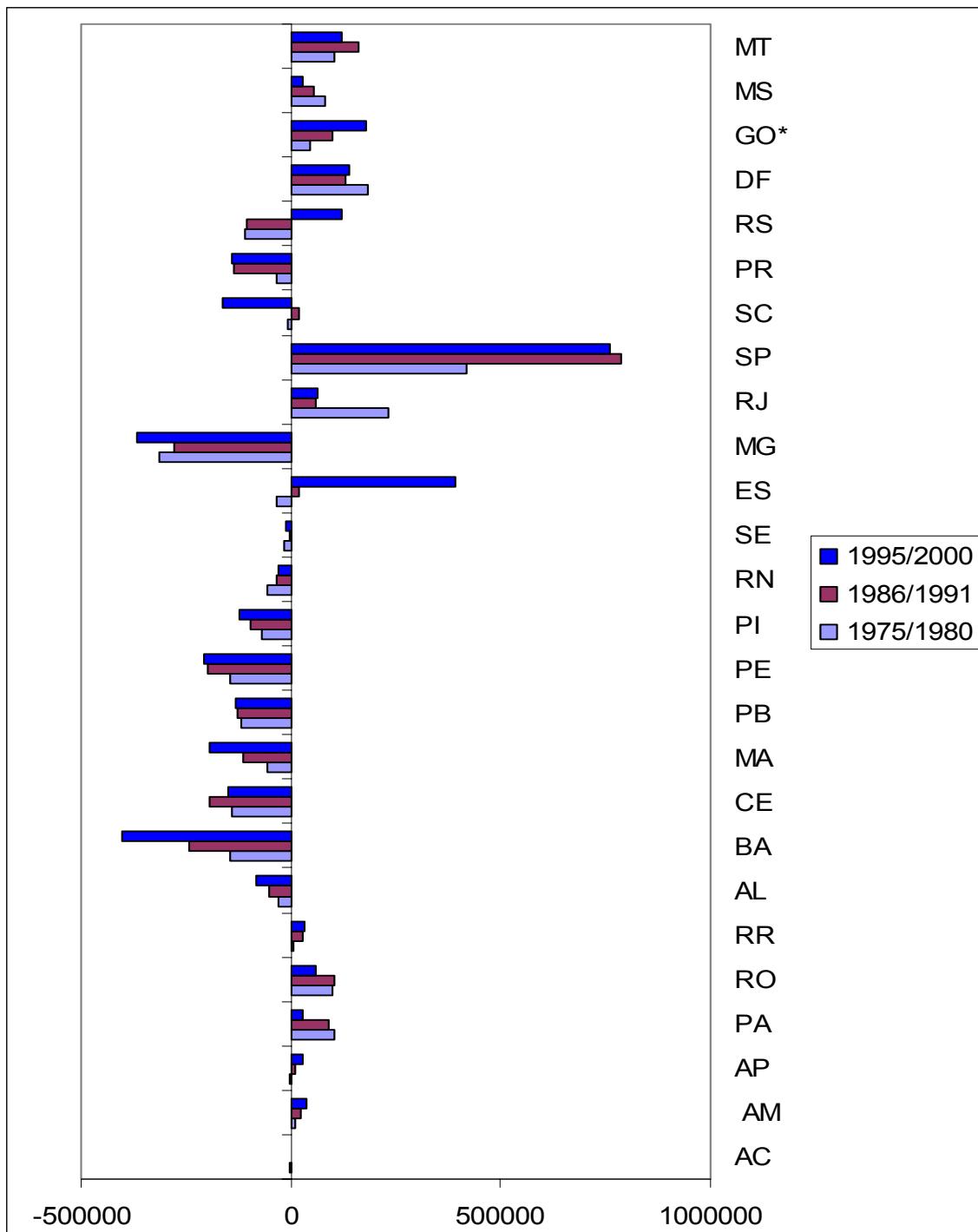
$$E = y(1 - u) \quad (4.7)$$

onde (*y*) é a renda *per capita* e (*u*) é a taxa de desemprego.

Percebe-se, através das Tabela 4.3 que a renda esperada média, em termos absolutos é menor que a renda, o que é esperado pela própria natureza da variável renda esperada. Também foram feitos testes de igualdade de variância. A hipótese nula testada é que a varância da renda esperada estadual entre os períodos seja igual. Em nenhum dos três períodos rejeitou-se a hipótese nula. Ou seja, entre 1980 e 2000, a dispersão tanto da renda, bem como da renda esperada não diferem estatisticamente, o que sugere uma estabilidade da dispersão desta variável.

¹⁴ Os autores adotam o cálculo da renda esperada dividindo pela taxa de desemprego aberta por considerar o migrante avesso ao risco.

Figura 4.3 - Saldo Migratório Interestadual (Entrada-Saída): 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000



Fonte: Microdados dos Censos demográficos: 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria. * Para efeito de comparação entre as três séries, nas duas últimas, foram agrupados os Estados de Goiás e Tocantins.

Retorna-se à discussão dos determinantes dos fluxos migratórios, analisando os possíveis efeitos dos diferenciais de renda entre os estados levando-se em consideração os diferenciais

entre as taxas de desemprego estadual. Dito de outra forma, pretende-se averiguar como a renda esperada afeta a taxa líquida migratória entre os estados brasileiros nos períodos 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000.

No quinquênio 1975-1980, praticamente todos os estados do Norte e Centro-Oeste apresentaram uma taxa líquida de migração acima da média para as suas respectivas rendas esperada, indicando, possivelmente, que outras variáveis, além dos diferenciais de renda esperada, são consideradas pelos migrantes no momento da decisão para onde migrar. Pelo que foi discutido no capítulo anterior, estes resultados sugerem que estes estados apresentavam características de fronteiras agrícolas (Figura 4.4).

Por outro lado, estados como São Paulo e Rio de Janeiro e os estados nordestinos apresentaram taxa líquida de migração aquém do esperado, dados os respectivos valores da renda esperada destes estados. Ou seja, para o nível de renda esperada destes estados, a taxa líquida de migração ficou abaixo do esperado.

Em relação ao quinquênio 1986-1991, há uma ligeira mudança na relação entre a taxa líquida de migração e a renda esperada, no que diz respeito à posição dos estados em relação à média. Isto é, neste período ainda se destacam os estados da região norte por apresentarem uma taxa líquida de migração acima da média, embora, diferentemente do período anterior, dois estados ficam abaixo da média, Acre e Amazonas. Outro destaque é o Maranhão que fica com taxa média de migração acima do esperado para a o valor de renda esperada deste estado, bem como a posição do Piauí mais próximo da média. Possivelmente, estes resultados explicam-se, em parte, pela expansão da fronteira agrícola para o cerrado destes dois estados, com a implantação de grandes lavouras de soja e milho (Figura 4.5).

Tabela 4.3 Renda Esperada: Brasil, Regiões e Estados: 1980, 1991 e 2000*

	1980	1991	2000
AC	303,65	418,87	403,66
AM	388,17	483,14	373,56
AP	341,18	541,27	455,92
PA	336,26	403,49	366,37
RO	389,44	440,46	499,06
RR	478,18	754,56	515,66
AL	221,14	292,25	290,77
BA	377,61	318,78	317,75
CE	242,86	307,80	325,76
MA	177,11	232,24	239,96
PB	204,83	273,00	304,63
PE	302,77	364,97	363,80
PI	156,97	240,41	271,36
RN	173,22	327,53	354,88
SE	281,30	338,69	333,25
ES	441,44	506,28	570,95
MG	466,61	496,50	624,27
RJ	843,78	755,90	782,83
SP	714,12	934,67	835,65
SC	512,34	595,50	723,16
PR	475,38	581,49	680,79
RS	646,49	654,95	697,83
DF	970,04	1176,79	1163,76
GO-TO	400,65	507,38	535,36
MS	508,92	589,80	580,75
MT	403,93	550,15	594,52
Brasil	508,17	529,74	592,83
Centro-Oeste	521,44	572,87	655,04
Norte	353,71	403,01	393,21

Continua na próxima página...

...Continuação da página anterior

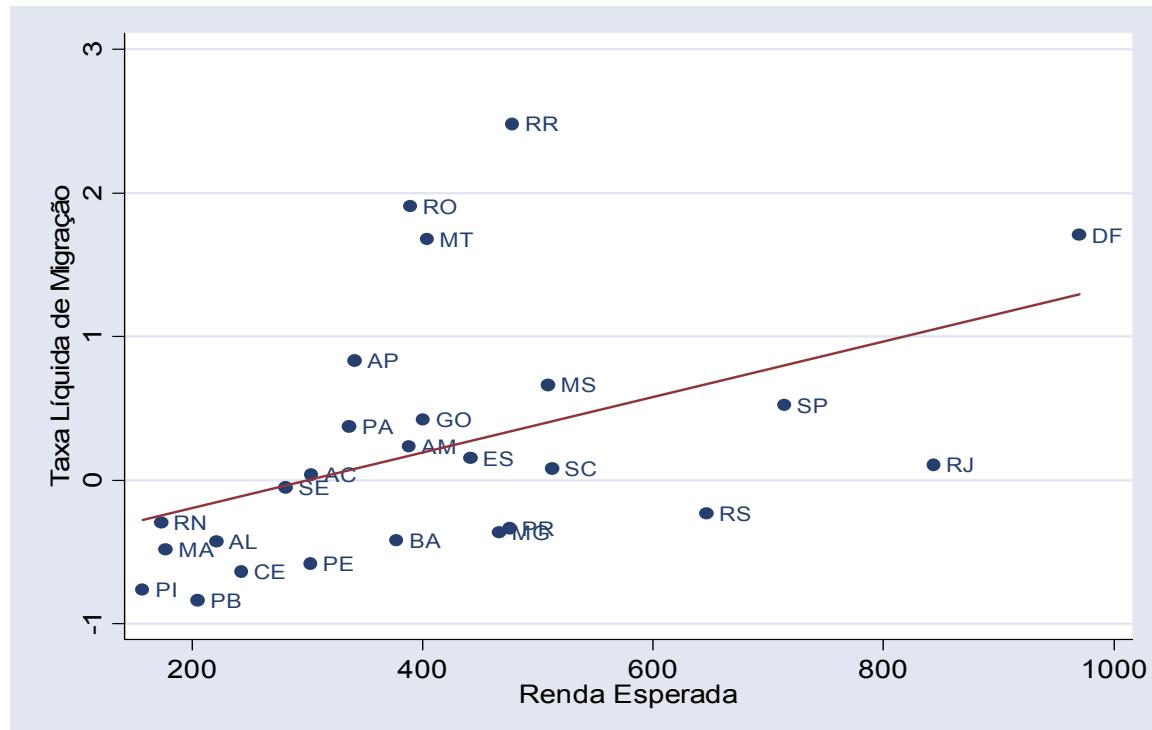
Nordeste	257,81	279,24	314,86
Sudeste	667,74	705,91	761,58
Sul	520,15	552,91	696,74

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração Própria.

* R\$ de Setembro de 2004, corrigidos pelo IGP-FGV.

Em relação ao período 1995-2000, o padrão de comportamento da relação entre taxa líquida de migração e renda esperada muda em relação ao período anterior, com menos estados da região Norte apresentando uma relação entre taxa líquida de migração e renda esperada acima da média. Vale ressaltar que este período é marcado pelos efeitos do plano Real em 1994 e, possivelmente, apresenta efeitos diferenciados entre os estados. Acrescente-se a isto, a ampliação do processo de abertura comercial que ocorre no país ao longo da década de 90, afetando, diferentemente, as economias estaduais.

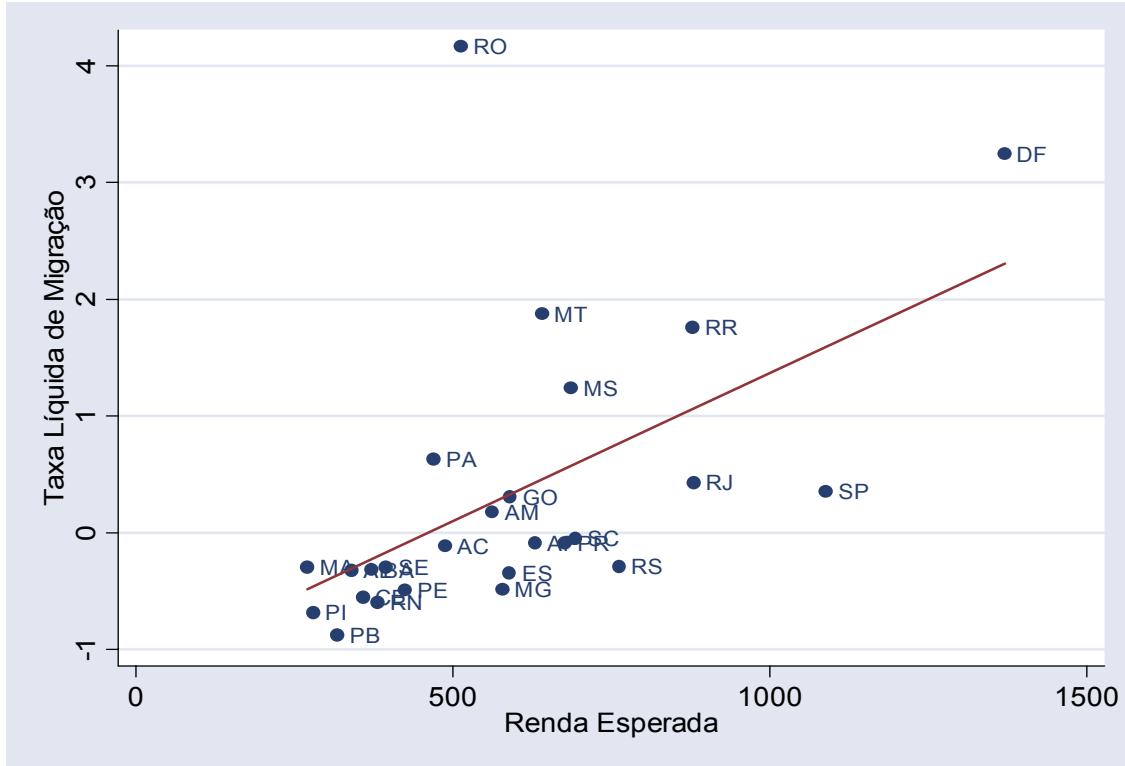
Figura 4.4 Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1975-1980



Fonte: dados da Pesquisa.

Neste último quinquênio, o Distrito Federal, deixa de ser relativamente mais atrativo uma vez que a relação entre a taxa líquida de migração e a renda esperada é bem mais próxima da média quando comparado aos períodos anteriores (Figura 4.6).

Figura 4.5 - Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1986-1991



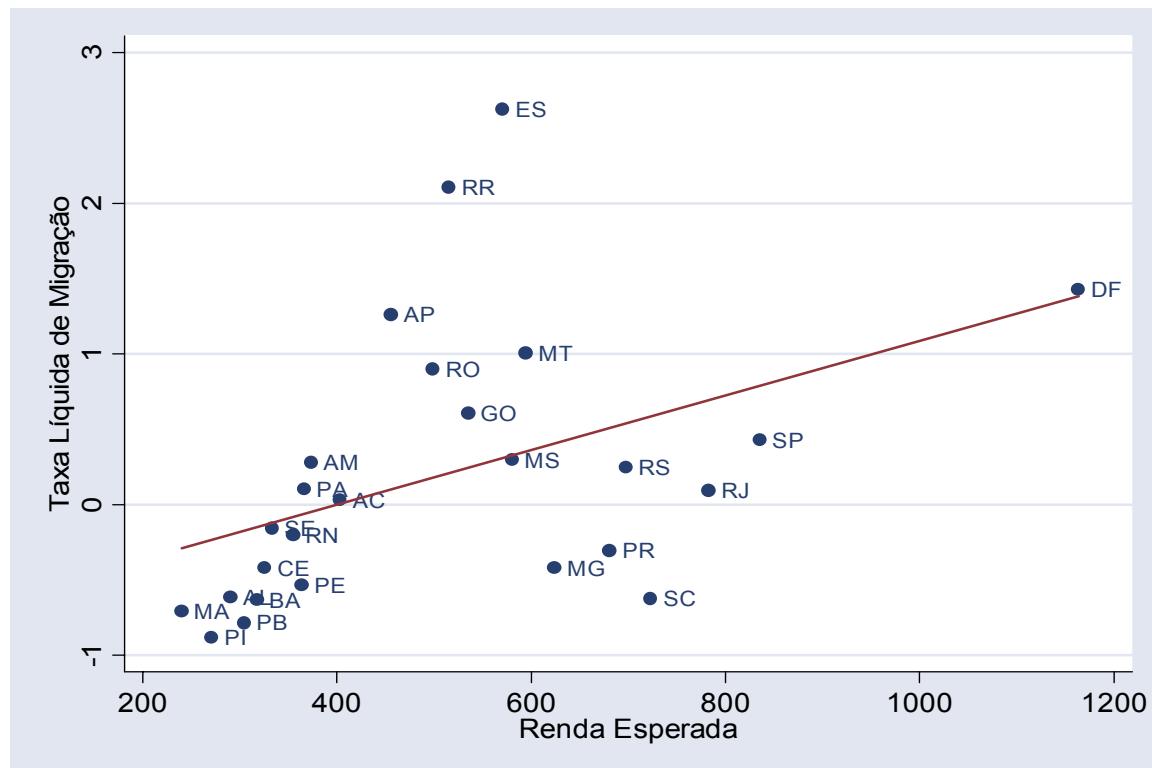
Fonte: dados da Pesquisa.

Os resultados obtidos através da análise anterior reforçam a necessidade de avançar na análise dos determinantes da migração, notadamente na inclusão de outras variáveis. Nesse sentido, os esforços serão centrados na tentativa de observar outras variáveis que possam complementar a explicação dos determinantes da migração interestadual no Brasil.

A partir da equação (4.5), a estratégia final da análise é identificar os efeitos espaciais da heterogeneidade das características econômicas e ambientais dos estados. Nesse sentido, dados da distância foram obtidos diretamente do IBGE e do Guia 4 Rodas (2002) considerando a distância entre as capitais dos estados. Os dados do Índice de Gini foram calculados com base nos

microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. A renda esperada foi calculada de acordo com a equação (4.7) também com base Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, assim como a taxa de desemprego.

Figura 4.6- Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1995-2000



Fonte: Dados da Pesquisa.

Estudos sobre migração no Brasil não têm considerado a variável clima, apesar de ser considerada em estudos similares em outros países, por exemplo, Graves (1979). A esse respeito Cançado (1999) argumenta que em virtude da pequena diferença entre as temperaturas médias entre os estados brasileiros esta variável pode não ser relevante. Nesse estudo foi incluída a variável Clima (temperatura média no mês de Junho).

Por fim, dadas as desigualdades de renda no Brasil, e ao fato de que a concentração de renda diminui o bem-estar e dificulta a arbitragem espacial para o migrante, incluiu-se o índice de gini. Epera-se que quanto maior o índice de Gini menor deverá ser a taxa líquida de migração.

Assim, as condições da atratividade, utilizadas na explicação da taxa líquida de migração são de duas naturezas, social (renda esperada e Gini) e natural (clima).

De acordo com as sugestões anteriores, serão utilizadas três variáveis (renda esperada, clima, índice de Gini) para apreender as condições locais e para controlar diferenças espaciais no conjunto de oportunidades. Pelo que foi proposto, as médias espaciais são computadas usando um conjunto de pesos específicos. Por exemplo, o estado r pondera as variáveis no estado s de acordo com:

$$\delta_{r,s}^{-\alpha} T_s = \frac{d_{r,s}^{-\alpha} T_s}{\sum_m^m d_{r,s}^{-\alpha} T_s} \quad (4.8)$$

\sum_m^m
 $s=1$
 $s \neq r$

onde $d_{r,s}$ é a distância entre as capitais dos estados r e s . Essa definição implica que a soma de pesos dada para todos os estados é igual à unidade, como requerido pela equação (4).

Os resultados apresentados na Tabela 4.4 são estimativas obtidas através da estimação de regressões com dados em *pooling*, isto é, a variável dependente é a taxa líquida de migração. Os valores das observações são padronizados, ou seja, divididos pelo desvio-padrão, possibilitando que os valores obtidos na estimação dos modelos possam ser comparados.

Foram incluídas duas variáveis *dummies* de tempo, 1991 e 2000, correspondendo aos quinquênios 1986-1991 e 1995-2000, omitindo-se, portanto, o período 1975-1980, para controlar por influências do ambiente pouco conhecido sobre os padrões de migração.

No Modelo (I), a variável renda esperada apresentou o valor do coeficiente positivo e significante ao nível de 1%. A renda esperada explica cerca de 22% da variação da taxa líquida de migração.

No modelo (II), além da renda esperada, são incluídas *dummies* de interação, ou seja, a renda esperada multiplicada pelas *dummies* de tempo. O valor do coeficiente da renda esperada foi positivo e significante ao nível de 1%. Porém, as *dummies* de interação não foram

significantes, ou seja, não houve mudanças no efeito da renda esperada ao longo do tempo na explicação da taxa líquida de migração.

Um outro modelo foi estimado substituindo a renda esperada pela renda e incluindo as demais variáveis, conforme pode ser visto na coluna (III). A variável renda apresentou o valor do coeficiente positivo e significante ao nível de 1%, assim como a variável clima. A variável Gini apresentou o valor do coeficiente negativo e significante a 5%, ou seja, de acordo com a hipótese levantada. A variável clima também apresentou o sinal esperado e foi significante. As demais variáveis não foram significantes. Para este modelo as variáveis explicativas conjuntamente explicam cerca de 40% da variação da taxa líquida de migração.

Tabela 4.4 Resultados das Regressões – Variável Dependente: Taxa Líquida de Migração

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Constante	-0.792 (0.245)	-0.813* (0.250)	0.826 (2.152)	0.257 (2.221)	1.145* (0.314)
Renda	-		0.815* (0.120)	-	-
Renda Esperada	0.468* (0.101)	0.514* (0.134)	-	0.755* (0.115)	1.445* (0.244)
Gini	-		-0.207* (0.111)	-0.241* (0.113)	-0.457* (0.108)
Clima	-		0.504* (0.117)	0.438* (0.114)	0.439* (0.115)
Dummy1991			0.301 (0.252)	0.060 (0.262)	0.073 (0.223)
Dummy2000			-0.052 (0.269)	-0.040 (0.272)	-0.090 (0.223)
RendEsp*dummy1991	-	-0.008 (0.108)	-	-	-
RendEsp*dummy2000		-0.093 (0.108)	-	-	-
No de obs.	78	78	78	78	78
R ²	0.22	0.23	0.41	0.37	0.41
F	21.72	7.40	8.18	8.58	9.82

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração do autor. “*”, “**” e “***” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 1%, 5% e 10%. Erros Padrão Robustos entre parêntesis¹⁵. As variáveis são padronizadas a fim de que possam ser comparadas.

No modelo (IV) substitui-se a variável renda pela variável renda esperada como regressor. O sinal desta variável está de acordo com o esperado e o valor do coeficiente é significante a 1%.

¹⁵ A estratégia de usar desvios-padrões robustos em pequenas amostras é mais apropriada porque se evita corrigir problemas de heterocedasticidade na qual se desconhece a verdadeira natureza. Desvios-padrões entre parênteses. Foram feitos testes de Durbin–Wu–Hausman de endogeneidade entre fluxo migratório e coeficiente de Gini e Renda Esperada, mas rejeitou-se a hipótese de endogeneidade, respectivamente a 5% e a 1%.

Observa-se um aumento do valor deste coeficiente quando comparado à renda esperada nas colunas (I e II). Novamente, os valores dos coeficientes das variáveis clima e Gini apresentam os sinais esperados e são significantes.

Prosseguindo nas estimativas, incorpora-se o efeito espacial através da correção das variáveis seguindo a equação (4.5). Percebe-se, na coluna (V) um aumento do efeito da renda esperada quando corrigida pelo efeito espacial. Neste caso, o valor do coeficiente da variável renda esperada passa de 0,47 no modelo mais simples para 1,45 no modelo que inclui todas as variáveis. Ou seja, há um efeito bem mais acentuado da renda esperada na taxa líquida migratória quando se controla pelo efeito espacial e pelas demais variáveis sugerindo que, possivelmente, está próximo a estados populosos que são emissores de migrantes afeta a taxa líquida de migração.

Não obstante a análise dos dados em *pooling* foi construído um painel. Tal estrutura permite o controle sobre variáveis não observadas, caso sejam invariantes no tempo e, ao mesmo tempo, a observação de possíveis mudanças nos padrões de migração. Seguindo Baltagi (1995), foi utilizado um painel equilibrado com a incorporação dos períodos 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000. Testar-se-á presença de efeitos fixos, através do teste de Hausman¹⁶.

A Tabela 4.5, a seguir, apresenta os resultados da análise de dados em painel, a partir da estimação dos parâmetros da equação (5). Na coluna (I) observa-se o resultado da regressão básica considerando apenas a renda como regressor. Pode-se observar que o coeficiente da variável renda apresenta o sinal esperado e é significante a 1%. Neste caso, a renda explica cerca de 20% da taxa líquida de migração¹⁷. Na coluna (II) a variável explicativa é a renda esperada. O sinal é o esperado e o coeficiente é significante a 1%. Neste caso, o efeito da renda esperada é maior em termos absolutos, bem como eleva-se o poder de explicação da variação da taxa líquida de migração, indicando a importância da taxa de desemprego para o comportamento do indivíduo diante do risco, refletindo-se no fluxo migratório¹⁸. Pela significância do teste de Hausman, foi verificada a presença de efeitos fixos.

Os resultados nas demais colunas (III a VI) são obtidos com a inclusão de outras variáveis para captar o efeito da atratividade social (renda/renda esperada, índice de Gini e a atratividade natural (clima). Os coeficientes apresentam os sinais esperados (Gini, negativo e Clima, positivo)

¹⁶ A especificação do teste de Hausman seguiu-se de acordo com Baltagi (1995, p.68).

¹⁷ Valor similar foi encontrado por Ramos e Araújo (1999).

¹⁸ A comparação entre os valores absolutos dos coeficientes é possível uma vez que as estimativas dos modelos foram feitas com as variáveis padronizadas, isto é, divididas pelo desvio-padrão.

e são significantes dentro dos padrões aceitáveis. Estes resultados sugerem que, de fato, a desigualdade afeta negativamente a taxa líquida de migração, estando de acordo com a hipótese levantada. No que se refere a influência da variável clima, que é medida pela temperatura média no mês de junho, os resultados também estão de acordo com a hipótese levantada. Isto é, tudo o mais igual, a migração líquida tem ocorrido na direção das regiões mais quentes do Brasil. Estes resultados estão de acordo com os fluxos migratórios encontrados no terceiro capítulo e de acordo com trabalhos internacionais, por exemplo, Graves (1999), que evidenciam a importância da variável clima como um determinante da migração.

As regressões analisadas (I, II, III e IV), contudo, negligenciam o efeito de vizinhança. Nas colunas (V) e (VI) as regressões são repetidas com as variáveis explicativas defasadas espacialmente. Para estimação presente nas referidas colunas, o valor utilizado do coeficiente α , que determina o efeito da distância, foi tomado como a unidade. Foram testados outros valores de α . Quando aumenta-se o valor de α , os coeficientes das variáveis de atratividade geográfica, especialmente, tendem a diminuir em valores absolutos e diminui o poder de explicação do modelo, um resultado em acordo com a literatura internacional.¹⁹

Na coluna (V) encontra-se o resultado do modelo que inclui a renda com as demais variáveis corrigidas pelo efeito espacial. Mais uma vez, nota-se uma elevação do valor do coeficiente desta variável (quando comparado com o coeficiente estimado na Coluna III), que apresenta o valor do coeficiente significante a 1%, o que é uma regularidade nos modelos testados. Percebe-se que praticamente dobra o valor deste coeficiente, passando de 0,75 para 1,43. Nesse caso, os resultados apontam para uma apuração maior dos efeitos dos diferenciais de renda entre os estados vizinhos.

Ainda na coluna (V), observa-se que o coeficiente da variável Gini a exemplo da renda também se eleva quando se estima o modelo com defasagem espacial. O sinal desta variável se mantém de acordo com o esperado em todos os modelos estimados e sempre significantes dentro dos padrões aceitáveis.

Os resultados da coluna (VI) são obtidos utilizando a renda esperada como regressor e as variáveis corrigidas pelo efeito espacial. Mais uma vez, o valor do coeficiente da renda esperada quase dobra, passando de 0,79 no modelo sem o efeito de vizinhança para 1,45 com a correção do

¹⁹Büttner (1999), por exemplo, encontrou melhores resultados com o valor de α igual a unidade para explicar os fluxos migratórios inter-regional na Alemanha.

efeito espacial sugerindo uma maior depuração da influência da mesma, o que intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança.

Tabela 4.5 Resultados das Regressões – Variável Dependente: Taxa Líquida de Migração

	(I) OLS	(II) OLS	(III) GLS	(IV) GLS	(V) GLS	(VI) GLS
Constante	-0.707*	-0.792*	0.253	0.537	1.187*	1.21502*
	(0.20109)	(0.245)	(1.811)	(1.814)	(0.285)	(0.26895)
Renda	0.430*	-	0.756*	-	1.433*	-
	(0.103)		(0.117)		(0.249)	
Renda		0.468*	-	0.792*	-	1.447*
Esperada		(0.101)		(0.110)		(0.244)
Gini			-0.241*	-0.280*	-0.457*	-0.472*
			(0.090)	(0.090)	(0.111)	(0.108)
Clima			0.438*	0.492*	0.436*	0.461*
			(0.115)	(0.110)	(0.114)	(0.112)
Nº de Obs.	78	78	78	78	78	78
R ²	0.21	0.23	-	-	-	-
Hausman Test	4.72**	3.81**	1.29	1.31	1.02	0.84

Fonte: Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. Elaboração do autor. “*” e “**” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 1% e 5%. Os modelos 1 e 2 são de efeito fixo. Os demais são de efeito aleatórios²⁰.

Um outro resultado importante diz respeito ao efeito esperado do conjunto das oportunidades dos estados, ou seja, a atratividade dos estados, seja do ponto de vista das atratividades sociais ou naturais. Quando se estimam os modelos completos, incluindo todas as variáveis, ou seja, com a correção espacial ou não, o efeito da variável renda e renda esperada são

²⁰ Em equações estimadas com efeitos aleatórios, como é sabido, efeitos aleatórios implicam numa estimação de GLS.

sempre maiores quando comparados aos modelos incluindo como regressor, apenas a renda ou renda esperada.

Com base nos modelos estimados nas colunas (I, II e VI) foram estimados coeficientes da elasticidade da renda e da renda esperada na taxa líquida de migração. Os resultados são apresentados na Tabela 4.6.

Tabela 4.6 Elasticidade (Renda/Renda Esperada) da Taxa Líquida de Migração

	Renda	Renda Esperada	Renda Esperada com Correção Espacial
Elasticidade	4.255** (1.98)	5.309** (2.14)	6.867** (2.69)

Fonte: dados da pesquisa. “*” e “**” é a significância a 1% e a 5%, respectivamente.

Os valores das elasticidades estimadas no ponto médio foram significantes a 5%. Observa-se que a elasticidade renda da taxa líquida de migração é maior que a unidade nos modelos que utilizam como regressor a renda, a renda esperada e a renda esperada com a correção espacial. O valor da elasticidade varia de acordo com o modelo. O maior valor do coeficiente de elasticidade é obtido quando o modelo é estimado com a renda esperada com correção espacial. O valor do coeficiente de elasticidade renda esperada da taxa líquida de migração de 6,8 significa dizer que um aumento de 1% na renda esperada, *Coeteris paribus*, eleva a taxa líquida de migração em 6,8%. Como o valor do coeficiente da elasticidade é maior no modelo com a renda esperada corrigida com o efeito espacial, ou seja, a elasticidade é 29% maior, isto sugere que a renda esperada apresenta um maior efeito na taxa líquida migratória neste modelo, o que é intuitivamente esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança. De fato, os resultados apresentados no capítulo anterior sugerem esse comportamento, como, por exemplo, a migração de mineiros para estados mais próximos, estado este, que se apresenta entre os maiores emissores líquidos de migrantes.

Esse resultado pode ser reflexo, também, de possíveis mudanças no perfil do migrante que, em função da nova realidade econômica do país nas últimas décadas, esteja afetando a

demandas e ofertas de trabalho²¹. Nesse sentido Büttner (1999) sugere que, na Alemanha, esse comportamento se dá, possivelmente, por uma nova composição no emprego industrial face à nova economia mundial e que a velocidade de ajustamento à essa nova conjuntura internacional varia entre as regiões. Isto é, possíveis efeitos do mercado de trabalho, notadamente a taxa de desemprego, possivelmente afetará mais intensivamente a taxa líquida de migração quanto maiores forem os salários no setor industrial.

4.5. Conclusões

Ao longo deste capítulo foi analisado o comportamento de variáveis importantes na explicação do fluxo migratório interestadual brasileiro, como por exemplo, a renda e a taxa de desemprego estadual. Também foram analisados os fluxos migratórios considerando três quinquênios: 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000.

Através da incorporação da renda esperada e de variáveis sociais e naturais que afetam o bem-estar das pessoas em um modelo que considera o papel da localização e vizinhanças, foram obtidas evidências a respeito dos determinantes da migração inter-regional recente no Brasil.

Os resultados obtidos sugerem um papel importante na inclusão da renda esperada (renda ponderada pela probabilidade de se conseguir emprego) na explicação da taxa líquida de migração, explicando mais de 40% da variação da taxa líquida de migração. O efeito da variável renda esperada também se eleva quando o modelo incorpora outras variáveis importantes nos fluxos migratórios e quando é considerado o efeito espacial através da atratividade dos vizinhos. Considerando o modelo mais simples onde apenas a variável renda esperada explica a taxa líquida de migração para o modelo completo, o valor do coeficiente dessa variável eleva-se, passando de 0,43 para 1,45 indicando uma melhor depuração da influência da renda esperada, o que intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança. Resultados similares foram encontrados por Büttner (1999) para a Alemanha.

As taxas líquidas de migração são consistentes com a abordagem teórica da migração, notadamente com o modelo de Harris-Todaro. As considerações do conjunto de oportunidades de um estado específico, obtidas a partir da transformação espacial das variáveis usando a distância

²¹ Essa possível mudança no perfil do migrante será analisada no capítulo 6.

e a população, permitem mais precisão na captura do efeito das variáveis explicativas na taxa líquida de migração, notadamente no efeito da variável renda esperada. A defasagem espacial mostrou-se mais robusta com o valor de α , que é o coeficiente que mede o efeito da distância, igual a unidade. O efeito das variáveis incluídas no modelo para captar o efeito da atratividade local, seja social (renda esperada e Índice de Gini) ou natural (clima) apresentaram os efeitos esperados, estando de acordo com as hipóteses levantadas.

Por fim, o valor da elasticidade renda esperada da taxa líquida de migração, foi maior que a unidade e, cerca de 29% maior, quando se estimou o modelo com todas as variáveis e com efeito espacial quando comparado ao modelo onde usa a renda e não a renda esperada como regressor, o que é intuitivamente esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança.

Este capítulo avançou em termos da literatura sobre os determinantes da migração no Brasil ao considerar na análise além de variáveis vinculadas à atratividade local, como níveis de desigualdade e condições naturais, uma dimensão pouco explorada na literatura brasileira sobre migração: a importância da localização ou da vizinhança. Outra contribuição é a estensão espacial da análise ao utilizar informações dos microdados dos Censos Demográficos possibilitando a obtenção de informações de migração nos estados da região Norte e temporal ao considerar um período maior de análise, que permitiu apreender possíveis efeitos de mudanças nos padrões de migração descritos no capítulo anterior nos determinantes da migração.

5. O PROCESSO DE DECISÃO DE MIGRAÇÃO

5.1. Introdução

Nos capítulos anteriores foram tratadas algumas dimensões da migração, notadamente os determinantes da migração. Ainda assim, uma outra dimensão bastante explorada na literatura internacional, explorada de forma incipiente na literatura brasileira, será considerada neste capítulo, a decisão de migração.

Tradicionalmente, a literatura de migração interna tem sido desenvolvida entre duas dimensões. A primeira enfatiza o comportamento individual, ou seja, foca no indivíduo e nas preferências locacionais residenciais fazendo uso de microdados. O segundo ramo foca o espaço, ao invés das pessoas na explicação dos fluxos e nos determinantes da migração, via de regra, utilizando-se dados agregados.

Cusshing e Poot (2004) apontam para importantes mudanças metodológicas da pesquisa de migração a partir da disponibilização de microdados, bem como de recursos computacionais. A análise de microdados tem permitido explorar e compreender melhor o papel das características individuais no processo de migração. No entanto, como em toda nova tecnologia, na pesquisa de migração com uso de microdados e novos modelos econôméticos, foi necessária a especificação de modelos comportamentais.

Nesse sentido, Davies et al. (2001) argumentam que os pesquisadores têm modelado a migração como um processo de decisão seqüencial, no qual, primeiro, o indivíduo toma a decisão de migrar e, em seguida, escolhe o destino tal como exploraram, por exemplo, Clark et al (2002). Em contraste, outros exploram apenas a decisão de migrar ou somente na escolha do destino, como por exemplo, Schlottmann e Herzog (1981). Os autores sugerem, no entanto, que a decisão de migrar e a escolha do destino não podem ser tratadas separadamente. A sugestão dos autores é incorporar características pessoais em modelos que levem em conta características locacionais considerando que a decisão de migrar e a escolha do destino é um processo de decisão conjunta. Newbold (1997) inovou nessa direção e apresentou um modelo de escolha discreta policotônica conjuntamente com a decisão de migração. Kauhanen e Tervo (2002) seguem também nessa direção, utilizando um modelo *logit* multinomial para dados da Finlândia. Mais recentemente, Mora e Taylor (2006) aplicam este modelo em um contexto de migração internacional.

Com base nestas discussões, neste capítulo buscar-se-á explorar modelos que permitam entender o papel das características pessoais, familiares e de contexto sócio-econômico na decisão de migração no primeiro momento e, em seguida, tratar a decisão de migração conjuntamente com a escolha do destino.

Para consecução do primeiro objetivo deste capítulo, determinar o papel das características pessoais, familiares e de contexto sócio-econômico na decisão de migração será levada a efeito através da estimação de um modelo *logit*. O segundo objetivo, conhecer a importância das características acima na decisão conjunta de migração e a escolha do destino, será tratada através de um modelo *logit* multinomial.

5.2 Aspectos Teóricos e Empíricos da Decisão de Migração: O papel das características pessoais e familiares

De acordo com o que foi discutido no capítulo 2, que tratou dos modelos teóricos, o migrante decidirá migrar se o valor esperado em valores presentes da utilidade para um determinado destino for maior que o valor esperado, também em valores presentes, da opção de não migrar, considerando todos os possíveis benefícios e os custos envolvidos no processo decisório. Nesse sentido, características pessoais e sócio-econômicas que afetam a decisão de migrar têm sido tratadas na literatura (Greenwood 1975, 1985 e 1997; Plane e Rogerson 1994; Plane, 1993). A disponibilidade de microdados tem permitido compreender melhor o processo de migração; particularmente ao permitir contabilizar o papel central das características pessoais, dos diferentes tipos de deslocamentos e diferentes situações familiares (Cussing e Poot, 2004).

Para a consecução do primeiro objetivo deste capítulo far-se-á uso de um modelo *logit*. Mais especificamente, são estimadas regressões, separadamente para cada ano censitário: 1980, 1991 e 2000.

De modo geral, a decisão de migração é tratada na literatura seguindo os modelos apresentados no capítulo 2, Borjas (1987), por exemplo. De forma sucinta, assume-se que o migrante interno escolhe entre j destinos, onde i é o local de origem e, k o local de destino escolhido. A decisão de migrar segue o sinal de uma função índice:

$$I^* = V_k - V_i - C \quad (5.1)$$

Onde V é interpretado como uma função de utilidade indireta em um contexto da teoria da utilidade aleatória (Domicich and McFadden, 1975 and Train, 1986), e C é uma medida de custo. Assumindo que a utilidade é uma combinação linear de características locacionais X :

$$V_j = X_j \beta + \varepsilon_j \quad (5.2)$$

Se uma região de destino é desejável, comparada com várias alternativas e, se o migrante dispuser de recursos, então, haverá migração. A probabilidade de que o indicador seja maior que zero é igual a probabilidade de que a diferença entre os V 's seja maior que o custo da migração

$$P(I^* > 0) = P(V_k - V_i - C > 0) = P(\varepsilon_i - \varepsilon_k \leq X_k \beta - X_i \beta - C) \quad (5.3)$$

X , contém variáveis de controle que afetam a decisão de migração.

Empiricamente, a decisão de migração tem sido tratada estimando modelos *logit* que seguem a seguinte especificação:

$$\text{Prob}(Y = 1 | x) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} = \Lambda(x'\beta) \quad (5.4)$$

$$E[y | x] = 0[1 - F(x'\beta)] + 1[F(x'\beta) = F(x'\beta)] = F(x'\beta) \quad (5.5)$$

Y é uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o indivíduo migra e zero no caso contrário. X é uma matriz de atributos pessoais (escolaridade, idade, raça, sexo) familiares (presença de filho, estado civil, chefe de família) e regionais (procedência de estado deprimido ou subdesenvolvido) que afetam a decisão de migração. Λ é a função de distribuição logística acumulada.

É importante notar que os parâmetros do modelo não são necessariamente os efeitos marginais que normalmente se costuma analizar. Em geral:

$$\frac{\partial E[y | x]}{\partial x} = \left\{ \frac{dF(x'\beta)}{d(x'\beta)} \right\} \beta = f(x'\beta) \beta \quad (5.6)$$

Onde $f(.)$ é uma função densidade que corresponde à distribuição cumulativa $F(.)$. No modelo logit:

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = \Lambda(x'\beta)[1 - \Lambda(x'\beta)]\beta \quad (5.7)$$

Pela equação (5.7) percebe-se que os efeitos marginais variam com os valores de x . Na interpretação do modelo é útil calcular estes valores. Uma complicação no cálculo do efeito marginal no modelo logit é quando são incluídas no modelo variáveis *dummy*. No caso de uma mudança na variável *dummy*, o apropriado efeito marginal é calculado da seguinte forma:

$$\text{Efeito marginal} = \text{Prob}[Y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 1] - \text{Prob}[Y = 1 | \bar{x}_{(d)}, d = 0] \quad (5.8)$$

Onde $\bar{x}_{(d)}$ denota a média de todas as outras variáveis do modelo.

5.2.1 Dados e Variáveis Explicativas

Para consecução dos objetivos desta seção são utilizadas amostras aleatórias correspondendo a 20% do número de observações dos microdados censitários, cujas dimensões são apresentadas a seguir. Em linhas gerais, foram considerados os mesmos padrões das variáveis do capítulo anterior²². A mudança mais significativa é na variável migrante. Aqui, migrante é o indivíduo que migrou até 3 anos, seguindo, entre outros, autores como Kauhanem e Tervo (2002). Este procedimento visa evitar possíveis mudanças nos atributos pessoais, escolaridade, estado civil, por exemplo. Usando esse critério, a amostra ficou com o seguinte número de observações: 1.902.524, 1.055.286 e 1.149.528 para os anos de 1980, 1991 e 2000, respectivamente. Os percentuais de migrantes em cada ano são 3,3%, 2,70% e 2,22%, respectivamente²³. Estes números são consistentes com os resultados dos capítulos anteriores que apontam para a diminuição da taxa de migração no Brasil.

Como pode ser apreendido a partir da tabela 5.1, a seguir, que apresenta as distribuições de migrantes segundo as regiões de destino e não-migrantes por características pessoais (sexo, idade, escolaridade, raça, estado civil e existência de filho) e por características das unidades federativas de origem (UF deprimida/não-deprimida e UF relativamente desenvolvida/relativamente não-desenvolvida) para o ano 1980, as primeiras evidências sugerem

²² Consideraram-se pessoas entre 20 e 70 anos.

²³ Ezzet-Lofstrom (2003) encontrou um percentual de 3,0% para os Estados Unidos.

significativas diferenças de perfil entre migrantes e não-migrantes e dentro do próprio universo de migrantes de acordo com a região de destino.

Tabela 5.1 – Distribuições de migrantes segundo regiões de destino e de não-migrantes por características pessoais e características locais da UF de origem (%) – 1980

		Região de destino do migrante					Não-migrante
		Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	
Sexo	Masculino	57,2	56,7	52,9	52,3	53,1	50,4
	Feminino	42,8	43,2	47,1	47,7	46,9	49,6
Idade	Menos de 30 anos	54,5	53,1	62,6	55,2	53,7	39,1
	De 30 a 40 anos	36,4	37,7	29,0	35,1	36,6	40,8
	Mais de 40 anos	9,1	9,2	8,4	9,7	9,7	20,1
Escolaridade	Menos de 8 anos de estudos	90,1	87,3	92,1	84,8	85,7	92,5
	De 8 a 11 anos de estudos	5,7	6,8	4,0	7,4	7,1	4,2
	Mais de 11 anos de estudos	4,2	5,9	3,9	7,8	7,2	3,3
Raça	Branca	32,1	37,9	63,2	84,1	57,2	59,6
	Não-branca	67,9	62,1	36,8	15,9	42,8	40,4
Estado Civil	Solteiro	41,1	38,9	58,0	32,9	39,8	44,3
	Casado	58,9	61,1	42,0	67,1	60,2	55,7
Tem filho	Sim	33,7	45,9	52,4	36,0	72,6	51,2
	Não	66,3	54,1	47,6	64,0	27,4	48,8
UF de origem	Relativamente Deprimida	89,4	92,1	89,5	61,7	77,9	68,6
	Relativamente não-deprimida	10,6	7,8	10,5	38,3	22,1	31,4
	Relativamente desenvolvida	46,9	19,8	53,2	91,2	63,6	66,7
	Relativamente não-desenvolvida	53,1	80,2	46,8	8,8	36,4	33,3

Fonte: Censo Demográfico de 1980. Consideram-se como UFs relativamente deprimidas aquelas com renda esperada abaixo da média nacional; já são consideradas UFs relativamente desenvolvidas aquelas com IDH (Índice de Desenvolvimento Humano) abaixo da média nacional.

De fato, das oito características consideradas na tabela 5.1, apenas quanto ao sexo e idade é possível apontar um padrão homogêneo de diferenciação entre migrantes e não-migrantes,

independentemente da região de destino dos primeiros. Mais especificamente, não importando a região de destino dos migrantes, estas primeiras evidências indicam que estes são, em geral, preponderantemente do sexo masculino e mais jovens que os não-migrantes. Note-se que, mesmo aqui, é possível apontar diferenças importantes entre os migrantes de acordo com a região de destino. Entre estas, talvez a mais importante seja o relativamente maior peso dos jovens entre os migram para a região Sudeste, uma evidência que, considerando a migração como um investimento, sugere a provável maior importância das oportunidades econômicas como força de atração para esta região.

Há também uma importante diferenciação entre os migrantes de acordo com a região de destino no se refere à escolaridade: enquanto os migrantes que se destinam às regiões Sul e Centro-Oeste encontram-se numa posição mais favorável quanto à escolaridade, os migrantes que se destinam ao Sudeste do país apresentam níveis relativamente mais baixos de escolaridade, o que é em grande parte explicado pela origem nordestina destes migrantes.

A diferenciação entre os migrantes segundo as regiões de destino de acordo com a escolaridade é bem menor, porém, que aquela observada no que diz respeito à raça. Aqui, nota-se que os migrantes que se destinam às regiões Sudeste e Sul do país eram, em sua grande maioria, de indivíduos da raça branca; por outro lado, os que se destinavam às regiões Norte e Nordeste eram, em sua maioria, indivíduos pardos e negros.

Exceto para os migrantes que se destinam à região Sudeste, é possível observar que os migrantes para demais regiões do país apresentam-se em maior presença no estado civil de casado que os não-migrantes. Tal diferenciação da região Sudeste seguramente é, ao menos em parte, explicada pela já apontada maior juventude dos migrantes que se destinam a esta região. Há diferenciações marcantes entre os migrantes segundo as regiões de destino também no que diz respeito à condição de ter ou não filho: os migrantes que se destinam ao Centro-Oeste têm, em sua grande maioria, filhos; situação oposta àquela dos migrantes que se destinam à região Norte do país.

Finalmente, nota-se uma diferenciação importante entre os migrantes de acordo com a condição econômica da UF de origem (Relat. deprimida/relat. não-deprimida): cerca de 90% dos migrantes que se destinam às regiões Norte, Nordeste e Sudeste saem de UFs relativamente deprimidas, um percentual que é de apenas 61,7% no caso dos migrantes que se destinam à região Sul. Considerando a posição da UF de origem do migrante com respeito ao IDH, tais diferenças são acentuadas, destacando-se as diferenças entre os migrantes que se destinam ao

Nordeste (mais de 80% tendo como UF de origem estados de relativamente baixos IDHs) e os que se destinam à região Sul (mais de 90% tendo como UF de origem estados de relativamente altos IDHs).

Em relação à escolha das variáveis utilizadas no modelo segue-se, em linhas gerais, o padrão da literatura internacional e as limitações das informações disponíveis nos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

Forte apelo teórico e empírico tem sido apresentado na literatura para mostrar a relevância da idade (Plane e Heins, 2003), educação (Krieg, 1993), raça (Graves, 1979), estrutura familiar (Mincer, 1978). Ao lado das características pessoais, características locacionais estão bem presentes nas decisões de migração e as preferências heterogêneas dos indivíduos reflete em distintas avaliações dos atributos locacionais Cussing e Poot (2004).

No processo de decisão de migração, as características pessoais do tomador de decisão afetam a decisão de migração. Indivíduos apresentam utilidades diferentes para locais semelhantes e podem, também, apresentar custos diferentes de migração. No que diz respeito aos custos de migração, assume-se a suposição que praticamente todos os custos relacionados à migração são realizados no curto prazo, ou seja, próximo ao ato da mudança e logo após a migração. Desta forma os custos não diferem intertemporalmente para um jovem e para uma pessoa com mais idade. No entanto, os retornos esperados para os jovens tendem a serem maiores em função do maior horizonte temporal para realizá-lo, comparativamente às pessoas com mais idade²⁴. Estes dois fenômenos, dos custos e dos retornos, conjuntamente, favorecem os mais jovens na decisão de migrar e, desta forma, espera-se que os mais jovens apresentem maiores probabilidade de migrar. Borjas (1996) encontrou este comportamento na migração para os EUA. No modelo o efeito desta característica será apreendido por duas variáveis *dummies*: jovem (pessoas entre 20 e 30 anos) e Meiadade (pessoas entre 30 e 40 anos).

Entre as características pessoais que possivelmente podem influenciar a decisão de migração afetando a percepção das utilidades relativas entre locais distintos, uma que se destaca é a raça. A discriminação no mercado de trabalho, notadamente pelas pessoas de cor negra e indígena, ainda acontece no Brasil o que dificultaria a obtenção de trabalho em um possível local de destino. Este fato aumentaria a incerteza na adaptação a um novo local de residência, possivelmente diminuindo a mobilidade destas pessoas (Golger e Araújo Júnior, 2004). No modelo, o efeito desta característica é captado através de uma *dummy* que assume 1 quando o

²⁴ O modelo de Harris-Todaro (1970) respalda esta hipótese.

indivíduo é da raça branca/amarela e 0, nos demais casos. Espera-se que a característica raça afete positivamente a decisão de migração.

Uma outra característica pessoal que pode influenciar a decisão de migração é a escolaridade. Possivelmente, uma pessoa com um nível de escolaridade mais elevado tenha mais condições de obtenção de informações sobre a condição dos mercados de trabalhos mais distantes, bem como uma maior participação em mercados nacionais, o que diminui os custos de migração, considerando opções mais distantes. No modelo, é esperado um efeito positivo da escolaridade na decisão de migração²⁵. Borjas (1996) aponta para a maior probabilidade de migração pelos mais escolarizados. Nesta fase da pesquisa possíveis efeitos da escolaridade são apreendidos por duas variáveis *dummies*: Medesc (pessoas entre 8 e 11 anos de estudo) e Altaesc (pessoas com mais de 11 anos de estudo).

No que diz respeito ao possível efeito do gênero na decisão de migração, os resultados apresentados na literatura são ambíguos a depender do país pesquisado. Autores como Todaro (1980) apontam que em países da África e da Ásia predominam homens no universo de migrantes enquanto em países da América Latina há uma maior participação de mulheres na migração. No Brasil, trabalhos como Santos Júnior (2005) e Justo e Silveira Neto (2006) apontam para uma maior participação de homens e, desta forma, espera-se que o fato de ser homem afete positivamente a decisão de migração. Para captar o efeito gênero, foi incluída no modelo uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo for do sexo masculino e 0 se for feminino.

Em relação às características familiares que podem afetar a decisão de migração, uma que tem sido incorporada aos modelos é o estado civil. Mincer (1978), por exemplo, explora esta variável. A hipótese comum é que os indivíduos buscam maximizar a utilidade esperada e, em um contexto familiar, a decisão é mais complexa porque envolvem maiores custos de migração. A *dummy* de estado civil assume 1 se o indivíduo for casado e 0 nos demais casos. Desta forma, espera-se que o indivíduo casado tenha menor probabilidade de migrar.

De modo geral, as características familiares afetam a decisão de migração porque estão relacionadas a maiores custos de migração.

A condição de ser chefe de família é outra característica que afeta a decisão de migração e que tem sido considerada na literatura. No modelo incorporou-se uma *dummy* que assume valor 1 para os indivíduos que são chefes da família e 0 nos demais casos. A hipótese levantada no modelo é que indivíduos com esta característica apresentem menor probabilidade de migrar.

²⁵ Esta hipótese é consistente com o modelo de Borjas (1987), discutido no capítulo 2.

Uma outra característica familiar tratada na literatura é a presença de filhos. Kauhanem e Tervo (2002) e Ezzet-Lofstrom (2003) são exemplos nesse sentido. Inclui-se uma *dummy* que assume valor 1 na presença de filhos vivos e 0 no caso contrário. A hipótese é que a presença de filhos diminua probabilidade de migrar.

Vários autores têm estudado o papel das características regionais na migração utilizando dados agregados. Greenwood e Hunt (1989), por exemplo, encontraram que o desemprego e salário são determinantes primários na migração. Um aspecto pouco estudado na literatura que trata da decisão de migração é a incorporação de características regionais, sendo exceções os trabalhos de Kauhanem e Tervo (2002) e Ezzet-Lofstrom (2003). O primeiro enfoca a decisão conjunta de migrar e a escolha do destino enquanto o segundo apenas a decisão de migrar. Nesse sentido, nesta etapa da pesquisa avança-se em termos da literatura brasileira de migração ao incorporar características de contexto sócio-econômico no modelo de decisão de migração, notadamente ao incorporar a renda esperada média do estado de origem. A renda esperada, como tratada no capítulo 3, considera a renda ponderada pela probabilidade de se encontrar emprego. Aqui no modelo, para captar o efeito desta variável, foi incluída um variável *dummy* que assume o valor 1 quando o indivíduo migrou de um estado cuja renda esperada estava abaixo da renda média esperada nacional e 0 no caso contrário. Desta forma, considera-se que estados com renda esperada abaixo da média nacional sejam áreas relativamente “deprimidas”. Espera-se, portanto, que essa variável que capta efeitos de regiões deprimidas afete positivamente a decisão de migração.

Também, para captar efeitos regionais na decisão de migração, mas considerando uma outra dimensão, o bem-estar social, foi incluído no modelo uma variável *dummy* que assume valor 1 quando o estado de origem do indivíduo apresenta o IDH (Índice de Desenvolvimento Humano) menor que a média nacional e 0, nos demais casos. Nesse caso, consideram-se estados com IDH abaixo da média nacional como estados relativamente menos desenvolvidos. Espera-se que esta variável afete positivamente a decisão de migrar.

A inclusão destas duas últimas variáveis visa preencher uma lacuna na pesquisa de migração que trata a decisão de migração, a falta de informações a respeito do local de origem do migrante.

5.2.2 Evidências Econométricas

As estimações para o modelo *logit* considerando cada ano censitário são apresentadas na Tabela 5.2. De modo geral, os resultados encontrados estão dentro dos padrões apontados na literatura e das hipóteses levantadas anteriormente, com os coeficientes apresentando os sinais esperados e os valores significantes dentro de padrões aceitáveis. No entanto, algumas considerações mais específicas merecem serem discutidas.

Antes de entrar especificamente na análise dos resultados, ressaltam-se os cenários conjunturais da economia brasileira cujos efeitos, de modo geral, nortearão a discussão a seguir. A migração em 1980 possivelmente ainda reflete o II PND, cujo reflexo no mercado de trabalho faz-se notar por um aumento na demanda por mão-de-obra mais qualificada; em 1991, a economia apresenta-se em estagnação refletindo em crise no mercado de trabalho e, finalmente em 2000, destaca-se a estabilização e o processo de abertura da economia refletindo em maior seletividade no mercado de trabalho.

O indivíduo apresentar um nível de escolaridade intermediária aumenta a probabilidade de migração, em relação à baixa escolaridade, nos anos de 1980 e 2000, mas não no ano de 1991. A magnitude deste efeito em 1991 é bem menor que nos demais anos; apresentar escolaridade intermediária aumenta em 0,58% a probabilidade de migrar em 1980 e 0,22% em 2000. É possível que no período anterior à implantação da constituição de 1988, que mudou uma série de direitos trabalhistas, tenha havido contratação de um grande número de funcionários com baixa escolaridade e que estes resultados estivessem sendo sentido no mercado de trabalho explicando, em parte, os resultados apresentados para o ano de 1991 no que diz respeito ao sinal contrário ao esperado para a escolaridade intermediária. No capítulo anterior, foi sugerido que pertencer ao setor público é um dos fatores que contribuem para a elevação da renda comparativamente a outros setores. É possível, também, que estes resultados estejam sob efeito de mudança conjuntural no mercado de trabalho onde a remuneração da escolaridade intermediária esteja em patamares menores.

No que se refere à categoria com maior escolaridade, os resultados são consistentes com as mudanças conjunturais no mercado de trabalho. Dito de outra forma, em 1980 há um maior estímulo para a migração de pessoas com escolaridade mais elevada, diminuindo a intensidade em 1991 e elevando-se em 2000. Os efeitos marginais são: 2,6, 0,3 e 1,12, respectivamente.

Os resultados encontrados para a variável idade corroboram a hipótese levantada e os resultados apresentados na literatura. Borjas (1996), Ezzet-Lofstrom (2003), entre outros, encontraram resultados nesta mesma direção, quais sejam, indivíduos mais jovens têm maior probabilidade de migrar. No entanto, comparando os valores dos efeitos marginais ao longo das décadas, o efeito desta característica parece diminuir de intensidade. O efeito marginal era 3,8 e 2,18 em 1980 e 2000, respectivamente. O mesmo comportamento é apresentado para indivíduos com idade intermediária. É possível que o envelhecimento da população brasileira tenha elevado, também, a média da idade das pessoas no mercado de trabalho, aumentando as oportunidades para pessoas mais velhas, o que explicaria, em parte, para atenuar a intensidade desta característica na decisão de migração ao longo do tempo.

A variável raça apresentou o sinal esperado e os coeficientes são significantes em todo o período analisado. Ainda que a questão racial no Brasil não seja, do ponto de vista social, um problema de segregação como acontece em outros países, ainda assim, pessoas com cor da pele mais clara apresentam maior probabilidade de migrar o que, possivelmente, está relacionado a maior facilidade de encontrar oportunidades de trabalho em outros destinos. No entanto, ao analisar o efeito marginal desta característica ao longo das décadas, percebe-se uma diminuição na intensidade deste efeito na decisão de migração, os efeitos marginais eram 0,65 e 0,29 em 1980 e 2000, respectivamente. É possível, que, após vários movimentos sociais espalhados pelo Brasil com o intuito de valorizar a consciência negra, tenha aumentado a auto-estima das pessoas de pele escura e a mudança na legislação com punição para discriminação racial, em parte, explique estes resultados. Uma outra hipótese possível para explicar estes resultados é uma maior eficiência no mercado de trabalho, significando menor discriminação.

Tabela 5.2 Estimação do Modelo Logit: Migrar ou Não-Migrar

Variáveis	1980		1991		2000	
	Coef.	Ef. Marg	Coef.	Ef. Marg	Coef.	Ef. Marg
Medesc	0.188* (0.015)	0.582* (0.017)	-0.1223* (0.017)	-0.186* (0.165)	0.187* (0.165)	0.217* (0.199)
Altaesc	0.681* (0.015)	2.645* (0.022)	0.178* (0.022)	0.303* (0.199)	0.742* (0.199)	1.120* (0.199)
Jovem	1.152* (0.012)	3.824* (0.027)	1.574* (0.027)	3.230* (0.228)	1.404* (0.228)	2.179* (0.228)
Idadeint	0.568* (0.013)	1.720* (0.027)	0.761* (0.027)	1.252* (0.216)	0.751* (0.216)	0.870* (0.216)
Sexo	0.684* (0.008)	2.049* (0.017)	0.278* (0.017)	0.418* (0.157)	0.276* (0.157)	0.298* (0.157)
Raça	0.233* (0.007)	0.649* (0.012)	0.254* (0.012)	0.397* (0.139)	0.262* (0.139)	0.289* (0.139)
Filho	0.381* (0.008)	1.084* (0.024)	-0.181* (0.024)	-0.308* (0.174)	-0.740 (0.174)	-0.084* (0.174)
Casado	-0.003 (0.005)	-0.008** (0.014)	-0.318* (0.014)	-0.533* (0.014)	-0.835* (0.014)	-0.092* (0.014)
Respons	-0.247* (0.009)	-0.696* (0.014)	0.254* (0.014)	0.399* (0.014)	0.052* (0.015)	0.057* (0.015)
RegDep	0.910* (0.010)	0.686* (0.013)	1.972* (0.013)	5.466* (0.023)	2.650* (0.023)	9.927* (0.023)
RegDese	0.232* (0.008)	2.259* (0.012)	- (0.012)	- (0.012)	0.104* (0.023)	0.120* (0.023)
Constante	-5.866* (0.017)	- (0.017)	- (0.017)	- (0.017)	-5.866* (0.175)	- (0.175)
Nº de Observ.	1.902.524		1.055.286		1.149.528	
Pseudo R ²	0.0424		0.1171		0.1787	
Prob> chi2	0.0000		0.0000		0.0000	

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000.

Obs: erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a significância estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os efeitos marginais estão em percentual

Ser do sexo masculino, de fato, afeta positivamente a decisão de migração, conforme se pode observar o sinal positivo do coeficiente da variável sexo. Uma possível mudança no padrão

de migração em termos de gênero, pode estar acontecendo no Brasil, haja vista o efeito marginal desta variável está diminuindo ao longo dos anos: 2,01 em 1980 e 0,29 em 2000. Justo (2005) aponta resultados nesta direção ao sugerir que após as mudanças macroeconômicas ocorridas na economia brasileira no decorrer da década de 90 o processo de abertura comercial, atingiu de forma mais acentuada os homens, uma vez que a presença de mulheres no setor de serviços é mais acentuada e este setor é menos vulnerável aos efeitos da concorrência externa, o que pode explicar, em parte, estes resultados. Outra hipótese, é que o salário de reserva para as mulheres entrarem no mercado de trabalho pode estar diminuindo, em face das mudanças ocorridas na estrutura familiar nas últimas décadas.

A presença de filhos aponta para um possível padrão de migração no que se refere a este atributo. O efeito marginal, em 1980 é positivo e a partir de 1991 passa para negativo e mantém-se assim em 2000. É possível que a redução na taxa de natalidade que vem ocorrendo na população brasileira²⁶ afete o efeito desta variável na decisão de migração, uma vez que uma quantidade maior de filhos pode dificultar a migração, entre outros motivos, pelo maior custo da migração. Possivelmente, ao aprofundar a análise especificando as regiões de destino, seja possível apreender de forma mais precisa os efeitos deste atributo. Os resultados encontrados na literatura são ambíguos para o efeito desta variável. Ezzet-Lofstrom (2003), por exemplo, sugere que a presença de filhos diminui a probabilidade de migração nos Estados Unidos. Kauhanen e Tervo (2000) não são conclusivos sobre este efeito, seus resultados dependem do destino escolhido.

Ser casado diminui a probabilidade de migrar em todo o período e de forma mais acentuada em 1991, cujo efeito marginal é -0,5. Este resultado está em sintonia com a conjurta econômica, haja vista que o custo de migração é mais elevado para indivíduos casados e 1991 era um período de crise no mercado de trabalho. É possível, também, que estes resultados estejam refletindo uma mudança no perfil da população, onde a média de idade com que as pessoas casam está aumentando. A literatura tem apresentado resultados ambíguos para a influência desta variável. Ezzet-Lofstrom (2003) encontrou efeitos marginais positivos para os EUA, enquanto Kauhanen e Tervo (2002) encontraram efeitos marginais negativos para a Finlândia.

Outros aspectos da decisão de migração, como discutido anteriormente, são os possíveis efeitos de características do local de origem. Nos resultados apresentados na Tabela 5.2, é possível observar o efeito que variável região deprimida exerce sobre a decisão de migrar.

²⁶ Para maiores informações ver IBGE (2004).

Pertencer a um estado considerado relativamente deprimido em termos de renda esperada aumenta, ao longo das décadas, a probabilidade de migração. De fato, como tratados pelos modelos de crescimento econômico, os diferenciais de renda entre os estados afetam a migração como tem sido abordado por vários autores que tentam mensurar o efeito da migração na diminuição das desigualdades de renda, associada, mas não necessariamente, aos modelos neoclássicos de crescimento, abordados, entre outros, por Barro e Sal-I-Martin (1995) e no caso brasileiro por Ferreira (1996), Cançado (1999) Menezes e Ferreira Júnior (2002).

Aqui, os resultados sugerem um aumento na intensidade do efeito de pertencer a regiões deprimidas ao longo do tempo na decisão de migração, em relação a não pertencer. Mesmo considerando que em 1991 o efeito marginal possa estar captando tanto o efeito região deprimida, quanto o efeito região subdesenvolvida, pois, os estados que apresentaram renda esperada média abaixo da média nacional foram os mesmos estados que apresentaram desenvolvimento econômico abaixo da média, ainda assim, não invalida a trajetória de aumento da intensidade deste efeito. Estes resultados podem refletir, também, possível diminuição nos custos de migração o que favorece a migração de pessoas pertencentes a áreas deprimidas. Outra hipótese para este resultado é uma possível diminuição das desigualdades regionais e aumento da desconcentração industrial criando mais oportunidades nos estados mais pobres.

Quando se observam os possíveis efeitos do indivíduo residir em um estado cujo índice de desenvolvimento esteja abaixo da média nacional, ou seja, relativamente subdesenvolvido, para esta análise, os resultados apontam na direção de efeitos positivos e decrescentes ao longo das décadas. Os efeitos marginais da variável subdesenvolvimento aumentam para 1980 e 2000, respectivamente, em aproximadamente, 2,2% e 0,12% a probabilidade de migrar quando o indivíduo está em regiões relativamente menos desenvolvidas. Como discutido anteriormente, em 1991 a variável área deprimida pode estar captando tanto efeito desta variável como da variável região subdesenvolvida. Pela maior magnitude do efeito marginal em 1991 da variável área deprimida comparativamente aos anos de 1980 e 2000, é possível atribuir parte deste efeito marginal em 1991 ao efeito da área subdesenvolvida corroborando com estes resultados.

5.3 A Decisão Conjunta de Migração e a Escolha do Destino: Aspectos Teóricos e Empícos

A maioria dos estudos de migração considera uma escolha de um destino sem considerar outros potenciais destinos. White e Liang (1998) avaçam em termos da literatura ao considerar um conjunto complexo de destinos. Davies et al (2001), contudo, argumenta que a decisão de migrar e a escolha do destino não podem ser separadas. Nesse sentido, Cushing e Poot (2004) sugerem que deveriam ser desenvolvidos modelos que tentassem incorporar, simultaneamente, características pessoais e características locacionais. Newbold (1997), Kauhanen e Tervo (2002), Cussing (2005) e Mora e Taylor (2006) são raras exceções que aplicam um modelo de escolha discreta policotômica conjuntamente com a decisão de migrar e a escolha do destino.

5.3.1 O Modelo *Logit Multinomial*

O Brasil é um país continental caracterizado por diferenças geográficas e por desigualdades regionais e, como apontado no capítulo 2, apresenta diferenças nos padrões interregionias de migração. Nesse sentido, de forma pioneira para o caso brasileiro, nesta fase da pesquisa, buscar-se-á estimar um modelo econométrico *logit multinomial*, considerando os possíveis efeitos de características pessoais, familiares e regionais na migração para as diferentes regiões do país. Mais especificamente, são estimadas, separadamente para cada ano censitário, regressões de acordo com a especificação que será apresentada a seguir.

Novamente, o modelo econométrico encontra suporte nos modelos teóricos apresentados no capítulo 1, notadamente o modelo de Harris-todaro (1970), Borjas (1987) e Chiswick (1999).

Segundo Greene (2003), os modelos de escolha não ordenados podem ser respaldados em um modelo de utilidade aleatória em que o indivíduo se defronta com J escolhas (localidades). Suponha que a utilidade de escolha j seja dada por:

$$U_{ij} = z'_{ij}\beta + \epsilon_{ij} \quad (5.9)$$

Se o indivíduo escolhe um j particular, assumesse-se que U_{ij} é o máximo entre as J utilidades. Uma vez que o modelo estatístico é dado pela probabilidade que a escolha j é feita:

$$\text{Prob}(U_{ij} > U_{ik}) \text{ para todos os outros } k \neq j. \quad (5.10)$$

O modelo de múltiplas escolhas é expresso da seguinte forma (Greene, 2003):

$$\text{Prob } (Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=0}^n e^{\beta_k x_i}} \quad j = 0, 1, 2, \dots, n \quad (5.11)$$

Onde n é o número de destinos possíveis e x é um vetor de características pessoais, familiares e sócio-económicas.

No modelo pode-se calcular $J \log$ s da razão de probabilidades que são dadas por:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = x_i \beta (\beta_j - \beta_k) = x_i \beta_j \quad \text{se } k=0 \quad (5.12)$$

Do ponto de vista da estimação é útil que a razão P_{ij}/P_{ik} não dependa das outras escolhas, ou seja, que siga a independência dos erros do modelo *logit* convencional. O *log* da razão de probabilidade pode ser definido para cada alternativa individual $d_{ij} = 1$, se a alternativa j é escolhida pelo indivíduo i , e 0, no caso contrário, para as $J-1$ alternativas. Então, para cada i , uma e somente uma alternativa das $d_{ij}=1$. A generalização do *log* da razão das probabilidades é dada por:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J d_{ij} \ln \text{Prob}(Y_i = j) \quad (5.13)$$

A interpretação dos coeficientes no modelo não é direta. Os coeficientes são interpretados em função de uma das alternativas disponíveis para o tomador da decisão, tomada como categórica. Via de regra, como as alternativas são desbalanceadas, em termos do número de observações disponíveis, escolhe-se como referência a alternativa que apresenta o maior número de observações. A interpretação dos coeficientes é feita em relação àquela escolhida como referência. Outra opção útil na interpretação dos coeficientes é a estimação dos efeitos marginais, que são calculados da seguinte forma:

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5.14)$$

Encontrar medidas que possam avaliar o ajuste do modelo é bastante complexo. Uma das alternativas é calcular o *log* da razão das probabilidades para o caso restrito e não restrito. Se o modelo não contiver termos constantes ou covariáveis, neste caso o cálculo é dado por:

$$\ln L_c = \sum_{j=0}^J n_j \ln \left(\frac{1}{J+1} \right)^{27} \quad (5.15)$$

Onde n_j é o número de indivíduos que escolheram j . Se o vetor de regressores inclui apenas um termo constante, então a razão das probabilidades restrita é dada por:

$$\ln L_0 = \sum_{j=0}^J n_j \ln \left(\frac{n_j}{n} \right) = \sum_{j=0}^J n_j \ln p_j \quad (5.16)$$

Onde p_j é a proporção das observações que escolheu j . Uma importante propriedade do modelo é denominada de Independência das Alternativas Irrelevantes (IAI). Assume-se que P_j/P_k sejam independentes das outras probabilidades. Hausman e Mc Faden (1984) sugerem um procedimento para testar a (IAI). O teste sugere que um subconjunto de escolha verdadeiro é irrelevante, omite-o do modelo e isto não mudará sistematicamente as estimativas dos parâmetros. A exclusão desta escolha tornarão as estimativas ineficientes, mas não inconsistentes. A estatística é dada por:

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f)' \left[\hat{V}_s - \hat{V}_f \right]^{-1} (\hat{\beta}_s - \hat{\beta}_f) \quad (5.17)$$

onde s indica os estimadores baseados no subconjunto restrito, f indica os estimadores baseados na amostra completa e \hat{V}_s e \hat{V}_f são as respectivas estimativas da matriz de covariância assintótica. A estatística segue uma distribuição χ^2 com k graus de liberdade (Greene ,2003, p. 724).

5.3.2 Resultados empíricos

Os dados para consecução dos objetivos a serem explorados nesta seção seguem o padrão da seção anterior, especificando informações da migração para as cinco macroregiões brasileiras.

Foram utilizadas amostras aleatórias correspondendo a 20% do número de observações dos microdados censitários e feitos os devidos cortes para atender as especificações das variáveis como mencionado anteriormente²⁸. Assim, a amostra ficou com a seguinte magnitude: 1.963.179 em 1980 dos quais 3,3% eram migrantes. Em 1991 a amostra ficou com 1.020.884 observações

²⁷ Nas tabelas com os resultados das estimativas constará esta medida de ajuste do modelo.

²⁸ Por exemplo, ficando com indivíduos com idade entre 20 e 70 anos.

das quais 2,70% eram migrantes e, finalmente em 2000 os números foram: 1.119.304 com 2,22% sendo migrantes²⁹.

Na Tabela 5.3 são apresentados os números de migrantes em cada ano censitário para as 5 regiões brasileiras, bem como o percentual dos migrantes de cada região no total dos migrantes. Os resultados são consistentes com o padrão de migração discutido no capítulo 2.

Tabela 5.3 Migração Interregional no Brasil: 1980, 1991 e 2000.

Destino	1980		1991		2000	
	Número	Percentual	Número	Percentual	Número	Percentual
Norte	10448	16,03	3166	11,77	3947	16,23
Nordeste	7849	12,04	2729	10,15	3620	14,89
Sudeste	25814	39,60	13408	49,86	5913	24,32
Sul	13283	20,38	2818	10,48	3660	15,05
Centro Oeste	7795	11,96	4769	17,74	7174	29,51
Total	65 189	100,00	26 890	100,00	24 314	100,00

Fonte: FIBGE-Microdados dos Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000.

Conforme foi discutido anteriormente, Cushing e Poot (2004) sugerem que a decisão de migração deve ser tratada conjuntamente com a escolha do destino. Desta forma, nesta etapa da pesquisa, busca-se estimar um modelo *logit* multinomial que considere tanto características pessoais, familiares e de contexto sócio-ecomônico como na seção anterior, e ao mesmo tempo, leve em consideração a escolha do destino. Foram estimados, separadamente, para cada ano censitário, um modelo *logit* multinomial com seis opções de Destino: NO, NE, SE, SUL, CO e Não-Migração, que foi a opção categórica tomada como referência no modelo, ou seja, todas as estimativas dos parâmetros para cada região são relativas às características de não-migração.

Na Tabela 5.4 são apresentados os resultados das estimativas do modelo para o ano de 1980³⁰. Em geral os sinais dos coeficientes se comportam dentro do esperado e são significantes nos padrões aceitáveis.

²⁹ Ezzet-Lofstrom (2003) encontrou um percentual de migrantes de 6,1% para os EUA, mas considerando um período de 5 anos. Kauhanen e Tervo (2002) encontraram um percentual de 6,4% para período de três anos para a Finlândia.

Tabela 5.4 Modelo *Logit* Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 1980

	NO		NE		SE		SUL		CO	
	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.
Medesc	.346*	0.086	.614*	0.172	-.28*	-0.26	.287*	0.103	.570*	0.394
	(.042)		(.040)		(.026)		(.033)		(.029)	
Altaesc	.848*	0.269	1.194*	0.450	.305*	0.325	.613*	0.253	1.010*	0.866
	(.050)		(.043)		(.027)		(.032)		(.029)	
Jovem	.698*	0.156	1.206*	0.294	1.347*	1.619	.968*	0.341	1.113*	0.671
	(.036)		(.036)		(.019)		(.031)		(.026)	
Meidade	.509*	0.113	.687*	0.154	.589*	0.618	.479*	0.157	.573*	0.317
	(.036)		(.036)		(.020)		(.031)		(.026)	
Sexo	1.120*	0.265	.211*	0.041	.711*	0.738	.061*	0.014	1.049*	0.605
	(.027)		(.026)		(.012)		(.023)		(.019)	
Raça	-.858*	-0.21	-.155*	-0.03	.607*	0.578	.847*	0.256	-.04*	-0.03
	(.023)		(.022)		(.011)		(.025)		(.016)	
Filho	-.839*	-0.19	.022	0.003	.611*	0.607	-.87*	-0.29	1.545*	0.879
	(.027)		(.023)		(.011)		(.022)		(.018)	
Casado	1.026*	0.218	.299*	0.062	-.56*	-0.59	.842*	0.264	.071*	0.038
	(.024)		(.021)		(.011)		(.021)		(.016)	
Respons	-2.07*	-0.46	.143*	0.032	-.07*	-0.07	-.40*	-0.12	.015	0.012
	(.029)		(.025)		(.013)		(.025)		(.019)	
RegDep	.924*	0.021	.523*	0.632	1.562*	0.319	.087*	-0.37	.815*	-0.08
	(.034)		(.042)		(.018)		(.019)		(.019)	
RegSubd	.100*	0.169	1.911*	0.097	.306*	1.267	-1.3*	0.021	-.14*	0.371
	(.022)		(.029)		(.011)		(.032)		(.017)	
Constante	6.53*		-8.21*		-7.17*		-6.3*		-7.74*	
	(.053)		(.057)		(.029)		(.043)		(.037)	
Nº de Obser.						1.902.524				
Pseudo R ²						0.0754				
Prob>chi2						0.0000				

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a signifânciâ estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os efeitos marginais estão em percentual. Foram realizados testes para verificar a hipótese da IAI. Em todas as cinco possibilidades aceitaram-se a IAI.

A literatura aponta um padrão típico de pessoas com maior escolaridade apresentarem maior propensão à migrar. Os resultados, aqui, apontam, também, nesta direção. Em 1980, a escolaridade intermediária afeta positivamente a decisão de migrar para todas as regiões

³⁰ No modelo *logit* multinomial, para se comparar a probabilidade de indivíduos com características diferentes migrarem para determinada região comparativamente à outra, somente é possível com a estimativa da taxa de risco relativo que corresponde a *odd-ratio* no modelo *logit* convencional. Por exemplo, para comparar a probabilidade de um indivíduo com maior escolaridade com outro com escolaridade intermediária migrar para a região Nordeste comparativamente para o Sudeste. As estimações para cada ano censitário com as respectivas taxas de risco relativo serão apresentadas no anexo.

brasileiras, exceto para o Sudeste, em comparação à decisão de não migrar, conforme mostram os sinais dos coeficientes. Analisando, contudo, os efeitos marginais, os resultados sugerem que a escolaridade intermediária afeta mais fortemente a migração para o Centro-Oeste, o efeito marginal é 0,39. A alta escolaridade, por sua vez, afeta positivamente a probabilidade de migração para todas as regiões. Contudo, a maior magnitude desta característica se dá na migração para o Centro-Oeste e Nordeste, cujos efeitos marginais são: 0,86 e 0,45, respectivamente. Este resultado é explicado, em parte, pela relativa escassez de mão-de-obra qualificada nestas regiões, o que tende a elevar a taxa de retorno mais elevada para este atributo pessoal.

Um outro tipo de análise é possível quando se estima o modelo *logit* multinomial, desde que sejam feitas estimativas dos parâmetros reportando-as em termos de taxa de risco relativo (RRR) que corresponde a *odd-ratio* no modelo *logit* convencional³¹. A comparação da razão das taxas de risco relativo de indivíduos com maior escolaridade versus indivíduos com escolaridade intermediária migrar para as distintas regiões brasileiras varia entre 0,55 para o Sudeste e 0,72 para o Sul. Ou seja, nesta base de cálculo, espera-se que pessoas mais escolarizadas tenham maior tendência de migrar para o Sudeste e o Nordeste. Este é um resultado importante na medida em que aponta destinos regionais diferenciados das pessoas com maior escolaridade. É possível, então, que no saldo da migração, a perda do Nordeste seja mais quantitativa que qualitativa. Uma hipótese para estes resultados é a consolidação dos pólos industriais implantados no Nordeste na década anterior, por exemplo, o pólo petroquímico de Camaçari na Bahia e o pólo têxtil no Ceará, os quais demandam mão-de-obra mais escolarizada. Uma vez que existe uma forte correlação positiva entre renda e escolaridade, este resultado parece corroborar com a teoria neoclássica, que aponta a importância da migração na diminuição da desigualdade regional de renda.

No que se refere à idade, os resultados estão de acordo com as hipóteses levantadas, ou seja, os jovens têm maior probabilidade de migrar, conforme pode ser visto pelo sinal positivo dos coeficientes na Tabela 5.4. Ao analisar os efeitos marginais da idade na decisão de migração, percebem-se intensidades diferentes do efeito desta característica na migração para as regiões, tanto para os mais jovens quanto para os de idade intermediária. Ou seja, ser jovem ou estar na faixa etária intermediária aumenta a probabilidade de migrar para o Sudeste mais fortemente que

³¹ As tabelas reportando as taxas de risco relativo para cada ano censitário estão no anexo (A5.1 a A5.3).

para as demais regiões brasileiras. O efeito marginal para os mais jovens, neste caso, é 1,61 e para os de idade intemediária é de 0,62.

A razão da taxa de risco relativo entre indivíduos jovens e de idade intemediária migrarem para as regiões brasileiras varia entre 0,47 para o Sudeste e 0,83 para o Norte. Ou seja, este resultado aponta para uma maior tendência dos jovens, de fato, apresentarem maior propensão para migrarem para o Sudeste, resultado associado ao mercado de trabalho no Sudeste. O Centro-Oeste aparece em segundo lugar com o valor de 0,58.

A característica gênero, de fato, afeta a decisão de migração e a escolha do destino. Ser homem aumenta a probabilidade de migrar para todas as regiões brasileiras e mais fortemente para o Sudeste e Centro-Oeste. Os efeitos marginais para estas regiões são: 0,73 e 0,61, respectivamente. Este tem sido um padrão de migração no Brasil.

Quanto à característica raça, os resultados são intuitivos, isto é, ter a pele de cor clara diminui a probabilidade de migrar para as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e aumenta para as regiões Sudeste e Sul, regiões que apresentam maior proporção de brancos na população. O efeito marginal para a região Sudeste é 0,58.

Em 1980, a presença de filhos afeta diferentemente a probabilidade de migração para as regiões brasileiras. Tanto para a região Norte quanto para a região Sul, este atributo familiar diminui a probabilidade de migração. Todavia, ter filhos aumenta mais fortemente a probabilidade de migração para o Centro-Oeste. É possível que estes resultados estejam apontando para um perfil diferenciado dos migrantes que vão para regiões de fronteira agrícola, ou seja, em face das dificuldades iniciais comuns na exploração de novas áreas agricultáveis, até mesmo pela falta de infra-estrutura mínima, aqueles que escolhem estes destinos prefiram migrar levando toda a família.

O estado civil, particularmente ser casado, afeta a probabilidade de migração para todas as regiões brasileiras, com exceção da região Sudeste, sendo que o maior efeito desta característica ocorre para os que decidem migrar para a região Sul, com efeito marginal de 0,26.

A situação de responsável pelo domicílio, diminui a probabilidade de migrar para as regiões Norte, Sudeste e Sul. A diminuição na probabilidade de migrar ocorre de forma mais intensa para quem escolhe migrar para a região Norte cujo efeito marginal é -0,46.

Os indivíduos estarem em estados deprimidos em termos de renda esperada afeta diferentemente a probabilidade de migração. Os efeitos marginais são positivos e decrescentes para as regiões Nordeste, Sudeste e Norte e negativos para as demais regiões. Este resultado

surpreende, notadamente o aumento da probabilidade para o Nordeste. No entanto, estes resultados precisam ser vistos com cautela. Pode-se pensar, por exemplo, que este período da economia brasileira é caracterizada por baixas taxas de crescimento e, conforme **Azzoni (1997)**, o Nordeste tende a crescer mais que o Brasil, nestes momentos. Ressalte-se que ao se tratar de macroregiões, é possível que dentro de cada uma delas exista microregiões com algum desempenho acima da média regional, o que pode apresentar uma dinâmica econômica própria, seja por efeito de políticas de atração de investimento fruto da guerra fiscal entre os estados, ou pela exploração de algum recurso natural até então inexplorado, como o aproveitamento do cerrado baiano. É possível, também, que estes resultados refletem imperfeições no mercado de crédito limitando as opções de migração em face dos custos de migração.

Menos supreendentemente são os efeitos exercidos pela condição de subdesenvolvimento na decisão de migração. Ou seja, pertencer a um estado relativamente menos desenvolvido, aumenta a probabilidade de migração e com um efeito relativamente muito maior para o Sudeste. Isto é, aumenta em 1,27% a probabilidade de migrar para esta região, enquanto para o Nordeste o aumento é de apenas 0,1%.

Na tabela 5.5 são apresentados os resultados da estimação do modelo *logit* multinomial da migração interregional brasileira para o ano de 1991. De modo geral os sinais dos coeficientes estão de acordo com as hipóteses levantadas anteriormente.

A escolaridade, tanto a intermediária quanto a alta, afeta positivamente a decisão de migração para todas as regiões brasileiras, exceto para a região Sudeste. A magnitude do efeito da escolaridade varia entre as regiões. O maior efeito marginal da alta escolaridade ocorre para o Nordeste e Centro-Oeste. É possível que em função da criação do estado do Tocantins, onde a ampliação da máquina administrativa com a criação de diversos órgãos absorve pessoas com maior escolaridade, por exemplo, Universidades e órgãos de pesquisa e extensão rural, explique, em parte estes resultados. Por outro lado, a ampliação do agronegócio nesta região é caracterizada por um nível de tecnificação maior que a média de outras regiões brasileiras, absorvendo mão-de-obra com maior conhecimento técnico, o que exige, no mínimo uma escolaridade intermediária.

No entanto, quando se calcula a razão entre a rrr entre as duas faixas de escolaridade, evidencia-se a tendência de pessoas com maior escolaridade migrarem para o Nordeste. O valor encontrado é de 0,63 para o Nordeste enquanto para o Sudeste é de 0,75, repetindo o padrão verificado em 1980. Este resultado é explicado, em parte, pelo baixo dinamismo econômico do

país no período, isto é, deixa-se de atrair trabalho mais qualificado e há maior arbitragem de acordo com o fenômeno tradicional de maiores retornos para os mais qualificados nas regiões mais pobres.

Tabela 5.5 Modelo *Logit* Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 1991

	NO		NE		SE		SUL		CO
	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	Coef.	E.M.	E.M.
Medesc	.185*	0.024	.444*	0.075	-.44*	-0.22	.005*	0.001	1.045* (.041)
Altaesc	.390*	0.057	.904*	0.192	-.15*	-0.08	.356*	0.089	1.358* (.070)
Jovem	1.219*	0.061	1.388*	0.114	1.872*	0.506	1.268*	0.172	4.053* (.249)
Meidaide	.503*	0.172	.766*	1.483	.858*	0.325	.768*	0.521	1.917* (.117)
Sexo	.417*	0.061	.159*	0.023	.317*	0.169	-.09** (.054)	-0.02	1.28* (.054)
Raça	-.45*	-0.06	-.48*	-0.07	.486*	0.269	1.104*	0.237	1.023 (.030)
Filho	.155**	0.015	-.104	-0.01	-.25*	-0.17	-.047	-0.01	.784* (.046)
Casado	-.39*	0.015	-.09** (.042)	-0.02	-.44*	-0.26	.220*	0.031	.686* (.023)
Respons	.667*	-0.05	.685*	0.100	-.090*	-0.06	.488*	0.109	1.733* (.060)
RegDep	2.695*	0.746	2.063*	0.530	2.499*	3.027	-.19*	-0.05	6.109* (.191)
RegSubd	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Constante	8.48*		-8.20*		6.80*		-7.86*		-7.18* (.080)
Nº. De Obser.						1.020.884			
Pseudo R ²						0.1177			
Prob>chi2						0.0000			

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a signifância estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os efeitos marginais estão em percentual. Foram realizados testes para verificar a hipótese da IAI. Em todas as cinco possibilidades aceitaram-se a IAI.

Os resultados encontrados para 1991 foram consistentes com a hipótese levantada sobre o possível efeito da idade na migração. Isto é, ser jovem ou com idade intermediária aumenta a probabilidade de migração para todas as regiões brasileiras e, de forma mais intensa, notadamente para os mais jovens, para o Sudeste. O efeito marginal neste caso é de 0,5. Novamente fazendo

uso da estimação reportando a taxa de risco relativo, a razão entre os indivíduos mais jovens versus indivíduos com idade intermediária, os valores vão de 0,36 para o Sudeste a 0,54 para o Nordeste. Isto é, de fato, a tendência dos mais jovens é para migrar para o Sudeste, consistente com a argumentação de Harris-Todaro. O retorno econômico para esta região é o que motiva a migração. Logo, os mais jovens têm mais benefícios ao longo da vida.

Indivíduos do sexo masculino apresentam maior probabilidade de migrar para todas as regiões brasileiras, exceto para a região Sul. Contudo, o efeito gênero é maior para indivíduos que migram para o Sudeste.

Em relação à característica cor da pele, indivíduos que declaram ter pele clara são mais propensos a migrar para as regiões Sudeste, Sul, e Centro-Oeste. Provavelmente são mais adaptados às condições climáticas e ao ambiente social.

Na seção anterior, foi justificada a ausência da variável que capta o efeito do subdesenvolvimento para o ano de 1991, haja vista que os mesmos estados que apresentaram características de subdesenvolvimento também apresentaram características de áreas deprimidas. Então, é possível que os coeficientes desta variável estejam captando os dois efeitos.

Residir em áreas deprimidas em termos de renda esperada aumenta a probabilidade de migração para todas as regiões brasileiras, exceto para o Sul. Em parte, este resultado pode ser devido ao efeito custo de migração, ou seja, a região Sul é a mais distante das áreas deprimidas e, apesar de apresentar características de áreas relativamente mais dinâmicas economicamente, não consegue atrair migrantes provenientes de áreas relativamente subdesenvolvidas/deprimidas. Por outro lado, as demais regiões, especialmente a Sudeste apresentam um alto estoque de migrantes³² provenientes destas regiões e, por efeito de redes de migrações, pode reduzir o custo de migração para esta região. No que se refere, no entanto, ao efeito marginal, a maior intensidade desta variável se dá para indivíduos que escolhem como destino o Sudeste. Ou seja, o efeito marginal é de 3,02. Este resultado é esperado, dados os elevados índices de renda *per capita* dos estados da região.

Ainda buscando encontrar resultados que permitam atender o segundo objetivo deste capítulo, mas agora com enfoque para o ano 2000, os resultados das estimações do modelo *logit* multinomial para a migração interregional brasileira, de modo geral, apresentam-se dentro do esperado do ponto de vista das hipóteses assumidas para as variáveis. Isto pode ser visto pelos

³² Confome os resultados apresentados no capítulo 2.

sinais dos coeficientes, que são consistentes com as hipóteses, e pela significância dos mesmos, compreendidos dentro dos padrões aceitáveis, conforme pode ser observado na Tabela 5.6.

A escolaridade intermediária e alta aumenta a probabilidade de migração para todas as cinco macro-regiões brasileiras. O maior efeito marginal da escolaridade, notadamente para a escolaridade mais alta, é para a região Sudeste, 0,3. Em 1980 apesar deste efeito ser maior para o Nordeste, o Centro-Oeste ocupava a segunda posição e, em 2000, ultrapassa o Nordeste.

No entanto, quando se calcula a razão das taxas de risco relativa entre a escolaridade intermediária versus a alta escolaridade, o valor é praticamente o mesmo para o Sudeste e o Nordeste, respectivamente 0,51 e 0,53. Hacker (2000) sugere que em períodos de maior taxa de desemprego, como, é neste caso, aumenta o grau de incerteza dos indivíduos podendo afetar mais fortemente a decisão de migração dos indivíduos mais escolarizados para regiões com este comportamento, como é o caso do Sudeste.

Os resultados para 2000, também são consistentes no que diz respeito à propensão maior de migração dos jovens. Os maiores efeitos se dão para a migração para o Centro-Oeste e Sudeste onde os efeitos marginais são: 0,79 e 0,61, respectivamente. Similarmente ao que foi feito para os demais períodos, repetiu-se o cálculo da razão da taxa de risco relativo entre os jovens e as pessoas de idade intermediária. Os resultados confirmam a tendência dos mais jovens migrarem para o Centro-Oeste e Sudeste com respectivos valores de: 0,47 e 0,51, respectivamente.

A predominância de homens na migração continua em 2000 seguindo o padrão das décadas anteriores, mas há diminuição da intensidade na decisão de migração, como revelado na força de trabalho em geral e, assim, entre os migrantes, diminuição dos efeitos marginais desta variável nas duas últimas décadas o que pode sinalizar um novo padrão de migração, ou seja, uma presença cada vez mais das mulheres entre os migrantes. Isto pode ocorrer em função de dois fenômenos: o primeiro seria a maior participação de mulheres solteiras migrando e o segundo seria uma maior migração de casais. Dados do IBGE (2004) revelam uma crescente participação de mulheres como chefe dos domicílios.

Tabela 5.6 Modelo *Logit* Multinomial para Migração Interregional no Brasil: 2000

	NO		NE		SE		SUL		CO	
	Coef.	E.M	Coef.	E.M	Coef.	E.M	Coef.	E.M	Coef.	E.M
Medesc	.156*	0.017	.433*	0.059	.117*	0.036	.276*	0.059	.073*	0.025
	(.040)		(.041)		(.032)		(.040)		(.030)	
Altaesc	.496*	0.064	1.104*	0.214	.745*	0.304	.773*	0.212	.623*	0.272
	(.055)		(.048)		(.038)		(.044)		(.036)	
Jovem	1.428*	0.217	1.347*	0.220	1.432*	0.606	1.057*	0.263	1.581*	0.796
	(.056)		(.056)		(.045)		(.055)		(.042)	
Meiadade	.852*	0.097	.714*	0.089	.765*	0.240	.507*	0.102	.827*	0.297
	(.053)		(.053)		(.043)		(.051)		(.041)	
Sexo	.601*	0.062	.305*	0.035	.199*	0.058	.200*	0.039	.190*	0.063
	(.039)		(.039)		(.031)		(.039)		(.028)	
Raça	-.191*	-0.02	.064**	0.007	.401*	0.119	1.232*	0.253	.081*	0.026
	(.034)		(.034)		(.027)		(.043)		(.025)	
Filho	-.395	-0.05	.203	0.022	-.347	-0.12	.135	0.025	.239**	0.073
	(.384)		(.504)		(.293)		(.503)		(.008)	
Casado	-.283*	-0.03	-.07**	-0.01	-.091*	-0.03	-.0103	-0.00	-.011*	-0.00
	(.035)		(.035)		(.028)		(.035)		(.003)	
Respons	.063	0.007	.119*	0.014	-.014	-0.01	.113*	0.022	.036	0.012
	(.038)		(.040)		(.030)		(.040)		(.028)	
RegDep	3.336*	0.031	2.032*	0.336	1.736*	0.401	2.767*	-0.19	2.840*	-0.08
	(.058)		(.086)		(.060)		(.041)		(.037)	
RegSubd	.258*	1.866	1.435*	0.573	.898*	1.041	-1.75*	2.001	-.236*	3.685
	(.052)		(.084)		(.060)		(.060)		(.038)	
Constante	-7.86*		-8.44*		-6.86*		-7.99*		-7.29*	
	(.387)		(.506)		(.295)		(.506)		(.359)	
Nº. de Observ.						1.193.304				
Pseudo R ²						0.1492				
Prob>chi2						0.0000				

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. * , ** e *** é a signifânci a estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente. Os efeitos marginais estão em percentual. Foram realizados testes para verificar a hipótese da IAI. Em todas as cinco possibilidades aceitaram-se a IAI.

Em 2000, Os indivíduos solteiros apresentam maior propensão para migrar para todas a regiões brasileiras. Os resultados, no entanto, não permitem avaliar que haja maior propensão dos jovens migrarem para regiões mais distantes como Ezzet-Lofstrom (2003) encontraram para os EUA.

A presença de filhos corrobora com os resultados para estado civil, ou seja, afeta no mesmo sentido a decisão de migração e a escolha do destino. Os dois efeitos refletem maiores custos e maiores necessidades de arbitragem.

Quando o indivíduo é chefe do domicílio, no entanto, o efeito deste atributo pessoal aumenta a probabilidade de migrar indistintamente ao destino escolhido, indicando que indivíduos com este perfil estão dispostos a migrar fazendo menos restrição no que se refere à escolha das regiões.

Foi discutido anteriormente quão mais difícil é para o agente tomar decisão de migração em períodos de alta inflação, haja vista que a decisão tem que ser levada a efeito em valores presentes tanto de custos e benefícios bem como para determinados indicadores, com alta inflação. Em 2000, já se passaram alguns anos da implantação do plano real, o que fez com que a avaliação de alguns indicadores econômicos fossem melhor analisados por uma parcela maior da população, notadamente em função de uma relativa estabilidade dos preços. Este efeito, então, possivelmente afeta a decisão de migração, especialmente quando se analisam as variáveis que captam características de áreas deprimidas e subdesenvolvidas.

Ao se analisar os resultados encontrados da estimação do modelo para o ano 2000, percebe-se que se o indivíduo for oriundo de estados relativamente deprimidos aumenta a probabilidade de migrar para todas as regiões brasileiras, exceto para o Centro-Oeste e Sul que conseguem atrair migrantes de regiões mais ricas. Este resultado pode ser surpreendente haja vista que há diferenças em termos da renda esperada entre as regiões. Nesse sentido, Kauhanen e Tervo (2002) e Nord (1998) encontram resultados nessa direção. Este último encontra resultados no sentido que existe armadilha de pobreza, ou seja, a migração reforça as ilhas de pobrezas existentes. Os primeiros autores, no entanto, não são tão conclusivos nesse sentido, mas argumentam que há diferenças no perfil do migrante para área com características sócio-econômicas distintas. Aqui, pelos resultados encontrados, é possível fazer algumas inferências. Ou seja, em parte, os resultados estão condicionados pela escolha das macro-regiões de destino e, possivelmente, dentro de cada um destas macro-regiões existem micro-regiões com desempenho econômico e indicadores sociais acima da média regional. Mais especificamente, por exemplo, a região de Sobral no Ceará, que na última década teve o perfil do emprego modificado, onde mais de 20.000 empregos industriais foram criados graças a política de incentivos fiscais do governo estadual criando um pólo calçadista inexistente nas décadas passadas. Comportamento similar existe nas outras regiões não se podendo afirmar categoricamente o efeito argumentado por Nord (1998). Os resultados encontrados para a variável subdesenvolvimento são consistentes com os argumentos anteriores, ou seja, pertencer a estados relativamente menos desenvolvidos aumenta a probabilidade de migração para todas as regiões brasileiras, exceto para o Sul. Analisando o

efeito marginal, as maiores magnitudes deste efeito ocorrem para a migração para o Centro-Oeste e Sudeste, respectivamente.

5.4. Considerações Finais

Ao longo deste capítulo foi possível observar que, de fato, características individuais, familiares e de contexto sócio-econômicos são importantes para explicar a decisão de migração. Em uma análise preliminar, foi averiguado o papel destas características sem considerar a escolha do destino. Os resultados revelaram-se consistentes com as hipóteses assumidas sobre o efeito individual de cada uma das variáveis, isto é, em geral, os sinais esperados e os valores dos coeficientes significantes dentro dos padrões aceitáveis. Foi possível, também, fazer uma avaliação do efeito destas variáveis ao longo do tempo, uma vez que se estimaram regressões *logit* para cada ano censitário, especificamente, 1980, 1991 e 2000.

Foi possível observar, por exemplo, que em períodos de maior dinamismo da economia, há uma maior probabilidade de migração das pessoas com maior escolaridade, o que não acontece em períodos de menor dinamismo econômico, como no final da década de 80 e início dos anos 90. Em relação à idade observou-se um comportamento consistente com a teoria econômica, sobretudo na maior tendência dos mais jovens migrarem, mas com uma diminuição da intensidade deste efeito ao longo do tempo. Este resultado sugere uma maior valorização da experiência no mercado de trabalho.

Os resultados sugerem, também, a diminuição da intensidade do efeito gênero, isto é, apesar de prevalecer a presença de homens na migração, esta predominância não se faz sentir com tanta intensidade em 2000 como em 1980.

Contudo, na literatura internacional como, por exemplo, Cussing e Poot (2004), entre outros, indicam a necessidade de analisar conjuntamente a decisão de migração e a escolha do destino argumentando que fazem parte de um mesmo processo e não um processo seqüencial. Nesse sentido, partiu-se para estimação de um modelo *logit* multinomial que atende a esse arcabouço teórico à medida que leva em consideração características pessoais, familiares e de contexto sócio-econômicas simultaneamente na escolha de destinos alternativos. Particularmente nessa fase da pesquisa os destinos considerados no modelo foram as cinco macro-regiões brasileiras: Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste e mais a alternativa de não-migração, que foi o destino categórico que serviu de base para comparação.

Os resultados enalteceram a robustez do modelo, notadamente quando comparado ao modelo *logit* convencional, haja vista que permitiu verificar que tanto qualitativamente como quantitativamente os efeitos das características pessoais, familiares e de contexto sócio-econômico atuam diferentemente na decisão de migração para as regiões brasileiras.

Especificamente, quando se compara a razão entre as taxas de risco relativo entre escolaridade mais alta e a escolaridade intermediária, percebe-se que, em períodos de maior dinamismo da economia, indistintamente da região considerada, há uma maior propensão da migração dos mais escolarizados. Contudo, este efeito se dá de forma mais intensa para o Nordeste. No entanto, em períodos de menor crescimento, há uma diminuição do efeito marginal na migração dos mais escolarizados, também, para todas as regiões.

No que se refere ao comportamento do efeito da idade no processo de decisão de migração, consistente com a teoria tradicional, observa-se uma maior tendência dos mais jovens migrarem, principalmente para a região Sudeste e Centro-Oeste. O efeito desta característica se faz notar com maior intensidade nos períodos de menor dinamismo econômico.

Pertencer a regiões deprimidas e/ou menos desenvolvidas aumenta a propensão à migração ao longo das últimas três décadas analisadas. Embora, a intensidade aumente mais fortemente para indivíduos provenientes de áreas relativamente menos desenvolvidas.

6. MIGRAÇÃO E SELEÇÃO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

6.1 Introdução

No capítulo anterior buscou-se tratar o perfil do migrante condicionando a região de destino. No entanto, ainda há uma questão adicional fundamental para política pública e para o entendimento das disparidades regionais: a possibilidade dos migrantes serem, em termos produtivos, positivamente selecionados.

Esta dimensão da migração tem sido tratada na literatura internacional a partir da disponibilização de microdados que, atrelados a avanços computacionais, tem permitido procedimentos de estimação bastante complexos. A análise de microdados tem possibilitado um melhor entendimento do processo de migração, especialmente ao permitir aos pesquisadores contabilizar o papel central das características pessoais e locacionais (Cushing e Poot, 2004).

A despeito da importância da identificação das características dos migrantes no que diz respeito às características pessoais e de ocupação, dimensões importantes do fenômeno migratório no Brasil permanecem exploradas de forma incipiente. Por exemplo, apenas recentemente Santos Júnior et al (2005) mostraram que há evidências a respeito das características do migrante que o tornam um agente selecionado positivamente, e não aleatoriamente entre a população da economia de origem. Dito de outra forma, a migração é vista como um processo seletivo, ao invés de aleatório, e os migrantes são “auto-selecionados”. Ou seja, para as mesmas características pessoais, produtivas e de ocupação, este tende a ser, em média, mais hábil, motivado, agressivo, empreendedor que o indivíduo não migrante, mesmo para indivíduos com os mesmos níveis de características tradicionalmente mensuráveis (pessoais e de produção).

Nesse sentido, esta etapa da pesquisa procura analisar o perfil do migrante com uma base de dados mais completa, os microdados dos censos, o que possibilita considerar informações sobre os migrantes da região Norte, bem como averiguar se, de fato, nas últimas décadas, a migração contribuiu para o processo de concentração de capital humano nas regiões ou estados mais ricos do país.

Assim, neste capítulo buscar-se-á identificar o perfil do migrante interno brasileiro e verificar se os migrantes formam um grupo que seja, em média, mais apto, motivado, empreendedor, agressivo e ambicioso, ou seja, selecionado positivamente.

Na primeira subseção do capítulo serão expostos fatos estilizados sobre a migração no Brasil e evidências de seleção positiva entre os migrantes fazendo uso da análise bivariada. Na segunda subseção serão mostradas as evidências econômicas, mais robustas, devido à consideração das influências de um conjunto maior de variáveis.

Nesta etapa da pesquisa foram, novamente, utilizados os microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000. A escolha recaiu sobre estes anos por se tratar dos anos nos quais, até o início deste trabalho, eram disponibilizados pelo IBGE.

Os Censos Demográficos variam em quantidade de observações entre os anos. Para a consecução das análises aqui preteridas foram excluídas as pessoas que não responderam à parte da pesquisa que diz respeito à migração, as pessoas com menos de 20 e mais de 70 anos, as com renda do trabalho nula ou ignorada e as pessoas que não nasceram no Brasil. Após esta etapa foram realizadas amostras aleatórias de 20%³³ do total de observações disponíveis para cada um dos anos dos Censos Demográficos utilizados, uma vez que a utilização do total de observações levava a sérias limitações computacionais.

Uma vez que o objetivo deste capítulo é apresentar fatos e evidências referentes à migração interestadual no Brasil, daí vem a justificativa para a exclusão das pessoas que não responderam à parte de migração e das pessoas que não nasceram no Brasil. No que se refere à exclusão das pessoas com menos de 20 e mais de 70 anos, isto se justifica pelo fato de captar informações das pessoas que fizeram, de fato, a escolha entre migrar e não-migrar, uma vez que a decisão de migrar é que pode revelar a seleção positiva.

A análise da seletividade será feita pela comparação entre a renda dos migrantes e dos não-migrantes. Na segunda subseção deste capítulo será utilizada a técnica de ajuste de regressões que não permite a inclusão na amostra de pessoas com renda nula ou ignorada, justificando a exclusão de tais indivíduos.

6.2 Evidências Iniciais Sobre o Perfil e Seleção Positiva do Migrante Interno Brasileiro

No capítulo 3, para cada um dos anos analisados, foram evidenciados os percentuais de brasileiros que residem fora do estado de nascimento justificando a importância de estudos dos fenômenos migratórios no Brasil.

³³ Procurou seguir um padrão da literatura internacional, tal como Bover e Arellano (2002).

Na Tabela 6.1, a seguir, são apresentados resultados de uma análise bivariada que tem com principal variável de interesse a migração e através desta análise pode-se fazer uma caracterização do perfil do migrante no Brasil no ano de 1980.³⁴

Tabela 6.1 Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -1980

Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	Pop.Não-Migrante (%)
Região de Origem	CO	2,61 *	5,44
	NE	41,22 *	26,82
	NO	2,02 *	4,23
	SE	39,94 *	32,63
	SU	14,21 *	15,09
Região de Residência	CO	17,84 *	5,43
	NE	9,88 *	26,45
	NO	4,21 *	4,20
	SE	43,61 *	43,03
	SU	24,46 *	20,89
Idade	20-29	30,18 *	36,46
	30-39	26,52 *	23,94
	40-49	20,77 *	17,67
	50-59	13,81 *	12,56
	60-70	8,72 *	9,37
Sexo	Homem	66,17 *	69,06
	Mulher	33,83 *	30,94
Raça	Branca	61,87 *	61,31
	Preta	15,03 *	17,10
	Amarela	3,31 *	3,97
	Parda	18,12 *	15,64
	Indígena	1,67	1,97
Escolaridade	Menos de 1 ano	31,90 *	31,76
	Mais de 1 e menos que 1º grau	43,29 *	41,52

Continua na próxima página ...

³⁴ Na Tabela 6.1 foram feitos testes de comparação de proporções entre os migrantes e os não migrantes. O teste é bi-caudal e a hipótese nula é que a proporção de indivíduos com uma determinada característica é igual entre as duas amostras.

... Continuação da página anterior

Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	
Localização	1º grau	13,60 *	13,81
	2º grau	6,83 *	8,41
	Superior ou mais	4,39 *	4,50
Posição na Ocupação	Urbana	76,67 *	71,07
	Rural	23,33 *	28,93
Ramos de Atividade	Empregado com		
	Carteira	51,53 *	45,10
	Empregado sem Carteira	22,69 *	26,20
	Empregador	2,35	2,20
	Conta Própria	23,43 *	26,50
Estado Civil	Agricultura	19,13 *	25,09
	Indústria	22,59 *	19,24
Fecundidade	Comércio e Serviços	53,37 *	51,20
	Administração Pública	4,45 *	4,03
	Social	0,47	0,44
	Casado	62,37 *	57,83
	Separado	9,05 *	8,89
Renda (corrigida pelo ICV)	Solteiro	28,58 *	33,27
	Sem filhos	0,12	0,16
	1 filho	4,66 *	6,68
	2 filhos	6,82 *	8,39
Renda (corrigida pelo ICV)	Mais de 2 filhos	88,40 *	84,77
	Menos de R\$ 300,00	8,24 *	11,33
	R\$ 300 a R\$ 600,00	18,94 *	24,67
	R\$ 600 a R\$ 900,00	18,20 *	18,42
	R\$ 900 a R\$ 1200,00	13,22 *	10,98
Fonte: Censo Demográfico de 1980.	Mais de R\$ 1200,00	41,39 *	34,61

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A Amostra foi de 1.631.489 de pessoas.

Obs 2: o símbolo * é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significante a 1% e ** quando é significante a 5%.

Obs 3: os valores da renda são atualizados pelo IGP da Fundação Getúlio Vargas para valores em R\$ de Setembro de 2004.

Os resultados apresentados para o ano de 1980 sugerem o seguinte perfil do migrante: nasceu no Nordeste ou Sudeste; reside no Sudeste ou Sul; tem menos de 40 anos; é branco; têm até 1º grau; mora na zona urbana; trabalha no comércio ou indústria; tem mais de dois filhos; é casado.

Para o ano de 1991, os dados apresentados na Tabela 6.2, a seguir, sugerem o seguinte perfil do migrante: nasceu no Nordeste ou Sudeste; reside no Sudeste; tem menos de 40 anos; é branco; tem até 7 anos de estudo; mora na zona urbana; trabalho no comércio ou na indústria; tem 2 ou mais filhos; é solteiro.

Em relação à renda 60,28% dos migrantes ganham mais de R\$ 16,00/hora enquanto apenas 51,33% dos não-migrantes estão nesta mesma faixa de renda. Combinando informações de renda e escolaridade, percebe-se que em 1991, 68,1% dos migrantes tem até 7 anos de estudo contra 62,19% dos não-migrantes. Embora este resultado pareça contraditório, pode ser explicado pelo fato de grande parte dos migrantes ser de origem do Nordeste onde há baixo retorno à educação para níveis de escolaridade menores. Percebe-se algumas mudanças no perfil do migrante entre 1980 e 1991, particularmente, no local de residência que, neste último o migrante concentra-se no Sudeste. Outra mudança é no estado civil com predominância de solteiros na migração em 1991.

A análise para o ano de 2000 sugere que o migrante, em geral, tem o seguinte perfil: nasceu no Nordeste ou Sudeste; reside no Sudeste ou Centro Oeste, é do sexo masculino, tem mais de 30 anos; é branco, tem menos de 8 anos de estudo; mora na zona urbana; é empregado com ou sem carteira assinada; trabalha no setor de serviços; é casado e tem 2 filhos ou mais e ganha mais de R\$ 12,00 por hora de trabalho.

Ao olhar para a renda do trabalho por hora, corrigida pelo ICV, percebe-se que nos grupos de menor renda (até R\$ 18,00) há uma maior concentração de não-migrantes em relação a migrantes, enquanto nos grupos de maior renda (mais de R\$ 18,00) há uma maior concentração de migrantes em relação aos não-migrantes, sendo as diferenças mostradas na Tabela 6.3 estatisticamente diferentes a 1%. Dito de outra forma, 41,19% dos migrantes ganham mais que R\$ 18,00 enquanto apenas 32,54% dos não-migrantes ganham acima deste valor.

Desta forma, o migrante ganhava mais que o não-migrante em 2000, o que está de acordo com o fato dos migrantes serem positivamente selecionados.

Tabela 6.2 Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -1991.

Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	Pop. Não-Migrante (%)
Região de Origem	CO	4.00 **	4.77
	NE	44.30 *	23.60
	NO	3.15 *	2.58
	SE	32.15 *	46.55
	SU	16.39 *	22.49
Região de Residência	CO	13.43 *	3.33
	NE	9,68 *	26.58
	NO	10.36 *	4.61
	SE	53.94 *	46.88
	SU	12.59 *	18.60
Idade	20-29	30,24 *	37,46
	30-39	30,81 *	29,75
	40-49	22,22 *	18,75
	50-59	11,90 *	9,83
	60-70	4,84 **	4,21
Sexo	Homem	69,14 *	67,86
	Mulher	30,86 *	32,14
Raça	Branca	53,04 *	55,39
	Preta	4,89 *	5,76
	Amarela	0,40 *	0,60
	Parda	41,57 *	38,09
	Indígena	0,10 *	0,16
Escolaridade	Menos de 1 ano	16,26 *	15,24
	De 1 a 3 anos	19,03 *	16,14
	De 4 a 7 anos	32,81 *	30,81
	De 8 a 10 anos	12,14	12,85
	De 11 a 15 anos	17,11 *	22,23
	Mais de 15 anos	2,65	2,73
Localização	Urbana	71.20 **	71.31
	Rural	28.80 **	28.69

Continua na próxima página

...Continuação da página anterior

Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	Pop. Não-Migrante (%)
Posição na Ocupação	Empregado com Carteira	40.89 **	40.04
Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	Pop. Não-Migrante (%)
	Empregado sem Carteira	39.75 *	38.82
	Empregador	4.05 *	4.27
	Conta Própria	15.32 *	16.88
Ramos de Atividade	Agricultura	14.81 *	22.34
	Indústria	28.40 *	23.23
	Comércio e Serviços	43.83 *	38.58
	Administração Pública	4.80 *	5.30
	Social	8.15 *	10.54
Estado Civil	Casado	45.96 *	37.22
	Separado	3.30 *	3.47
	Solteiro	50.74 *	59.31
Fecundidade	Sem filhos	28,25 *	33,78
	1 filho	16,33 *	17,17
	2 filhos	19,28 *	18,86
	Mais de 2 filhos	36,14 *	30,20
Renda por Hora			
Do Trabalho (corrigida pelo ICV)	R\$ 0,1 a R\$ 8,00	15,27 *	24,09
	R\$ 8,00 a \$16,00	24,45 **	24,58
	R\$ 16,00 a 24,00	17,10 *	14,20
	R\$ 24,00 a 32,00	11,00 *	8,88
	Mais de R\$ 32,00	32,19 *	28,25

Fonte: Censo Demográfico de 1991.

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A Amostra foi de 959.859 de pessoas.

Obs 2: o símbolo * é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente

significante a 1% e ** quando é significante a 5%.

Obs 3: os valores da renda são atualizados pelo IGP da Fundação Getúlio Vargas para valores em R\$ de Setembro de 2004.

Observando a perfil dos migrantes ao longo de todo período analisado, (1980-2000) uma das evidências das diferenças no perfil do migrante é a mudança no local de residência dos migrantes, uma vez que em 1980, aparecia o Sul juntamente com o Sudeste, enquanto em 1991 e 2000, os migrantes residem no Sudeste e Centro Oeste, respectivamente. Estes resultados corroboram com os resultados dos capítulos anteriores onde se evidenciou a perda de atratividade da Região Sul, notadamente do Estado do Paraná.

Em relação à origem dos migrantes, os resultados apontam para o aumento da importância do Nordeste como região emissora de migrantes ao longo das décadas, mantendo tal região como principal região emissora de migrantes³⁵.

No que diz respeito à idade, há uma tendência de menor participação de migrantes com idade a té 39 anos. Quanto à educação, há um um aumento da participação de migrantes com mais 1 ano de estudo. Quanto se olha para o aspecto localização, os resultados apontam para um maior fluxo de migrantes provenientes da área urbana, consistentes com os resultados apresentados no capítulo 3.

Ainda buscando evidenciar possível seleção positiva dos migrantes, novas análises bivariadas e trivariadas são realizadas, cujos resultados serão apresentados nas Tabelas de 6.4 a 6.6³⁶.

Incialmente, observando-se a renda dos migrantes e não-migrantes para o Brasil como um todo, nota-se que o migrante apresenta renda mais elevada que o não-migrante, e a diferença é estatisticamente significante. Enquanto o migrante recebe R\$ 31,17, por hora (corrigido pelo ICV) o não-migrante recebe apenas R\$ 26,44³⁷.

³⁵ Foram realizados testes de igualdade de proporções entre a região de origem dos migrantes nas três décadas e foram estatisticamente diferentes a 1%.

³⁶ Serão apresentados os resultados apenas para o ano de 2000, uma vez que os resultados para os demais anos apresentam qualitativa e quantitativamente similares.

³⁷ Ao longo deste capítulo quando forem apresentados resultados de comparações de renda por hora do trabalho (corrigida pelo ICV) entre migrantes e não-migrantes, foram realizados testes de comparação de média, bi-caudal, com a hipótese nula que não existe diferença significativa de renda entre migrantes e não-migrantes.

Tabela 6.3 Análise Bivariada –Variável Dependente: Migração – Brasil -2000.

Variável	Grupo	Pop. Migrante (%)	Pop. Não-Migrante (%)
Região de Origem	CO	5,63 (*)	4,73
	NE	47,34 (*)	30,47
	NO	2,78 (*)	5,90
	SE	28,98 (*)	43,81
	SU	15,27 (*)	15,09
Região de Residência	CO	15,44 (*)	4,73
	NE	10,97 (*)	30,47
	NO	10,53 (*)	5,90
	SE	53,58 (*)	43,81
	SU	9,48 (*)	15,09
Idade	20-29	25,81 (*)	34,92
	30-39	25,27 (*)	25,23
	40-49	21,74 (*)	18,76
	50-59	15,37 (*)	11,93
	60-70	11,81 (*)	9,16
Sexo	Homem	59,69 (**)	58,19
	Mulher	40,31 (**)	41,81
Raça	Branca	54,80 (*)	55,25
	Preta	5,96 (*)	7,11
	Amarela	0,69 (*)	0,49
	Parda	38,12 (*)	36,73
	Indígena	0,42	0,41
Escolaridade	Menos de 1 ano	12,15 (*)	11,17
	De 1 a 3 anos	17,62 (*)	16,21
	De 4 a 7 anos	32,30 (*)	30,09
	De 8 a 10 anos	14,53 (*)	14,67
	De 11 a 15 anos	19,77 (*)	24,35
	Mais de 15 anos	3,62	3,52
Localização	Urbana	88,91 (*)	81,88
	Rural	11,09 (*)	18,12
Posição na Ocupação	Empregado com Carteira	43,63 (*)	40,07
	Empregado sem Carteira	27,91 (*)	30,05
	Empregador	3,52 (*)	3,24
	Conta Própria	24,95 (*)	26,63
Ramos de Atividade	Agricultura	11,86 (*)	18,65
	Indústria	25,03 (*)	21,32
	Comércio e Serviços	52,94 (*)	48,80
Estado Civil	Administração Pública	4,99 (*)	5,87
	Social	5,18 (*)	5,36
	Casado	54,01 (*)	48,39
	Separado	10,70 (*)	8,67
	Solteiro	35,29 (*)	42,94
Fecundidade	Sem filhos	0,58	0,57
	1 filho	19,77 (*)	23,28
	2 filhos	27,47 (**)	27,95
	Mais de 2 filhos	52,19 (*)	48,19

... continua na próxima página

..continuação da página anterior

Renda por Hora Do Trabalho (corrigida pelo ICV)	R\$ 0,1 a R\$6,00	14,29 (*)	21,53
	R\$ 6,00 a \$12,00	27,42 (*)	29,61
	R\$ 12,00 a 18,00	17,10 (*)	16,33
	R\$ 18,00 a 24,00	8,82 (*)	8,23
	R\$ 24,00 a 32,00	7,07 (*)	6,40
	Mais de R\$ 32,00	25,30 (*)	17,91

Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A amostra foi de 1.163.845 de pessoas.

Obs 2: o símbolo (*) é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significante a 1% e (**) quando é significante a 5%.

Obs 3: os valores da renda são atualizados pelo IGP da Fundação Getúlio Vargas para valores em R\$ de Setembro de 2004

Fazendo a mesma análise para os estados brasileiros individualmente, considerando o estado de destino (estado onde o indivíduo reside), conforme mostrado na Tabela 6.4, a seguir, tem-se que, na maior parte dos estados, os migrantes recebem mais que os não-migrantes. De forma mais específica, apenas em São Paulo os não-migrantes recebem mais que os migrantes. Em todos os estados, a diferença de renda entre migrantes e não migrantes é significativa a 1%, exceto no Amapá onde a diferença é significativa apenas a 5%.

A mesma comparação será feita considerando o estado de origem (onde nasceu o indivíduo). Os resultados serão apresentados nas duas últimas colunas da Tabela 6.5. Observa-se que apenas os migrantes que nasceram no Distrito Federal e em São Paulo, recebem menos que os não-migrantes e, apenas no Amapá, a diferença de renda entre migrantes e não-migrantes não é significativa. Para os demais estados a diferença é significativa a 1%. Estes resultados são consistentes com os valores apresentados por Silveira Neto e Magalhães (2004).

A migração é um investimento e, como tal, características pessoais (dotação) em educação e o tempo de retorno do investimento são fundamentais. Assim, continua-se na análise trivariada, mas o enfoque será na interação entre renda e escolaridade considerando o estado de origem e o estado de destino, o que permite verificar possíveis ganhos com a migração, e cujos resultados serão mostrados na Tabela 6.6.

Tabela 6.4 Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Estado de Destino – 2000

	Estado de Destino		Estado de Origem	
	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante
RO	21,57 *	18,86	35,26 *	18,86
AC	24,82 *	15,96	25,94 *	15,96
AM	26,82 *	18,13	32,89 *	18,13
RR	21,80	21,41	43,49 *	21,41
PA	19,03 *	14,88	30,83 *	14,88
AP	25,74 **	24,13	53,94 *	24,13
MA	16,77 *	10,53	45,53 *	10,53
PI	17,23 *	11,55	20,01 *	11,55
CE	29,28 *	13,42	22,76 *	13,42
RN	27,89 *	14,74	24,74 *	14,74
PB	21,05 *	13,11	29,20 *	13,11
PE	27,33 *	15,17	24,87 *	15,17
AL	22,56 *	13,47	25,17 *	13,47
SE	22,02 *	13,65	22,93 *	13,65
BA	26,19 *	14,20	26,41 *	14,20
MG	27,74 *	20,52	23,78 *	20,52
ES	28,55 *	25,27	29,05 *	25,27
RJ	36,31 *	38,35	62,63 *	38,35
SP	33,41 *	44,89	41,83 *	44,89
PR	35,97 *	26,70	29,10 *	26,70
SC	35,56 *	28,03	38,34 *	28,03
RS	37,89 *	28,80	47,95 *	28,80
MS	27,70 *	20,22	34,78 *	20,22
MT	25,99 *	18,92	28,60 *	18,92
GO ³⁸	25,94 *	20,96	32,54 *	20,96
DF	63,36 *	47,18	27,62 *	47,18
Brasil	31,17 *	26,44	31,17 *	26,44

Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A Amostra foi de 1.163.845 de pessoas.

Obs 2: o símbolo * é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significante a 1% e ** quando é significante a 5%.

Obs 3: Os valores foram atualizados para Setembro de 2004 com base no IGP da Fundação Getúlio Vargas.

Considerando o estado de origem e escolaridade, das 54 comparações (27 estados e dois grupos de escolaridade), apenas para os estados de Alagoas e São Paulo, na faixa de menor escolaridade a diferença não foi significante. Em Roraima e no Rio Grande do Norte a diferença de renda entre migrantes e não-migrantes, também na faixa de menor escolaridade, é significativa

³⁸ Os valores referentes ao Estado do Goiás comprehendem, na verdade, informações conjuntas dos Estados de Goiás e Tocantins a fim de que a comparação possa ser feita entre os anos, uma vez que em 1980 não existia o estado de Tocantins.

apenas a 5%. Nas demais comparações a diferença de renda entre migrantes e não-migrantes por faixa de escolaridade é significativa a 1%. Apenas em São Paulo nas duas faixas de escolaridade os não-migrantes têm renda maior que os migrantes. Outro resultado observado é que os indivíduos com maior escolaridade recebem mais. Estes resultados mais uma vez apontam para ganhos com a migração e consistentes com os resultados dos fluxos migratórios apresentados no capítulo 3. Quando se considera o estado de destino, praticamente em todos os estados a diferença de renda entre migrantes e não-migrantes nas duas faixas de escolaridade são significantes a 1%. Exceções são para os estados de Rondônia, Espírito Santo e Mato Grosso, na faixa de menor escolaridade e Acre, Espírito Santo e Mato Grosso na faixa de maior escolaridade. Os resultados da Tabela 5 são consistentes com os modelos teóricos do capítulo 2 e os resultados do capítulo 3, notadamente no que se refere a migração dos estados com renda menor para os estados com maior renda.

Uma variável que pode mascarar o efeito da seleção positiva dos migrantes é a qualidade dos estudos, que poderia ser diferente entre os estados, desta forma, afetando os resultados. Infelizmente, com os microdados dos Censos Demográficos não é possível identificar onde foram realizados os estudos.

Uma outra variável importante para explicar diferenciais de renda entre os estados é a variável idade. Como a migração é um investimento, a idade afeta o período no qual buscar-se-á recuperar o retorno deste investimento. Na Tabela 6.6, a seguir, são mostrados os resultados da análise quando se considera a renda, e a idade considerando separadamente o estado de origem e o estado de destino, permitindo observar possíveis ganhos com a migração.

Das 54 comparações entre as diferenças de renda entre migrantes e não-migrantes considerando a idade e o estado de origem, conforme é mostrado na Tabela 6.6, em quatro estados, Acre, Roraima, Espírito Santo e Mato Grosso, na faixa da população de 20 a 35 anos, a diferença de renda favorável aos migrantes foi significativa apenas a 5%. No estado do Espírito Santo, na faixa da população entre 35 a 70 anos, a diferença foi significante, apenas a 5%. Nas demais comparações à diferença de renda entre migrantes e não-migrantes foi significativa a 1%.

Tabela 6.5 Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV), em R\$ de Setembro de 2004,
Por Estado de Origem e Destino e Escolaridade: Brasil – 2000

	Origem				Destino			
	De 1 a 6 anos ³⁹		Mais de 6 anos		De 1 a 6 anos ⁴⁰		Mais de 6 anos	
	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante
RO	16,03 *	10,97	31,25 *	24,58	12,65	10,97	49,55 *	24,58
AC	17,19 *	9,55	34,07 *	24,80	12,63 *	9,55	29,39	24,80
AM	13,28 *	10,58	35,78 *	25,87	12,85 *	10,58	36,72 *	25,87
RR	12,55**	11,29	30,58 *	27,71	29,12 *	11,29	45,58 *	27,71
PA	13,10 *	9,35	32,01 *	21,65	12,28 *	9,35	41,59 *	21,65
AM	12,76 *	14,28	39,20 *	30,22	14,28 *	14,28	48,38 *	30,22
MA	9,73 *	6,76	32,14 *	17,38	12,06 *	6,76	27,90 *	17,38
PI	8,79 *	6,97	29,13 *	20,05	16,50 *	6,97	33,58 *	20,05
CE	10,72 *	7,56	41,58 *	21,94	17,63 *	7,56	37,72 *	21,94
RN	9,96 **	8,94	40,22 *	21,74	20,34 *	8,94	43,04 *	21,74
PB	8,57 *	7,83	33,09 *	21,83	17,67 *	7,83	40,14 *	21,83
PE	9,91 *	8,50	42,71 *	23,51	17,93 *	8,50	37,15 *	23,51
AL	8,42	8,40	38,60 *	23,21	16,85 *	8,40	35,27 *	23,21
SE	7,89 *	8,16	34,76 *	22,13	19,52 *	8,16	39,77 *	22,13
BA	13,04 *	8,35	40,36 *	23,26	17,67 *	8,35	34,04 *	23,26
MG	13,99 *	11,79	39,90 *	30,52	19,68 *	11,79	53,60 *	30,52
ES	14,99 *	14,47	42,53 *	35,36	16,56	14,47	40,43	35,36
RJ	19,22 *	16,32	58,04 *	46,11	17,45 *	16,32	72,48 *	46,11
SP	21,67	22,32	48,43 *	55,02	22,32 *	22,32	54,70	55,02
PR	19,46 *	13,98	53,94 *	34,36	17,05**	13,98	37,93 *	34,36
SC	17,66 *	18,75	48,20 *	35,94	22,67 *	18,75	51,18 *	35,94
RS	18,72 *	16,82	50,62 *	39,36	23,20 *	16,82	64,47 *	39,36
MS	15,70 *	12,36	42,58 *	28,03	16,02**	12,36	42,58 *	28,03
MT	17,15 *	11,78	39,00 *	25,57	14,61	11,78	30,94	25,57
GO	16,42 *	12,82	38,38 *	29,28	17,58 *	12,82	48,50 *	29,28
DF	22,34 *	19,50	84,34 *	51,81	19,50 *	19,50	34,61 *	51,81
Brasil	18,13 *	13,52	46,83 *	38,06	18,13 *	13,52	46,83 *	38,06

Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A Amostra foi de 1.163.845 de pessoas.

Obs 2: o símbolo * é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significante a 1% e ** quando é significante a 5%.

Obs 3: Os valores foram atualizados para Setembro de 2004 com base no IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

³⁹ A divisão foi feita de forma que a amostra fosse dividida aproximadamente pela metade. Ou seja, a mediana dos anos de estudo é 6 anos.

⁴⁰ A divisão foi feita de forma que a amostra fosse dividida aproximadamente pela metade. Ou seja, a mediana dos anos de estudo é 6 anos.

Quando a análise é feita considerando o estado de destino, apenas para o estado do Amazonas a diferença de renda entre migrantes e não migrantes na faixa de menor idade não foi significante. Para o estado de Goiás a diferença foi significante apenas a 5%, ainda na faixa de menor idade. Na faixa entre 35 e 70 anos as diferenças foram todas significantes sendo que para os estados do Espírito Santo e Mato Grosso a diferença foi significante apenas a 5%.

No Rio de Janeiro, São Paulo e Rondônia, na faixa da população com maior idade a diferença de renda é favorável aos não migrantes⁴¹.

Embora os resultados apresentados nesta subseção estejam de acordo com a hipótese de seleção positiva dos migrantes interestaduais brasileiros, tratam-se de evidências iniciais sujeitas às limitações das análises bi e trivariadas. Nesse sentido buscar-se-á avançar na análise fazendo uso da técnica de regressões, de modo a excluir, possíveis problemas de omissão de variáveis que poderiam estar viesando os resultados.

⁴¹ Na literatura internacional essas diferenças são explicadas por vários motivos, como diferença na língua entre migrantes e nativos e diferenças no pagamento de prêmios pelos empresários nas habilidades não-observáveis entre migrantes e não-migrantes. No caso de migração interna em países com grupos étnicos distintos como na Bolívia, também são apontados na literatura para explicar essas diferenças como sugerem Tannuri e Pianto (2004). Santos Júnior et al (2005) levantam a hipótese de que, esse fenômeno também possa ocorrer no Brasil na forma de preconceito pela origem dos migrantes.

Tabela 6.6 Renda por Hora do Trabalho (corrigida pelo ICV), em R\$ de Setembro de 2004,
Por Estado de Origem, Destino e Idade: Brasil – 2000

	Origem				Destino			
	20-35 Anos		36 a 70 Anos		20-35 Anos		36 a 70 Anos	
	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante	Migrante	Não-Migrante
RO	21,11 *	14,56	52,55 *	30,65	17,44 *	14,56	25,56 *	30,65
AC	15,79	13,86	26,77	18,98	18,70 *	13,86	29,57 *	18,98
AM	19,39 *	14,22	31,20 *	23,16	19,58 *	14,22	34,28 *	23,16
RR	19,52	16,01	60,28 *	29,30	17,93 *	16,01	26,00 *	29,30
PA	19,15 *	11,70	44,42 *	18,82	13,88 *	11,70	23,41 *	18,82
AM	31,25 *	21,13	59,26 *	28,90	19,68	21,13	32,84 *	28,90
MA	14,14 *	8,62	26,54 *	12,75	14,50 *	8,62	17,98 *	12,75
PI	17,46 *	8,27	28,05 *	14,75	12,66 *	8,27	20,76 *	14,75
CE	19,77 *	10,02	28,63 *	17,09	19,64 *	10,02	38,13 *	17,09
RN	20,53 *	11,04	34,75 *	18,76	17,39 *	11,04	37,11 *	18,76
PB	20,08 *	9,87	29,51 *	16,27	14,96 *	9,87	26,61 *	16,27
PE	19,73 *	11,23	29,19 *	19,51	17,33 *	11,23	35,76 *	19,51
AL	16,88 *	9,95	27,16 *	17,52	14,80 *	9,95	29,01 *	17,52
SE	19,25 *	10,80	30,18 *	16,87	14,79 *	10,80	29,00 *	16,87
BA	18,71 *	10,72	27,58 *	18,02	18,86 *	10,72	32,29 *	18,02
MG	24,79 *	14,55	38,39 *	26,59	18,40 *	14,55	37,14 *	26,59
ES	19,53	18,11	28,35**	32,81	20,57 *	18,11	35,32**	32,81
RJ	39,97 *	25,76	79,92 *	47,33	24,26 *	25,76	45,89 *	47,33
SP	26,41 *	32,37	49,94 *	59,28	24,35 *	32,37	41,47 *	59,28
PR	21,30 *	19,62	35,49 *	34,11	28,23 *	19,62	38,70 *	34,11
SC	27,14 *	21,32	44,79 *	35,45	25,22 *	21,32	45,65 *	35,45
RS	35,32 *	21,03	52,29 *	35,25	25,80 *	21,03	50,49 *	35,25
MS	23,18 *	15,35	44,43 *	27,49	21,27 *	15,35	31,81 *	27,49
MT	16,66	14,86	34,41	26,26	21,22 *	14,86	30,35**	26,26
GO	24,11 *	16,38	45,69 *	26,98	16,97**	16,38	33,86 *	26,98
DF	26,58 *	42,48	46,12 *	78,50	36,92 *	42,48	85,84 *	78,50
Brasil	22,57 *	19,89	39,17 *	34,72	22,57 *	19,89	39,17 *	34,72

Fonte: Censo Demográfico de 2000.

Obs 1: da amostra inicial foram excluídas as que não responderam à parte de migração, os estrangeiros, os menores de 20 anos, os maiores de 70 anos, os com renda do trabalho nula ou ignorada. A Amostra foi de 1.163.845 de pessoas.

Obs 2: o símbolo * é apresentado nos casos em que a diferença entre migrantes e não-migrantes é estatisticamente significante a 1% e ** quando é significante a 5%.

Obs 3: Os valores foram atualizados para Setembro de 2004 com base no IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

6.3 Evidências Econométricas Sobre o Perfil e Seleção do Migrante

Nesta subseção continuar-se-á na tarefa de buscar evidências da seleção positiva do migrante comparando a renda dos migrantes e não migrantes. Aqui fez-se uso da técnica de regressões, o que permite controlar por uma série de variáveis que influenciam a renda dos

indivíduos. O objetivo é verificar se, após a inclusão dos controles necessários, ainda assim, a renda dos migrantes difere da renda dos não-migrantes. Desta forma, sendo a condição de migrante a única diferença entre os indivíduos, a variável migração estará captando uma série de características não-observáveis: aptidão, agressividade, motivação, perseverança e empreendedorismo. Evidentemente, após o uso destes controles, se o migrante continuar recebendo mais, isto deve implicar que ele é mais bem dotado de características não-observáveis que o torna, positivamente selecionado. Esse procedimento segue a literatura tal como em Chiswick (1978 e 2000), Borjas (1994), Antolin e Bover (1997), Ezzet-Lofstrom (2003), Yashiv (2004), Chiquiar e Hanson (2005), Santos Júnior et al (2005), Lester e Dóster (2006), por exemplo.

Nesta etapa da pesquisa, através de análise multivariada, são utilizadas análises de regressões econométricas, novamente para cada ano censitário. As regressões a serem utilizadas, podem ser representadas, condensadamente, por meio da seguinte equação minceriana ampliada:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_t + M_{it}\gamma_t + \varepsilon_{it}, \quad (6.1)$$

Onde o subscrito i corresponde a uma observação da amostra do censo t , y representa a renda do indivíduo, X corresponde a um vetor de características (controles) com variáveis de características pessoais, de mercado de trabalho e de localização; M corresponde a uma variável *dummy* para a condição de migrante que assume valores 1 e 0, respectivamente, para a condição de migrante e não-migrante; ε representa um termo estocástico e α e β correspondem a parâmetros a serem estimados. A partir desta forma funcional, o valor do coeficiente associado a *dummy* de migrante/não-migrante indica que, mesmo após a utilização de controles para características individuais que afetam a renda do indivíduo, existem características não-observáveis que torna o migrante diferente do não-migrante, com respeito à produtividade ou a capacidade de obter renda. A estimação da equação (6.1) para os três períodos censitários considerados na pesquisa permite comparar potenciais diferenças no padrão de migração ao longo do tempo. As estimativas serão para todo o universo de migrante e separadamente para cada região do país.

Uma das principais preocupações para estimação da equação (6.1) é a inclusão, como controle, das variáveis que influenciam a variável dependente. Segundo a literatura internacional e a disponibilidade das variáveis nos Censos Demográficos, bem como os objetivos desta

subseção, foram utilizadas as seguintes variáveis: escolaridade, idade, idade ao quadrado, posição na ocupação (com carteira, sem carteira, conta-própria, empregador), área de residência (zona urbana e rural), raça (branca, preta, parda, amarela ou indígena), sexo (masculino ou feminino), ramos de atividade (comércio e serviços, agrícola, indústria, social ou administração pública), estado civil (solteiro, casado ou separado), estado de residência e origem.

Vale salientar que a inclusão simultânea das variáveis estado de nascimento e estado de residência ocasionará problemas de multicolineariedade perfeita, para tanto, far-se-á a escolha de uma destas duas variáveis, seguindo a sugestão de Santos Júnior et al (2005).

Santos Júnior et al (2005) levantam um outro problema. Segundo estes autores deve haver diferença na qualidade da educação a depender onde o indivíduo foi escolarizado. Dito de outra forma, como foi visto na subseção anterior, em todos os anos da análise, o Nordeste aparece como uma das principais regiões de origem dos migrantes, desta forma, o autor levanta a hipótese que a qualidade do ensino no Nordeste, é inferior às demais regiões do Brasil. Assim, teria que se incluir a variável “estado onde realizou os estudos”, que não é disponibilizado nos Censos Demográficos. A exclusão desta variável faria com que o deferencial de renda observado após os controles fosse menor, ajudando a reduzir a importância dos fatores não-observáveis⁴².

Para resolver parte do primeiro problema, a variável estado de nascimento é substituída por uma variável de interação entre estado de nascimento e migração e incluída a variável estado de residência⁴³.

⁴² Como nos três anos analisados parte dos migrantes tiveram origem fora do Nordeste e considerando que parte destes migrantes pode ter concluído seus estudos no estado de destino, esse problema terá sua intensidade reduzida, embora ainda possa aparecer.

⁴³ A seleção amostral é um outro possível problema nesta estimação, uma vez que, somente se dispõem das informações de mulheres que estão no mercado de trabalho, bem como da renda das pessoas que migraram no local de destino. O ideal seria utilizar o procedimento de Heckman (1979). O problema é que se necessita de uma variável de identificação que determine a oferta de trabalho feminino e que, ao mesmo tempo, seja redundante na equação de salários. No caso da migração, necessita-se de uma variável que determine a migração e, do mesmo modo, seja redundante na equação de salários. Foram feitas várias tentativas para encontrar estas variáveis. Em todos os casos, aplicando o procedimento de Heckman de dois estágios, não houve diferença significante entre a estimativa corrigida e a estimativa por mínimos quadrados ordinários. Daí optou-se pela estimativa por mínimos quadrados, procedimento também realizado por Fiess e Verner (2003) e Santos Júnior et al (2005).

6.3.1 Evidências Econométricas para o Brasil

Os resultados apresentados nas Tabelas, 6.7, 6.8 e 6.9, a seguir, incluem a variável de interação entre estado de nascimento e migração e a variável estado de residência, conforme discutido anteriormente.

Foi estimada uma regressão considerando o estado de destino e uma variável de interação entre estado de nascimento e migração para o ano de 1980, conforme pode ser visto na Tabela 6.7, a seguir. O coeficiente da *dummy* de migração é positivo e significante a 1% e o valor deste coeficiente aponta para uma diferença de renda favorável ao migrante de 16,32%, *Coeteris paribus*, estando de acordo com a hipótese de seletividade positiva do migrante e corroborando com os resultados dos demais anos analisados.

Ainda é possível observar nesta estimativa que a função logaritmo da renda é crescente e côncava com a idade e, apresentam renda mais elevada os indivíduos das raças amarela e branca; os trabalhadores lotados na administração pública, os homens, os empregadores e os residentes na zona urbana e os casados.

Em seguida a análise será repetida para o ano de 1991, similarmente ao que foi feito para o ano de 1980. Na Tabela 6.8, a seguir, são apresentados os resultados da regressão estimada para o Brasil considerando o estado de residência e uma variável de interação entre migração e estado de origem.

Verifica-se que o coeficiente da *dummy* de migração é positivo e significante a 1%. O valor do coeficiente aponta para uma diferença de renda favorável ao migrante de 12,20%, *Coeteris paribus*. Assim, também para o ano de 1991, os resultados apontam para a seletividade positiva dos migrantes brasileiros.

Tabela 6.7 Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Estatística t
Anos de estudo	0.1956304	567.21
Idade	0.0509667	169.77
Idade ao quadrado	-0.0005666	-162.48
Preta	-0.012138	-5.85
Amarela	0.3922862	29.84
Parda	-0.0437919	-6.76
Índigena	-0.0468423	-2.52
Casado	0.1507983	103.29
Separado	0.0931628	37.36
Sem carteira	-0.1505756	-20.06
Empregador	1.045376	254.99
Conta- própria	0.1034227	62.96
Agricultura	-0.2038855	-95.36
Indústria	0.0582157	35.00
Administração Pública	0.2284544	74.90
Social	0.0482197	5.51
Migrante	0.1632788	38.57
Masculino	0.6545539	424.14
Rural	-0.2778043	-147.58
RO	N.obs insuficiente	
AC	-0.1133873	-8.99
AM	-0.0610273	-10.20
RR	-0.0227611	-2.13
PA	-0.1894846	-46.81
AP	-0.2377796	-13.59
MA	-0.5183442	-130.80
PI	-0.6743791	-125.80
CE	-0.574135	-159.81
RN	-0.569571	-73.79
PB	-0.5160261	-115.83
PE	-0.2046422	-36.70
AL	-0.4345698	-86.78
SE	-0.4754897	-76.86
BA	-0.2459562	-85.04
MG	-0.182974	-80.18
ES	-0.169925	-35.72
RJ	-0.0904987	-40.71
PR	-0.2202405	-75.53
SC	-0.1306776	-35.71
RS	-0.0819889	-32.02
MS	-0.177267	-31.11

Contina na próxima página...

...Continuação da página anterior

	Coeficiente	Estatística t
MT	-0.1698389	-26.32
GO	-0.3766338	-102.87
DF	-0.0385409	-6.72
RO*Migração	-0.0259836	-0.57
AC*Migração	0.0334141	1.25
AM*Migração	0.0299806	1.75
RR*Migração	0.0201883	0.27
PA*Migração	-0.0250417	-1.94
AP*Migração	0.0642928	1.38
MA*Migração	-0.0438017	-5.15
PI*Migração	-0.1330127	-15.91
CE*Migração	-0.574135	-159.81
RN*Migração	-0.1141998	-12.80
PB*Migração	-0.1786062	-24.71
PE*Migração	-0.1480097	-27.96
AL*Migração	-0.1795718	-20.24
SE*Migração	-0.1095152	-11.26
BA*Migração	-0.1943225	-33.00
MG*Migração	-0.1942155	-39.34
ES*Migração	-0.1824128	-22.41
RJ*Migração	0.110669	11.81
PR*Migração	-0.1110889	-13.60
SC*Migração	0.0190367	2.46
RS*Migração	0.064246	9.43
MS*Migração	0.0585822	2.79
MT*Migração	-0.0160225	-0.90
GO-TO*Migração	-0.0745453	-7.18
DF*Migração	(N. de obs insuficiente)	
Constante	5.058102	803.06

Número de Observações : = 1.631.489

Prob > F = 0.0000

R² 0.4192

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante, São Paulo e São PauloXmigração.

Os resultados secundários em 1991 são similares aos apresentados em 1980 quais sejam: a taxa de retorno por ano de escolaridade é de 8,8%; o logaritmo da renda é crescente e a função logarítmico é côncava com a idade; os indivíduos da raça branca e amarela são os que têm as maiores rendas entre as categorias de raça; os trabalhadores com carteira e os empregadores são os que apresentam a maior renda; os indivíduos que ocupam funções na administração pública e no setor social apresentam melhor remuneração; os homens têm renda maiores que as mulheres, os trabalhadores da zona urbana ganham mais que os que residem na zona rural.

Entre os resultados secundários, destaca-se na comparação entre 1991 e 2000 a redução da diferença de renda entre os trabalhadores do setor agrícola em relação aos demais setores⁴⁴. Esse resultado pode indicar um possível efeito do processo de abertura comercial brasileira que fortaleceu o agronegócio, especialmente na região Centro-Oeste, justamente a região que desponta no ano de 2000 como uma região receptora de migrantes, de acordo com os dados apresentados na subseção anterior⁴⁵.

A Tabela 6.9 a seguir, mostra que na situação de inclusão de um controle para estado de residência do indivíduo e a *dummy* de interação entre estado de nascimento e migração, o coeficiente associado a variável *dummy* de migração é significante e apresenta o valor de 0,1643 para o ano de 2000. Isto significa que a renda do migrante é 16,43% maior que a do não-migrante.

Esse resultado corrobora com a hipótese levantada anteriormente e, portanto, sugere que o migrante tem renda maior que o não-migrante. Desta forma, os resultados para o ano de 2000 obtidos através de estimação econômica apontam, também, para a seleção positiva dos migrantes.

⁴⁴ Foi feito teste de igualdade de médias e a diferença foi significante a 1%.

⁴⁵ Justo (2005) sugere que o processo de abertura da economia brasileira estimulou a profissionalização do setor agrícola, notadamente a parcela voltada para a exportação o que justificaria a elevação na remuneração dos trabalhadores desse setor, explicando, em parte, a diminuição do diferencial de renda do setor agrícola em relação aos demais setores da economia.

Tabela 6.8 Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Estatística t
Anos de estudo	0.08817	456.80
Idade	0.0484265	104.52
Idade ao quadrado	-0.0004558	-81.29
Preta	-0.2297024	-63.18
Amarela	0.2551463	24.36
Parda	-0.1655626	-87.72
Índigena	-0.2057124	-9.55
Casado	-0.2057124	-9.55
Separado	0.1340289	38.91
Sem carteira	-0.2766985	-72.48
Empregador	0.5267667	99.63
Conta- própria	-0.1098266	-27.59
Agricultura	-0.4791093	-193.66
Indústria	0.0363783	17.15
Administração Pública	0.2325331	60.36
Social	0.2141629	70.34
Migrante	0.121995	22.77
Masculino	0.3655266	185.07
Rural	-0.0470577	-4.88
RO	-0.3811423	-39.13
AC	-0.0324578	-1.03
AM	0.0018537	0.23
RR	0.2293052	11.02
PA	-0.2789344	-53.95
AP	-0.0215764	-1.03
MA	-0.6054432	-112.61
PI	-0.7313551	-105.98
CE	-0.6882714	-155.60
RN	-0.6083837	-89.94
PB	-0.646524	-105.34
PE	-0.4452011	-95.80
AL	-0.4878346	-70.40
SE	-0.4586593	-54.14
BA	-0.4788562	-133.20
MG	-0.4407051	-151.43
ES	-0.4599097	-76.39
RJ	-0.3632318	-118.48
PR	-0.3364317	-91.74
SC	-0.2745493	-58.58

Continua na próxima página...

...Continuação da página anterior...

	Coeficiente	Estatística t
RS	-0.3254577	-45.90
MS	-0.337299	-46.78
MT	-0.2631921	-37.30
GO-TO	-0.3566271	-70.83
DF	-0.0879008	-12.18
RO*Migração	-9.0270803	-0.42
AC*Migração	0.0954791	2.55
AM*Migração	-0.0769739	-4.52
RR*Migração	-0.0743648	-0.67
PA*Migração	-0.0453555	-2.60
AP*Migração	0.0253278	0.54
MA*Migração	-0.0827954	-8.01
PI*Migração	-0.0712634	-6.11
CE*Migração	-0.1032828	-12.15
RN*Migração	-0.0705467	-5.77
PB*Migração	-0.1209517	-13.38
PE*Migração	-0.089832	-11.42
AL*Migração	-0.1243706	-11.12
SE*Migração	-0.053997	-3.93
BA*Migração	-0.0855173	-11.73
MG*Migração	-0.1006123	-15.39
ES*Migração	-0.1049556	-8.80
RJ*Migração	0.107671	9.64
PR*Migração	-0.0915095	-11.59
SC*Migração	0.0313416	2.57
RS*Migração	-0.0361715	-3.87
MS*Migração	-0.0608029	-3.13
MT*Migração	-0.0352158	-1.58
GO-TO*Migração	0.0132824	1.75
DF*Migração	-0.030333	-0.77
Constante	1.623566	118.51

Número de Observações : = 959.859

Prob > F = 0.0000

R² 0.4493

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante, São Paulo e São PauloXmigração.

Além deste resultado apontando seleção positiva do migrante, outros resultados merecem destaque. Um dos principais é que migrantes que nasceram no Rio de Janeiro têm renda maior que os que nasceram em São Paulo, sendo que os que nasceram nos demais ganham

estatisticamente menos que em São Paulo⁴⁶, resultados consistentes com Silveira Neto e Magalhães (2005). Outro resultado observado é que os migrantes que residem no Distrito Federal recebem mais que os que residem em São Paulo. Além destes resultados também se percebe que a taxa de retorno de cada ano de educação é de 9,18%; o logaritmo da renda cresce a taxas decrescentes com a idade; o empregador ganha mais que o trabalhador com carteira assinada e o sem carteira ganha menos; o trabalhador agrícola ganha menos que o trabalhador do comércio e serviços e os trabalhadores da indústria, administração pública e do setor social ganham mais; as pessoas da raça amarela ganham mais que os da raça branca que por sua vez ganham mais que os da raça parda, preta e indígena; os casados e separados ganham mais que os solteiros e os que residem na zona urbana ganham mais que os que residem na zona rural⁴⁷.

⁴⁶ Alguns estados apresentam sinal positivo, mas não significantes aos padrões aceitáveis. Nesses casos, a rigor não se pode afirmar nada sobre o sinal do coeficiente destas variáveis.

⁴⁷ Esses resultados corroboram com os resultados encontrados por Chiswick (1978), Barros e Mendonça (2000), Santos Júnior et al (2005), Fiess e Verner (2003), Justo (2005), entre outros.

Tabela 6.9 Regressão – Brasil – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Estatística t
Anos de estudo	0.0918919	550.4
Idade	0.0498912	140.24
Idade ao quadrado	-0.0004447	-109.62
Preta	-0.1952039	-68.68
Amarela	0.1239147	8.83
Parda	-0.1603796	-97.42
Índigena	-0.1559073	-14.23
Casado	0.1502508	89.19
Separado	0.2205788	59.90
Sem carteira	-0.1198801	-66.15
Empregador	1.042867	229.60
Conta- própria	0.0480997	25.39
Agricultura	-0.2132443	-76.83
Indústria	0.0266811	10.03
Administração Pública	0.3366679	94.41
Social	0.1891242	50.95
Migrante	0.1643548	35.92
Masculino	0.4381576	287.92
Rural	-0.2382518	-106.83
RO	-0.1081746	-6.44
AC	-0.1369458	-7.16
AM	-0.1784692	-11.05
RR	-0.1467893	-2.75
PA	-0.2369632	-15.26
AP	-0.1200976	-5.97
MA	-0.5279042	-33.69
PI	-0.579557	-36.21
CE	-0.4998868	-32.19
RN	-0.4093568	-25.51
PB	-0.4998155	-31.45
PE	-0.3912334	-25.24
AL	-0.4066134	-25.20
SE	-0.4160383	-25.26
BA	-0.3598521	-23.39
MG	-0.203698	-13.27
ES	-0.1653526	-10.44
RJ	-0.3632318	-118.48
PR	-0.1649345	-10.65
SC	-0.0864038	-5.50
RS	-0.1410732	-9.15
MS	-0.2247025	-13.91

Continua na página seguinte...

...Continuação da página anterior...

	Coeficiente	Estatística t
MT	-0.0969088	-6.04
GO-TO	-0.2067704	-13.35
DF	0.1748838	10.92
RO*Migração	-0.0386748	-1.06
AC*Migração	-0.037779	-1.32
AM*Migração	-0.046193	-2.44
RR*Migração	0.0417657	0.56
PA*Migração	-0.0474258	-3.90
AP*Migração	0.0800662	1.64
MA*Migração	-0.104338	-12.83
PI*Migração	-0.1170041	-12.25
CE*Migração	-0.1104981	-14.07
RN*Migração	-0.0709055	-5.94
PB*Migração	-0.1080935	-13.10
PE*Migração	-0.0872063	-10.56
AL*Migração	-0.0972034	-7.79
SE*Migração	-0.0529453	-3.44
BA*Migração	-0.1027006	-13.64
MG*Migração	-0.1001978	-15.90
RJ*Migração	0.107671	9.64
ES*Migração	-0.08333	-8.12
PR*Migração	-0.0173914	-2.17
SC*Migração	0.0004056	0.04
RS*Migração	-0.018266	-2.18
MS*Migração	0.0146089	0.85
MT*Migração	-0.0172802	-0.91
GO-TO*Migração	-0.0280944	-2.90
DF*Migração	-0.0017346	-0.09
Constante	4.463736	263.78

Número de Observações : = 1.163.845

Prob > F = 0.0000

R² = 0.448

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante, São Paulo e São PauloXmigração.

6.3.2 Evidências Econométricas Para as Macroregiões Brasileiras

Uma outra possibilidade de tratar o problema da impossibilidade de inclusão conjunta das variáveis “estado de residência” e “estado de origem” é a estimativa de uma regressão para cada região de nascimento. Desta forma seguiu-se este procedimento que são apresentados para o ano de 1980 nas Tabelas A6.1, a A6.5, do apêndice.

Os coeficientes da variável *dummy* de migração são consistentes com os resultados das estimativas das regressões da seção anterior. Para todas as macroregiões os valores dos coeficientes para a *dummy* de migração foram significantes a 1%.

De forma similar ao ano de 1980, para 1991 repetiram-se as estimativas das regressões por região de origem, cujos resultados são apresentados nas Tabelas, A6.6, a A6.10, do apêndice.

Os coeficientes da variável *dummy* de migração em todas as estimativas regionais foram positivos e significantes a 1%. A diferença de renda favorável ao migrante, *Coeteris paribus*, oscilou entre 3,5% na Região Sudeste a 17,95% no Centro-Oeste. Assim, considerando o ano de 1991, os resultados também apontam para seleção positiva do migrante brasileiro.

Os resultados “secundários”, obtidos da estimativa considerando a região de nascimento, para o ano de 1991 seguem, de modo geral, o padrão apresentado para o ano de 2000.

As diferenças entre as taxas de retorno à educação entre as regiões de origem podem estar captando um possível efeito de diferenciação da qualidade do ensino, mas também podem captar possíveis ajustamentos no mercado de trabalho face às possíveis diferenciações de composição setorial das economias regionais o que levaria a necessidades diferenciadas da qualificação da mão-de-obra empregada.

Finalmente repetiu-se, para 2000, o procedimento realizado para as décadas anteriores de estimar regressões controlando por região de origem. Resultados apresentados nas Tabelas A6.11 a A6.15, do anexo. Pode-se observar que em 2000, o coeficiente da *dummy* de migração para as cinco regiões de nascimento é positivo e significante a 1%. Assim, mesmo quando é considerado o estado de nascimento, verifica-se que os migrantes obtêm renda superior aos não migrantes, o que mais uma vez sugere a seleção positiva dos migrantes.

Verifica-se, também que o retorno à migração varia de acordo com a região de origem sendo mais elevado no Nordeste e no Centro-Oeste. Uma possível explicação para este comportamento é a impossibilidade da inclusão da variável “estado em que concluiu os estudos”. Desta forma se houver, de fato, diferenças significativas na qualidade do ensino entre as regiões, poderia estar afetando este resultado. Outra possibilidade é que entre as regiões brasileiras os mercados remunerem diferentemente as características observáveis e não-observáveis, seja em função das características da oferta e demanda de trabalho nas regiões em face de possíveis

efeitos da abertura comercial da economia brasileira⁴⁸, seja por possíveis diferenças na qualidade do ensino.

Ainda para 2000, é possível verificar que a taxa de retorno para cada ano de escolaridade é positiva e varia entre 7,66% no Nordeste e 11,18% no Sudeste. Uma vez que o mercado remunera diferentemente, entre as regiões brasileiras, características observáveis dos indivíduos, tais como a escolaridade, daí pode-se supor que também possa remunerar diferentemente as características não observáveis como argumentado anteriormente.

Em 2000, para as cinco regiões brasileiras, o logaritmo da renda é crescente e a função logarítmico que é côncava com a idade; o empregador é o que apresenta a maior renda e os trabalhadores sem carteira assinada os de menor renda; os homens ganham mais que as mulheres; os trabalhadodores empregados no setor público não os melhores remunerados; os trabalhadores residentes na zona urbana recebem mais que os trabalhadores da zona rural; os indivíduos pertencentes a categorgia de raça e branca são os que apresentam maiores rendas e os negros e os de cor parda têm renda menores que de outras raças, independentemente da região de nascimento.

Esses resultados, mais uma vez, corroboram com os resultados apresentados na subseção anterior e, da mesma forma, apontam para a seleção positiva dos migrantes brasileiros para o ano de 2000.

Quando se analisam os coeficientes da variável migração nas estimações para as macroregiões nas três décadas, observa-se um padrão no qual a diferença de renda favorável aos migrantes é maior na região Nordeste e Centro-Oeste e menor no Sul e Sudeste. Ao longo do período analisado (1980-2000) percebe-se que, em geral, as diferenças de renda favoráveis aos migrantes são maiores em 1980, diminuem em 1991 e voltam a crescer em 2000. Uma exceção é a região Centro-Oeste, que apresenta a diferença de renda favorável aos migrantes sempre crescentes neste período. Estes resultados são consistentes com os modelos teóricos apresentados no capítulo 2, bem como com as discussões do capítulo 3 e 5 e reforçam a hipótese de seleção positiva dos migrantes.

⁴⁸ Justo (2005) aponta para uma possível remuneração diferente pelo mercado entre as regiões brasileiras bem como uma diferenciação no retorno à migração a depender dos quantis de renda dos migrantes.

6.4 Considerações Finais

Ao longo deste capítulo buscou-se identificar um padrão de migração nas últimas três décadas do século passado e apontar evidências para a seletividade positiva do migrante interestadual no Brasil através da utilização dos microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

As evidências iniciais obtidas por meio de análise bivariada apontaram para um padrão de migração que apresentou mudanças ao longo destas décadas, notadamente em relação a origem e o destino dos migrantes. Há um aumento da importância relativa do Nordeste como região emissora de migrantes ao longo das décadas. Em relação à idade, há uma tendência de menor participação de migrantes com até 39 anos. No que diz respeito à educação, há um aumento da participação de migrantes mais escolarizados, consistentes com os resultados apresentados no capítulo 3.

Em um segundo momento da análise, os resultados obtidos por meio de ajustes de regressões indicam seletividade positiva dos migrantes, ou seja, após controlar por uma série de características pessoais, locacionais e de mercado de trabalho, por exemplo, os migrantes ainda assim, apresentam ganhos superiores aos não-migrantes, o que é uma evidência a favor da seletividade positiva dos mesmos.

Desta forma, os resultados encontrados nos anos de 1980, 1991 e 2000 nas estimativas para o Brasil como um todo, incluindo, assim, a região Norte⁴⁹ e para as macroregiões de origem apontam para a seletividade positiva dos migrantes corroborando com resultados encontrados na literatura, seja internacional, seja nacional e consistentes com os modelos teórico do capítulo 2, bem como com os fluxos migratórios apresentados no capítulo 3.

⁴⁹ O que ainda não tinha sido feito, já que os trabalhos existentes utilizaram a PNAD, apenas.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em face das diversas conjunturas experimentadas pela economia brasileira nas últimas três décadas, passando pelo “milagre brasileiro” da década de setenta, da crise da dívida externa e estagnação econômica da década de 80 e, finalmente com a década de noventa do século passado caracterizada, entre outros fatos, pelo processo de abertura comercial, privatização de estatais e liberalização econômica era de se esperar reflexos nos fluxos migratórios brasileiros. Nesse contexto, este trabalho buscou abordar dois aspectos da migração interna no Brasil: os determinantes da migração e o perfil dos migrantes.

Com base nos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, no terceiro capítulo, pôde-se fazer uma descrição das diversas dimensões da migração no Brasil, notadamente: migração interestadual, migração inter-regional; migração rural-urbana e, finalmente, a migração urbana-urbana. Os resultados sugerem mudanças nos padrões de migração.

Em relação a primeira dimensão, Minas Gerais é o estado com maior participação relativa na emissão de migrantes, embora, sua participação no total de migrantes emitidos diminua ao longo do período analisado, passando de 21,78%, em 1980 para 15,73% em 2000. Contudo, quando se compara o número de migrantes sobre a população da UF emissora, o estado da Paraíba se destaca passando de 27,49% para 37,67%, no mesmo período.

Ainda nesta dimensão, pôde-se observar que São Paulo aumenta a participação relativa no universo de migrantes, passando de 22,09% em 1980 para 34,54% em 2000. Neste mesmo período, um resultado que se destaca é a diminuição da atratividade do Paraná, que diminui a sua participação de 13,40% para 5,66% no mesmo período.

Em uma outra dimensão da migração, a migração inter-regional, os resultados apontam para um aumento no estoque líquido negativo de migrantes do Nordeste para as demais regiões brasileiras, passando de pouco mais de 4 milhões em 1980 para mais de 8 milhões em 2000. Neste mesmo período, a região Sul passa de um saldo líquido positivo de mais de 200 mil migrantes para um saldo líquido negativo de mais de hum milhão e duzentos mil migrantes. Pôde-se obsevar, contudo, que os movimentos migratórios têm apresentado tendência de diminuição. No período 1975/80 o fluxo migratório inter-regional foi de mais de três milhões de pessoas, enquanto no período 1995/2000, foi de pouco mais de 900 mil.

No que se refere à migração rural-urbana, destaca-se o Nordeste como fonte emissora principal deste tipo de migração, embora haja uma tendência de diminuição deste fluxo ao longo

do tempo, não somente oriundo do Nordeste, mas de todas as regiões brasileiras. Este resultado é decorrente, entre outras coisas, do processo de urbanização brasileiro e mudanças no setor agrícola.

Em relação à migração urbana-urbana, os resultados apontaram para um crescimento deste tipo de migração relativamente à migração rural-urbana nas últimas três décadas. No Brasil a migração urbana-urbana representava em torno de 60% da migração em 1980, passando para mais de 80% em 2000.

Neste trabalho também foi possível obter evidências a respeito dos determinantes da migração inter-regional recente no Brasil. Os resultados obtidos sugerem um papel importante na inclusão da renda esperada (renda ponderada pela probabilidade de se conseguir emprego) na explicação da taxa líquida de migração, explicando mais de 40% da variação da taxa líquida de migração. O efeito da variável renda esperada também se eleva quando o modelo incorpora outras variáveis importantes nos fluxos migratórios e quando é considerado o efeito espacial através da atratividade dos vizinhos. Considerando o modelo mais simples onde apenas a variável renda esperada explica a taxa líquida de migração para o modelo completo, o valor do coeficiente dessa variável eleva-se, passando de 0,43 para 1,45 indicando uma melhor depuração da influência da renda esperada, o que intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança, consistentes com o modelo de Harris-Todaro.

Em relação aos determinantes da migração, de forma inédita, consideraram-se na análise além de variáveis vinculadas à atratividade local, como níveis de desigualdade e condições naturais, uma dimensão pouco explorada na literatura brasileira sobre migração: a importância da localização ou da vizinhança. Outra contribuição é a estensão espacial da análise ao utilizar informações dos microdados dos Censos Demográficos, possibilitando a obtenção de informações de migração nos estados da região Norte, e temporal, ao considerar um período maior de análise. Isto permitiu apreender possíveis mudanças nos padrões de migração, conforme pôde ser visto no quarto capítulo.

No quinto capítulo apresenta-se um outro esforço de pesquisa inédito na literatura empírica sobre migração no Brasil, permitindo obter um amplo conjunto de evidências a respeito do perfil do migrante brasileiro de acordo com as regiões de destino, sempre com bases nos microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

De forma geral, os resultados indicam que, qualquer que seja a região de destino e o período de migração entre 1980 e 2000, o migrante brasileiro apresenta perfil distinto daquele do não migrante: é mais escolarizado, mais jovem, sobretudo do sexo masculino e provém com maior probabilidade de UF em condição social relativamente precária.

Há, contudo, diferenciações importantes no tempo e entre os migrantes de acordo com as regiões de destino. Como se observou, enquanto se eleva a participação do SE como destino do migrante entre 1980 e 1991, há uma tendência de maior diferenciação entre os migrantes de acordo com a região de destino (ex. os migrantes para esta região passam a ser relativamente menos escolarizados do que migrantes que escolhem outras regiões do país); por outro lado, a desconcentração regional com respeito aos destinos verificada entre 1991 e 2000 é acompanhada de maior homogeneidade entre os perfis regionais dos migrantes.

Finalmente, no sexto capítulo, buscou-se identificar um padrão de migração nas últimas três décadas do século passado e apontar evidências para uma possível seleção positiva do migrante interestadual no Brasil (ou seja, se após controlar por uma série de características pessoais, locacionais e de mercado de trabalho, por exemplo, os migrantes ainda assim, apresentaram ganhos superiores aos não-migrantes).

As evidências iniciais obtidas por meio de análise bivariada apontaram para um padrão de migração que apresentou mudanças ao longo destas décadas, notadamente em relação à origem e o destino dos migrantes. Há um aumento da importância do Nordeste como região emissora de migrantes ao longo das décadas. Em relação à idade, há uma tendência de menor participação de migrantes com até 39 anos. No que diz respeito à educação, há um aumento da participação de migrantes mais escolarizados, consistentes com os resultados apresentados no terceiro capítulo.

Em um segundo momento da análise, os resultados obtidos por meio de ajustes de regressões, também sugerem seleção positiva dos migrantes. Isto é, os resultados encontrados para o Brasil nos anos de 1980, 1991 e 2000 nas estimativas para o Brasil como um todo e para as macroregiões de origem apontam para a seleção positiva dos migrantes corroborando com resultados encontrados na literatura, seja internacional, seja nacional e consistentes com os modelos teóricos do segundo capítulo, bem como com os fluxos migratórios apresentados no terceiro capítulo. Aqui novamente foi possível incluir de forma inédita, informações sobre a Região Norte e um período maior, ou seja, três décadas, o que não é possível quando se trabalha apenas com dados da PNAD.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLEN, Jeremiah. The state of art in modeling migration in the LDCS: A comment. *Journal of Regional Science*, Vol.41, n. 3, pp. 521-528, 2001.
- ALONSO,W. A theory of movements. In *Systems approach to human settlements* edited by N. Hansen. Cambridge, 1978.
- ALPEROVICH, G., BERGSMAN, J., and EHEMANN, C. An econometric model of migration between U.S. metropolitan areas. *Urban Studies*, 13, pp. 135-145, 1977.
- ANTICO, Cláudia. Por que migrar? In: *Migração, condições de vida e dinâmica urbana: São Paulo 1980-1993/Neide Patarra et.al., org. – Campinas, SP: UNICAMP. IE*, 1997.
- ANSELIN, L. e REY, S. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographic Analysis*, 23, pp. 112-131, 1991.
- ANTOLIN, Pablo e BOVER, Olimpia. Regional migration in Spain: the effect of personal characteristics and of unemployment wage and house price differential using pooled cross-section. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Blackwell Publishing, v. 59(2), pp. 215-235, 1997.
- ARELLANO, J. P. Do more jobs in the modern sector increase urban unemployment ? *Journal of Development Economics*, 50, 311-328, 1981.
- AZZONI, C. R. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir das séries estaduais de PIB, 1939-1995. *Estudos Econômicos*, v.27, n.3, pp-341-93, 1997.
- BAENINGER, R. *Homogeneização de tendências populacionais em São Paulo: o papel dos polos regionais no processo de urbanização de redistribuição espacial da população*. Brasília, 1994.Doutoramento pesquisador do IFH/Unicamp.
- BALTAGI, B.H. *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons Inc, 1995.
- BARRO, R. AND SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. McGraw-Hill, New York, 1995.
- BAROS, R.P., E MENDONÇA, R. A desigualdade inaceitável. In Henriques, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*, IPEA, Rio de Janeiro, 2001.
- BATTACHARYA, P.C. An analysis of rural-to-urban migration in India. *Journal of International Development*, 12, pp. 655-667, 2000.
- BLONQUIST, A.G. Urban job creation and unemployment in LDCs: Todaro vs. Harris and Todaro. *Journal of Development Economics*, 5,pp.3-18, 1978.
- BORJAS, G. J. *Labor economics*. New York: McGraw Hill Companies, Inc, 1996.

BORJAS, G. J. The economic progress of immigrants. *In Issues in the Economics of Immigration*, edited by George J. Borjas, University of Chicago Press, 2001.

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

BORJAS, G. J., BRONARS, S.G., and TREJO, S.J. Self-selection and internal migration in the United States. *Journal of Urban Economics*, 32, pp.159-185, 1992.

BOVER, O. e ARELLANO, M. Learning about migration decisions from the migrants: using complementary datasets to model intra-regional migrations in Spain. *Journal of Population Economics* (15), 2002. pp 357-380.

BRUECKNER, J. e KIM, H. Land markets in the Harris-Todaro model: a new factor equilibrating rural-urban migration. *Journal of Regional Science*, 41, 509-522, 2001.

BRUECKNER, J. e ZENOU, Y. Harris-Todaro models with a land market. *Regional Science Review and Urban Economics*, v.39, n.3, 1 may, pp. 317-339(23), 1999.

BÜTTNER, Thiess. *Agglomeration, growth, and adjustment*: a theoretical and empirical study of regional labor markets in Germany. Mannheim: Germany, Physica-Verlag, 1999(206p).

CANO, W. Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil, 1930-1995. 2^a Ed. Campinas: *Insituto de Economia/Unicamp*, 1998.

CARVALHO, L. S., ASSUNÇÃO, J.J. Fuga de cérebros e investimentos em capital humano na economia de origem – uma investigação empírica do *brain effect*. In: *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa, 2004.

CANÇADO, Raquel Pittella. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, abr/jun, p.211-236, 1999.

CHIQUIAR, D. e HANSO, G.H. Internation migration, self-selection, and the distribution of wages: evidence from México and United States. *Journal of Political Economy*, v.13, n.2, pp.239-281, 2005.

CHISWICK, Barry R. The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men. *Journal of Political Economy*, 86, oct., pp. 897-921, 1978.

CHISWICK, Barry R. Are Immigrants Favorably Self-Selected? *American Economic Review*, N. 89 (2), pp. 181-185, 1999.

CHISWICK, Barry R. Are immigrants favorably self-selected? An economic analysis. *IZA Discussion Papers* No. 131, pp. 1-24, 2000.

CLARK, X., HATTON, J. T., and WILLIAMSON, J.G. Where do US immigrants come from ? Policy and sending country fundamentals, *NBER Working Paper*, n. 8998, 2002.

- CUSSHING, Brian, POOT, Jacques. Crossing boundaries and borders: Regional science advances in migration modeling. *Papers Regional Science*, 83, pp. 317-338, 2004.
- CROZET, Matthieu. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model. *Journal of Economic Geography*, n. 4, pp. 439-458, 2004.
- DAVIES, P., GREENWOOD, M.J. and LI, H. A conditional logit approach to U.S. state-to-state migration. *Journal of Regional Science*, VOL. 41, NO.2, pp. 337-360.
- EZZET-LOFSTROM, Roxane. Out-migration decisions: The role of regional amenities. *Political Economy Working Paper* No. 07, pp 1-27, 2003.
- FERREIRA, A.H.B. Os movimentos migratórios e os diferenciais de renda per capita entre os estados do Brasil (1970-1980. *Revista Brasileira de Estudos da População*, v.13n.1, jan-jun, 1996.
- FESER E., SWEENEY S. Out-migration, depopulation and the geography of U.S. economics distress. *International Regional Science Review*, 26, pp. 38-67, 2003.
- FIES, Norbert M., VERNER, Dorte. Migration and human capital in Brazil during the 1990s. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3093, pp 1-49, 2003.
- FRENETE, Marc, e MORISSETTE. Will they ever converge ? Earnings of immigrant and Canadian-born workers over last two decades. *Analytical studies Research Paper*, n 215, 2003.
- GOLGHER, A.B e ARAÚJO JR., A.F. de. Migrantes e não-migrantes em Minas Gerais: a influência de fatores pessoais e de contexto socioeconômico e criminal. Ibmec WP, n.04, 2004.
- GRAHAM, D. e HOLANDA FILHO, Sérgio B. *Migrações internas no Brasil: 1872-1970*. São Paulo, IPE-USP/CNPQ, 1984.
- GRAVES, P.E. Migration with a composite amenity: the role of rents. *Journal of Regional Science*, vol. 23, n.4, pp. 541-546, 1983.
- GRAVES, Philip E. A life-cycle analysis of migration and climate, by race. *Journal of Urban Economics*, v. 6, p.135-147, 1979.
- GRAVES, P.E e LINNEMAN, P. Household migration: theoretical and empirical results. *Journal of Urban Economics*, n.6, pp. 383-404, 1979.
- GREENE, William H. *Econometrics analysis*. New York, McMillan, 2003.
- GREENWOOD, Michael J. A simultaneous-equations model of urban growth and migration. *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp. 797-810, 1975.
- GREENWOOD, Michael J. Human migration: Theory, models, and empirical studies. *Journal of Regional Science*, Vol.25, n. 4, pp, 521- 544, 1985.

GREENWOOD, Michael J. e Hunt, Gary L. The early history of migration research. *International Regional Science Review*, v.26, n.1, pp. 3-37, 2003.

GREENWOOD, Michael J., e HUNT, G. L. Jobs versus amenities in the analysis of metropolitan migration. *Journal of Urban Economics*, v. 25, n.1, pp. 1-16, 1989.

GREENWOOD, Michael J. e HUNT, Gary L; RICKMAN, D.S.; TREYZ, G.I. Migration, regional equilibrium, and the estimation of compensation differentials. *American Economic Review*, n. 81, pp. 1382-1390, 1991.

GREENWOOD, Michael J. e SCHLOTTMANN, A.M. The determinants of migration between standard metropolitan areas. *Demography*, n.9, pp. 665-681, 1972.

HACKER, R.S. Mobility and regional economics downturns. *Journal of Regional Science*, v.40, n.1, pp. 45-65, 2000.

GUGLER, J. The impact of labour migration on society and economy in sub-saharan Africa, empirical findings and the theoretical considerations. *African Social Research*, 6, pp-463-486, 1968.

HARRIS, R. John; TODARO, Michael P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. *American Economic Review*, v.LX, n.1,mar., pp.126-1425, 1970.

HATTON, T.J., e WILLIAMSON, J.G. What fundamentals drive world migration? *WIDER Discussion Paper*, no.23, 2003.

HAUHANEN, M. e TERVO, H. Who moves to depressed Regions ? An analysis of migration streams in Finland in the 1990s. *International Regional Science Review* (25), 2, 2002. pp. 200-218.

HECKMAN, James J. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, v. 47, n.1, pp. 153-161, 1979.

HEITMUELLER, A. Coordination failures in network migration. *IZA Discussion Paper*, 770. Insitute for The Study of Labor (IZA), 2003.

HELLIWELL, John F., e WYOMING, Jackson H. Demographic changes and international factor mobility. *Global Demographic Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, August 26-28, 2004.

HOLLANDA FILHO, Sérgio Buarque de. Migrações internas e a distribuição regional de renda no Brasil: 1970-1980. *Est. Econ.* São Paulo, v.19,n.3, p. 389-416, 1989.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). *Tendências demográficas: uma análise dos resultados da amostra do Censo Demográfico de 2000*. Rio de Janeiro, 2004.

INGENE, Charles A. The state of the art in modeling migration in LDS: A comment. *Journal of Regional Science*, v. 41, n.3, pp- 529-543, 2001.

- JOHNSON, D. Gale. Provincial migration in China in 1990s. *China Economic Review*, n.14, pp. 22-31, 2003.
- JUSTO, Wellington Ribeiro, SILVEIRA NETO, Raul da. Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um modelo espacial. *Economia*, v.7.n.1, 167-183, 2006.
- JUSTO, Wellington Ribeiro. Does education reduce wage inequality Quantile regression evidence in Brazil: 1992-2002. *14th International Symposium of the Inter-University Consortium for International Social Development*. Recife, 2005.
- KATZ, E. e STARK, O. International migration under asymmetric information. *Economic Journal*, 97(387), pp. 718-726, 1987.
- KAUHANEM, M. E TERVO, H. Who moves to depressed regions ? An analysis of migration streams in Finland in the 1990s. *International Regional Science Review*, 25. 2. april, p. 200-218, 2002.
- KNAPP, Thomas A., GRAVES, Philip E. On the role of amenities in models of migration and regional development. *Journal of Regional Science*, V. 29, n.1, pp. 71-87, 1989.
- KRIEG, R.G. Occupational change, employer change, internal migration and earnings. *Regional Science and Urban Economics*, 27, pp.1-15, 1997.
- LOCHER, Lilo. Migration in the Soviet Sucessor States. *IZA Discussion Paper*, N. 602, pp. 1-29, 2002.
- LUCAS, R.E. Internal migration in developing countries. In M. Rosenzweig and O. Stark (eds.), *Handbook of population and Family Economics*, v. 1B, Amsterdam: Elsevier Science Publishing, 1997.
- MENEZES, Tatiane; FERREIRA JÚNIOR, Dulcio. Migração e convergência de renda. In: *FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*. Fortaleza. Anais, 2003.p.1-15.
- MINCER, J. Family migrations decisions. *Journal of Political Economy*, v. 86, n.5, pp.749-773, 1978.
- MINTCHEV, Vesselin, e BOSHNAKOV, Venelin. Who is leaving ? Potential migration from Bulgaria in the beginning of the XXI century. Manuscript. *Institute of Economics at the Bulgarian Academy of Sciences*, 2004.
- MORA, J. e TAYLOR, J. E. Determinants of migration, destination, and sector choices, disentangling individual, household, and community effects. In: *International migration remittances & the brain drain..* Çaglar Özden and Maurice Schiff Editors a Copublication of The World Bank and Palgrave Mcmillan, 2006.
- NETTO JÚNIOR, J. Luiz da Silva; et al. Fluxos migratórios e dispersão das rendas per capita estaduais: uma análise por dados em painel no período de 1950 –2000. In: *FORUM BANCO DO*

NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA.
Fortaleza. Anais, 2003.p.1-24.

NAGAGOME, M. Urban unemployment and the spatial structure of labor markets: An Examination of the Todaro paradox in a special context. *Journal of Regional Science*, 29, 161-170, 1989.

NIJCAMP P, Poot J. Spatial perspectives on new theories of economic growth. *Annals of Regional Science*, 32, pp. 7-37, 1998.

NORD, Mark. Poor people on the move: county-to-county migration and the spatial concentration of poverty. *Journal of Regional Science*, Vol.38. NO.2, 1998, pp. 329-351.

PACHECO, C. A.; PATARRA, Neide. Movimentos migratórios anos 80: novos padrões ? In: *Migração, condições de vida e dinâmica urbana: São Paulo 1980-1993/Neide Patarra et.al, org.* – Campinas, SP: UNICAMP. IE, 1997.

PEKALA, S. e TERVO, H. Unemployment and Migration: Does Moving Help? *Scand. J. of Economics* 104(4), 621-639, 2002.

PIANTO, Maria Tannuri, PIANTO D., ARIS, O. Rural-urban in Bolivia: An escape boat? In: *XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, João Pessoa, Anais, 2004.

PLANE, D.A. Demographic influences on migration. *Regional Studies*, v.4, n.27, pp. 375-383, 1993.

PLANE, D.A. Streams, flows, currents cycles and regimes: propositions on the spatiotemporal nature of migration systems. *International Journal of Environmental Creation*, forthcoming, 2004.

PLANE, D.A. e Heins, F. Age articulation of U.S. inter-metropolitan migration flows. The *Annals of Regional Science*, 37, pp 107-130, 2003.

PLANE, D.A e ROGERSON,, P.A. *The geographical analysis of population with applications to planning an business*. Wiley, New York, 1994.

RAMOS, Carlos A.; ARAÚJO, Herton. Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda. Rio de Janeiro: IPEA, *Texto para Discussão*, No. 657, 17p.,1999.

RIBEIRO, Eduardo Pontual e BASTOS, Viviane M. Viés de seleção, retornos à educação e migração no Brasil. In: *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*, João Pessoa, 2004.

ROBINSON,C.; TOMES, N. Self-selection and interprovincial migration in Canada. *Canadian Journal of Economics*, v. 3, n.15, pp. 474-501, 1982.

ROSS, David C. A Net migration model. Department of Economics of University Missouri-Columbia. *Economics Discussion Paper*, 413, pp. 1-20, 2003.

SABATES-WHEELER, Hugh. How does poverty affect migration choice? A review of literature. *Development Research Centre on Migration, Globalization and Poverty*, Working Paper T3, December, 2003.

SAHOTA, Gian S. An economic analysis of internal migration in Brazil. *Journal of Political Economy*, v.76,n.2, 1968.

SANTOS JÚNIOR, E.R., MENEZES-FILHO, N. e FERREIRA, P.C. Migração e Seleção e Diferenças Regionais de Renda no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.32, n.3, p.299-332, 2005.

SCHLOTTMANN, A. E HERZOG. H. Employment status and the decision to migrate. *Review of Economics and Statistics*, 63, pp 590-598, 1991.

SHANKAR, Raja e SHAH, Anwar. Bridging the economic divide within countries: A Scored on the performance of regional policies in reducing regional income disparities. *World Development* V.31, n. 8, pp. 1421-1441, 2003.

SILVEIRA NETO, R. da M.; AZZONI, C. R. Disparidades regionais de renda no Brasil: Qual a importância das amenidades regionais ? In: *FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E IX ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*. Fortaleza, Anais, 2004.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota, CAMPELO, A.K. O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In: *XXXI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*. Porto Seguro, 2003.

SILVEIRA NETO, Raul da Mota, MAGALHÃES, André Matos. O progresso econômico do Migrante em São Paulo: Evidências a partir dos censos demográficos de 1991 e 2000. In: *III ENCONTRO BRASILEIRO DE ESTUDOS REGIONAIS*. Belo Horizonte, Anais, 2004.

SJAASTAD, L.A. The costs and returns of human migration. *Journal of Political Economy*, 70, pp. 80-93, 1962.

TIMMINS, C., e MENEZES, Tatiane A. Understanding the role of mobility costs in Brazil's spatial income inequality. In: *XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, João Pessoa, Anais, 2004.

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

YASHIV, Eran. The self-selection of migrant workers revisited. *IZA Discussion Papers*, No. 1094, pp. 1-49, 2004.

WADDINGTON, Hugh, SEBATES-WHEELER, Rachel. How does poverty affect migration choice? A review of literature. *Development Research Center of Migration, Globalization & Poverty*, Working Paper T3, December, 2003.

YAP, Lorene Y. L. Rural-urban migration and urban underemployment in Brazil. *Journal of Development Economics*, v.3, p.227-245, 1976.

ZAI, L. e WHITE, M. J. The effect of immigration the internal migration of the native born populations 1981-90. *Population Research and Police Review*, 17, pp. 141-166, 1998.

APÊNDICE

Tabela A5.1 Logit Multinomial da Migração Interregional brasileira Reportando a RRR: 1980

	NO	NE	SE	SUL	CO
Medesc	1.41446*	1.84811*	.7518471*	1.33325*	1.76981*
	(.060359)	(.073933)	(.020269)	(.045108)	(.052007)
Altaesc	2.337083*	3.302524*	1.357284*	1.847333*	2.74797*
	(.116858)	(.143686)	(.037485)	(.060957)	(.081003)
Jovem	2.009816*	3.341944*	3.849146*	2.634135*	3.043972*
	(.072421)	(.121162)	(.076354)	(.081849)	(.080791)
Meiadade	1.664786*	1.98945*	1.803085*	1.61494*	1.773719*
	(.060227)	(.072630)	(.037012)	(.050867)	(.047506)
Sexo	3.065722*	1.235497*	1.847333*	1.063597*	2.85538*
	(.083280)	(.032221)	(.060957)	(.024857)	(.057016)
Raça	.42369*	.8561923*	1.835529*	2.33411*	.9577138*
	(.00980)	(.018976)	(.021475)	(.058403)	(.015786)
Filho	.432045*	1.023025	1.843334*	.4166411*	4.689146*
	(.011702)	(.023910)	(.022100)	(.009499)	(.085524)
Casado	2.79044*	1.349108*	.5695535*	2.32173*	1.073736*
	(.068658)	(.029020)	(.006485)	(.050922)	(.017268)
Respons	.12611*	1.153853*	.9261424*	.670134*	1.0159
	(.003691)	(.029744)	(.012132)	(.017401)	(.020296)
RegDep	2.51949	1.688091*	4.769898*	1.09150*	2.259223*
	(.086274)	(.072066)	(.086537)	(.020979)	(.045030)
RegDese	1.10539*	6.764184*	1.359124*	.265405*	.8686642*
	(.024617)	(.199839)	(.015921)	(.008621)	(.015226)
Nº de Obser.			1.902.524		
Pseudo R ²			0.0754		
Prob>chi2			0.0000		

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a signifânci a estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente.

Tabela A5.2 Logit Multinomial da Migração Interregional Brasileira Reportando a RRR: 1991

	NO	NE	SE	SUL	CO
Medesc	1.20368*	1.56025*	.642785*	1.00518*	1.04564*
	(.059414)	(.078411)	(.017050)	(.051295)	(.041942)
Altaesc	1.478445*	2.470267*	.8585657*	1.428231*	1.35838*
	(.103044)	(.153030)	(.029861)	(.078525)	(.070324)
Jovem	3.387077*	4.010455*	6.506552*	3.555114*	4.053265*
	(.230171)	(.331376)	(.284852)	(.295962)	(.249367)
Meiadade	1.654695*	2.152993*	2.358773*	2.15582*	1.91762*
	(.111545)	(.175665)	(.104623)	(.177116)	(.117818)
Sexo	1.517671*	1.173328*	1.374266*	.9115074**	1.287184*
	(.080882)	(.065810)	(.034639)	(.049548)	(.054589)
Raça	.6350387*	.6131542*	1.627409*	3.018194*	1.023655*
	(.024567)	(.025503)	(.029759)	(.145920)	(.030986)
Filho	1.167717*	.9009955	.771884*	.9531636	.7840064*
	(.100997)	(.073539)	(.026128)	(.073331)	(.046313)
Casado	.674486*	.910858**	.6428502*	1.246139*	.6867981
	(.028746)	(.042708)	(.013312)	(.059499)	(.023741)
Respons	1.949861*	1.983829*	.9131526*	1.63041*	1.73369*
	(.083522)	(.092779)	(.019197)	(.078019)	(.060135)
RegDep	14.80589*	7.873026*	12.17199*	.819629*	6.10976*
	(.717459)	(.346743)	(.258036)	(.040607)	(.191227)
Nº.	De		1.020.884		
Obser.					
Pseudo R ²			0.1177		
Prob>chi2			0.0000		

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a signifânci a estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente.

Tabela A5.3 Logit Multinomial da Migração Interregional Brasileira Reportando a RRR :2000

	NO	NE	SE	SUL	CO
Medesc	1.16938*	1.54319*	1.12465*	1.31876*	1.076526*
	(.04720)	(.062990)	(.036961)	(.053782)	(.032310)
Altaesc	1.6429*	3.01665*	2.107899*	2.167737*	1.864942*
	(.09139)	(.145748)	(.080453)	(.096001)	(.067940)
Jovem	4.17082*	3.846386*	4.190292*	2.878353*	4.861772*
	(.23520)	(.218481)	(.192740)	(.160094)	(.207779)
Meiadade	2.34664*	2.043366*	2.149151*	1.661722*	2.287171*
	(.125203)	(.109351)	(.094541)	(.086231)	(.094055)
Sexo	1.824699*	1.357933*	1.221394*	1.209426*	1.209426*
	(.072840)	(.054060)	(.037330)	(.034081)	(.034081)
Raça	8260072*	1.06628**	1.492589*	3.428367*	1.085142*
	(.028181)	(.037215)	(.041219)	(.149315)	(.027158)
Filho	.6736593	1.226021	.7066901	1.144779	.271203
	(.258887)	(.618612)	(.207357)	(.576939)	(.454726)
Casado	.7533909*	.929655**	9125105*	.9896965	.9884257
	(.026432)	(.033285)	(.025729)	(.035273)	(.025354)
Respons	1.065279*	1.126759*	.9856565	1.120342*	.037223
	(.040964)	(.045234)	(.030421)	(.045044)	(.029388)
RegDep	28.1133*	7.635155*	5.67588*	15.91481*	17.1289*
	(1.63640)	(.661680)	(.342024)	(.659273)	(.646770)
RegDese	1.29557*	4.201964*	2.45523*	.1724832*	.789202*
	(.068264)	(.353425)	(.149342)	(.010519)	(.03037)
Nº de Observ.			1.193.304		
Pseudo R ²			0.1492		
Prob>chi2			0.0000		

Fonte: FIBGE - Censos Demográficos: 1980, 1991 e 2000. Erro padrão entre parêntesis. *, ** e *** é a signifânci a estatística a 1, 5 e 10%, respectivamente.

Tabela A6.1 Regressão – Nordeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.190175	252.02
Idade	0.0463668	79.14
Idade ao quadrado	-0.0005089	-75.68
Preta	-0.0289462	-5.20
Amarela	0.3324748	4.06
Parda	0.0195605	1.08
Índigena	-0.1071545	-3.28
Casado	0.1125778	38.89
Separado	0.1309903	26.44
Sem carteira	-0.1003114	-9.24
Empregador	1.061485	109.19
Conta- própria	.0023028	0.77
Agricultura	-0.2641649	-67.15
Indústria	-0.0096929	-2.54
Administração Pública	0.2447254	36.28
Social	-0.0155998	-0.93
Migrante	0.1881118	42.32
Masculino	0.750731	231.88
Rural	-0.2674566	-81.53
RO	-0.62133	-6.03
AC	0.063319	0.66
AM	-0.3159996	-4.63
RR	-0.5984998	-3.29
PA	-0.3408006	-7.75
AP	-0.2970792	-1.18
MA	-0.5810547	-30.93
PI	-0.7323041	-38.71
CE	-0.6629177	-35.65
RN	-0.6320184	-32.31
PB	-0.5962778	-31.81
PE	-0.4476918	-24.15
AL	-0.5193105	-27.38
SE	-0.3768733	-14.45
BA	-0.3395639	-18.31
MG	-0.3497083	-13.85
ES	-0.1394106	-3.06
RJ	0.0017388	0.05
PR	-0.1895062	-3.20
SC	0.0410566	0.39
RS	0.2408962	4.32
MS	-0.1121748	-0.59
MT	-0.1638073	-1.26
GO	-0.5208964	-9.74
DF	-0.0622738	-0.22
Constante	5.277295	236.27

Número de Observações: 398.359

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4062

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.2 Regressão – Norte – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.1533115	93.31
Idade	0.0495171	36.54
Idade ao quadrado	-0.0005972	-37.54
Preta	0.0078747	0.78
Amarela	0.5393254	6.51
Parda	-0.0218195	-0.82
Índigena	-0.0408592	-0.57
Casado	0.1499068	23.89
Separado	0.0406251	3.61
Sem carteira	-0.0869043	-2.20
Empregador	1.163747	53.30
Conta- própria	0.171175	24.15
Agricultura	-0.1744142	-19.35
Indústria	0.0098867	1.19
Administração Pública	0.2321162	19.15
Social	-0.1010214	-3.10
Migrante	0.17472	14.80
Feminino	(excluída)	
Masculino	0.5571625	74.70
Rural	-0.174542	-24.24
RO	-0.5036571	-6.84
AC	-0.5172814	-18.21
AM	-0.4508153	-17.13
RR	-0.3813858	-13.07
PA	-0.6292823	-24.22
AP	-0.5987629	-18.26
MA	-0.5081369	-17.66
PI	-0.4371237	-12.20
CE	-0.5764583	-19.86
RN	-0.4514174	-10.59
PB	-0.3442944	-7.40
PE	-0.2603129	-5.73
AL	-0.2886931	-3.32
SE	-0.4155062	-3.32
BA	-0.3442382	-8.65
MG	-0.2396441	-6.63
ES	-0.2906608	-4.95
RJ	-0.0634538	-1.14
PR	-0.1816882	-3.21
SC	-0.0130022	-0.16
RS	-0.134638	-2.63
MS	-0.1759651	-1.18
MT	-0.2754217	-3.34
GO	-0.4271869	-11.97
DF	-0.0657312	-0.16
Constante	5.620082	146.88

Número de Observações: 72.212

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3378

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.3 Regressão – Sudeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.2008658	415.24
Idade	0.0538639	121.23
Idade ao quadrado	-0.0005948	-114.96
Preta	0.03262	11.31
Amarela	0.3798919	25.04
Parda	0.0629848	7.16
Índigena	-0.0247241	-0.87
Casado	0.1698492	79.39
Separado	0.0977325	27.12
Sem carteira	-0.3096643	-19.19
Empregador	1.002098	162.96
Conta- própria	0.1063092	38.56
Agricultura	-0.1722385	-50.58
Indústria	0.1208674	53.22
Administração Pública	0.20831	46.73
Social	0.1150022	8.17
Migrante	0.0840162	26.89
Masculino	0.6241549	284.34
Rural	-0.3090489	-96.83
RO	0.0536494	0.59
AC	0.1364277	2.25
AM	0.1575742	5.52
RR	-0.0725798	-0.41
PA	-0.0026733	-0.14
AP	0.1036394	0.85
MA	-0.1000289	-6.13
PI	-0.0905743	-5.28
CE	-0.1604327	-17.79
RN	-0.2176493	-18.83
PB	-0.2400825	-30.32
PE	-0.1749394	-25.39
AL	-0.1938289	-18.93
SE	-0.1384979	-12.25
BA	-0.02076361	-34.34
MG	-0.2172059	-90.49
ES	-0.2211996	-47.46
RJ	-0.1348433	-51.58
PR	-0.119275	-13.18
SC	0.0935697	4.72
RS	0.2232947	14.11
MS	-0.016407	-0.59
MT	-0.0067506	-0.26
GO	-0.1194792	-6.25
DF	-0.0846152	-0.73
Constante	4.987862	548.45

Número de Observações: 746.360

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3919

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.4 Regressão – Sul – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.1869974	223.47
Idade	0.0523265	73.32
Idade ao quadrado	-0.0005937	-71.37
Preta	0.0043659	1.02
Amarela	0.3679701	10.44
Parda	0.0214238	1.47
Índigena	-0.0661616	-1.28
Casado	0.1558751	43.96
Separado	0.074679	12.14
Sem carteira	-0.2010507	-11.61
Empregador	1.059887	128.95
Conta- própria	0.2362223	61.63
Agricultura	-.2158349	-41.49
Indústria	.0229699	6.02
Administração Pública	.1965716	26.60
Social	-.0570597	-2.71
Migrante	0.0359738	7.73
Masculino	0.6065959	168.13
Rural	-0.2938674	-68.66
RO	0.2322845	1.10
AC	0.0213705	0.13
AM	0.5102999	3.78
RR	-0.2090656	-0.49
PA	0.2770727	2.42
AP	-0.1011823	-0.87
MA	0.4161731	4.10
PI	0.1388138	1.95
CE	-0.0753017	-2.91
RN	0.0274783	0.46
PB	0.017875	0.45
PE	-0.1138566	-5.93
AL	-.1574826	-6.10
SE	-0.1262611	-3.57
BA	-0.1933415	-12.71
MG	-0.1948528	-20.20
ES	-0.1006621	-3.09
RJ	0.2127429	8.73
PR	-0.044231	-5.91
SC	0.0332618	4.67
RS	0.0543588	7.95
MS	0.3037532	4.81
MT	0.2132027	3.09
GO	0.1970992	2.52
DF	0.0660908	0.24
Constante	4.953471	312.08

Número de Observações: 305.454

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3493

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.5 Regressão – Centro Oeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1980

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.1790587	138.52
Idade	0.0543923	44.95
Idade ao quadrado	-0.0006339	-44.37
Preta	0.0088425	1.14
Amarela	0.2923786	5.30
Parda	0.0519807	2.25
Índigena	-0.072604	-1.00
Casado	0.1232932	21.88
Separado	0.0039303	0.40
Sem carteira	-0.1126565	-4.31
Empregador	1.131517	86.19
Conta- própria	0.1571422	27.50
Agricultura	-0.2182921	-27.34
Indústria	-0.0996555	-13.17
Administração Pública	0.4266504	44.53
Social	0.1147315	4.24
Migrante	0.1987016	18.95
Masculino	0.6566333	102.05
Rural	-0.2539234	-35.09
RO	-0.2832147	-2.16
AC	0.1708515	1.58
AM	0.2463467	3.51
RR	-0.0820657	-0.41
PA	0.0762518	1.84
AP	0.0381695	0.24
MA	-0.2856457	-18.48
PI	-0.2870906	-16.84
CE	-0.2196833	-14.07
RN	-0.1819295	-8.66
PB	-0.2191538	-11.43
PE	-0.2061857	-11.47
AL	-0.164844	-5.62
SE	-0.135244	-3.57
BA	-0.300431	-23.04
MG	-0.2098999	-19.67
ES	-0.0691669	-1.96
RJ	0.3544529	17.08
PR	-0.0627781	-3.02
SC	0.1630196	4.72
RS	0.2352417	10.82
MS	0.0563473	3.84
MT	-0.0222041	-1.48
GO	-0.1872487	-14.89
DF	0.2388917	6.66
Constante	4.886758	179.75

Número de Observações: 109.104

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4075

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.6 Regressão – Nordeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0723525	196.24
Idade	0.0407185	44.66
Idade ao quadrado	-0.0003777	-34.64
Preta	-0.2241264	-31.07
Amarela	0.1278542	1.97
Parda	-0.1776582	-46.95
Índigena	-0.2136643	-4.27
Casado	0.1354682	29.71
Separado	0.1361166	19.67
Sem carteira	-0.2232441	-28.76
Empregador	0.7984254	66.96
Conta- própria	-0.093095	-11.91
Agricultura	-0.5470272	-122.64
Indústria	-0.0520101	-10.49
Administração Pública	0.2537322	32.29
Social	0.1415557	22.51
Migrante	0.1118912	9.69
Masculino	0.4311014	102.26
Rural	-0.1343778	-19.54
RO	0.3882958	1.84
AC	1.030874	5.87
AM	0.6984132	6.87
RR	0.2320072	0.33
PA	0.4262179	6.68
AP	0.4088174	1.57
MA	-0.062452	-2.31
PI	0.103292	3.14
CE	-0.0139819	-0.66
RN	-0.0153129	-0.59
PB	-0.0447659	-2.43
PE	-0.0015381	-0.09
AL	-0.0155037	-0.63
SE	0.1658122	5.50
BA	0.1327193	4.67
MG	0.1655051	5.94
RJ	0.388388	12.15
ES	0.2912989	5.67
RJ	0.388388	12.15
PR	0.0291587	0.54
SC	0.6408948	5.15
RS	0.6544824	10.80
MS	-0.0454797	-0.29
MT	0.1439433	0.80
GO-TO	0.2064606	2.65
DF	0.1038957	0.82
Constante	1.24586	65.08

Número de Observações: 255.453

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3527

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.7 Regressão – Norte – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0765563	85.45
Idade	0.0487748	24.43
Idade ao quadrado	-0.0005075	-21.05
Preta	-0.1553456	-8.20
Amarela	0.5528873	6.30
Parda	-0.1198201	-13.79
Índigena	-0.1354724	-3.37
Casado	0.1167076	12.01
Separado	0.079315	5.26
Sem carteira	-0.3009019	-17.62
Empregador	0.6101877	24.24
Conta- própria	-0.1070743	-6.32
Agricultura	-0.4054551	-39.66
Indústria	0.0799085	7.71
Administração Pública	0.3473756	21.78
Social	0.2393185	17.43
Migrante	0.1043218	1.01
Masculino	0.3178862	32.85
Rural	-0.1608367	-12.74
RO	0.2259627	1.93
AC	0.1743125	3.41
AM	0.1613423	5.49
RR	0.1506626	1.11
PA	0.1798132	5.44
AP	0.2055014	3.64
MA	-0.0573023	-2.12
PI	-0.1256618	-3.65
CE	0.0048756	0.16
RN	0.1485884	2.48
PB	0.1329731	2.49
PE	0.0286219	0.64
AL	-0.0156662	-0.21
SE	0.1669676	1.50
BA	-0.1229197	-3.55
MG	-0.0827852	-2.75
ES	-0.0836463	-2.30
RJ	0.3142185	5.20
PR	-0.1128109	-3.56
SC	0.0018664	0.03
RS	0.2252464	4.65
MS	0.0115164	0.18
MT	-0.0994079	-1.84
GO	-0.0554191	-1.72
DF	0.1824131	0.82
Constante	1.499526	35.67

Número de Observações: 53.839

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3082

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.8 Regressão – Sudeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0981352	351.66
Idade	0.0500861	74.74
Idade ao quadrado	-0.0004608	-56.58
Preta	-0.3195532	-66.60
Amarela	0.3703808	30.76
Parda	-0.2483554	-94.51
Índigena	-0.1227184	-2.68
Casado	0.1877739	62.53
Separado	0.1410025	29.10
Sem carteira	-0.2461918	-45.52
Empregador	0.4379321	59.82
Conta- própria	-0.1121324	-19.26
Agricultura	-0.5271273	-129.91
Indústria	0.0995738	35.64
Administração Pública	0.158902	28.11
Social	0.2133373	50.13
Migrante	0.035168	2.45
Feminino	(excluída)	
Masculino	0.3391127	125.42
Rural	-0.0907188	-16.39
RO	-0.1053725	-0.75
AC	0.1356914	1.39
AM	0.0839	1.54
RR	-0.2368246	-0.76
PA	0.0402452	1.24
AP	0.2941402	1.95
MA	0.0681928	2.73
PI	0.2559037	11.76
CE	0.1016435	5.96
RN	0.045095	2.17
PB	0.0149075	0.86
PE	0.1382238	8.66
AL	0.1473356	7.80
SE	0.147603	6.93
BA	0.1879459	12.18
MG	0.0888399	5.91
ES	-0.1529181	-7.90
RJ	0.1271003	6.65
PR	0.1687167	10.52
SC	0.261189	8.50
RS	0.3033534	12.13
MS	0.1246582	4.00
MT	0.1977766	5.40
GO-TO	0.0852885	3.30
DF	0.0361534	0.48
Constante	1.253158	90.75

Número de Observações: 478.097

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4123

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.9 Regressão – Sul – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0884282	142.80
Idade	0.0508108	36.01
Idade ao quadrado	-0.0004961	-28.90
Preta	-0.2064577	-13.29
Amarela	0.3125437	11.35
Parda	-0.1876287	-27.74
Índigena	-0.3066039	-4.49
Casado	0.2017199	29.62
Separado	0.1663609	14.50
Sem carteira	-0.1966627	-17.88
Empregador	0.5647476	38.11
Conta- própria	-0.0469251	-4.11
Agricultura	-0.6225278	-88.56
Indústria	-0.0093052	-1.48
Administração Pública	0.1233911	10.26
Social	0.126997	13.11
Migrante	0.0524589	5.16
Masculino	0.3602472	60.26
Rural	-0.1198747	-13.53
RO	-0.1825337	-1.04
AC	0.0491565	0.11
AM	0.2514902	1.40
RR	1.279497	1.66
PA	0.0239061	0.14
AP	0.0646433	0.09
MA	0.0527429	0.34
PI	-0.0834454	-0.73
CE	-0.0500636	-1.26
RN	-0.057419	-0.56
PB	-0.0157164	-0.25
PE	-0.0701269	-2.14
AL	-0.1751471	-4.24
SE	-0.0486008	-0.84
BA	-0.1158059	-4.46
MG	-0.1311753	-8.12
ES	-0.0253855	-0.51
RJ	0.1430472	4.04
PR	0.0476075	2.14
SC	0.0508692	3.21
RS	-0.0578542	-4.39
MS	-0.0341577	-0.42
MT	0.1332756	1.37
GO-TO	0.2161779	2.03
DF	-0.0364493	-0.19
Constante	1.225678	42.66

Número de Observações: 100.260

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4010

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.10 Regressão – Centro Oeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 1991

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0928345	132.49
Idade	0.046612	28.71
Idade ao quadrado	-0.0004615	-23.32
Preta	-0.1959442	-13.47
Amarela	0.2274977	4.88
Parda	-0.1372947	-23.20
Índigena	-0.1166532	-2.31
Casado	0.1789024	23.85
Separado	0.1328416	11.18
Sem carteira	-0.318704	-22.68
Empregador	0.5634973	31.47
Conta- própria	-0.1208725	-8.28
Agricultura	-0.3467301	-41.81
Indústria	-0.0174176	-2.16
Administração Pública	0.3852895	34.09
Social	0.2448961	23.77
Migrante	0.1795961	19.19
Masculino	0.3535984	49.26
Rural	-0.1321458	-13.05
RO	0.2011467	1.56
AC	0.2187223	1.53
AM	0.1320543	1.32
RR	0.1205689	0.31
PA	-0.0710167	-1.40
AP	-0.2100004	-0.51
MA	-0.1184264	-6.50
PI	-0.0741057	-3.84
CE	-0.0749728	-4.13
RN	-0.0447177	-1.61
PB	-0.0576859	-2.54
PE	-0.005624	-0.24
AL	-0.0370606	-0.92
SE	0.0044324	0.08
BA	-0.1398541	-8.86
MG	-0.0124449	-1.01
ES	0.0523852	1.25
RJ	0.323082	12.68
PR	-0.027391	-1.68
SC	-0.0074072	-0.23
RS	0.0789196	3.80
MS	0.0103683	0.33
MT	-0.0880682	-2.26
GO-TO	0.0289323	3.57
DF	-0.1545769	-3.01
Constante	1.272264	37.74

Número de Observações: 79.325

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4158

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.11 Regressão – Nordeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0765672	199.44
Idade	0.0194291	20.76
Idade ao quadrado	-0.0000392	-3.48
Preta	-0.1864371	-28.08
Amarela	0.0338484	0.75
Parda	-0.1558702	-41.66
Índigena	-0.1508473	-5.31
Casado	0.1424955	36.58
Separado	0.2302098	24.31
Sem carteira	-0.2303472	-54.56
Empregador	0.9658376	84.15
Conta- própria	-0.0660336	-14.67
Agricultura	-0.3588221	-63.33
Indústria	-0.1108243	-19.09
Administração Pública	0.3576457	49.88
Social	0.2082756	26.83
Migrante	0.2981917	17.54
Masculino	0.2150405	57.53
Rural	-.1541445	-29.94
RO	0.1423806	0.88
AC	-0.0593795	-0.30
AM	0.1711161	2.18
RR	0.0457767	0.18
PA	0.1278074	2.20
AP	0.4460556	2.17
MA	-0.1933167	-4.96
PI	-0.149746	-4.55
CE	-0.1404886	-5.11
RN	-0.1563199	-5.32
PB	-0.2083276	-9.21
PE	-0.1957914	-9.13
AL	-0.2310138	-7.62
SE	0.-1453832	-4.53
BA	-0.0363587	-1.00
MG	-0.0533687	-1.81
RJ	0.388388	12.15
ES	0.1810921	3.62
PR	0.0337201	0.67
SC	0.213007	2.29
RS	0.377149	7.55
MS	0.0248965	0.21
MT	0.0953541	0.79
GO-TO	0.135486	2.14
DF	-0.0498071	-0.76
Constante	0.8933937	47.90

Número de Observações: 237.092

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3632

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.12 Regressão – Norte – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0784572	96.97
Idade	0.0450116	25.61
Idade ao quadrado	-0.0003817	-17.80
Preta	-0.1278293	-8.45
Amarela	0.1997857	3.56
Parda	-0.1195927	-17.42
Índigena	-0.0839309	-2.54
Casado	0.1532479	20.83
Separado	0.1871322	10.84
Sem carteira	-0.1518528	-18.54
Empregador	0.9078034	44.04
Conta- própria	0.0621543	7.24
Agricultura	-0.1458088	-13.56
Indústria	-0.0624744	-5.82
Administração Pública	0.5215454	43.86
Social	0.2243286	13.78
Migrante	0.143063	9.24
Masculino	0.2484735	34.36
Rural	-0.090351	-9.31
RO	-0.0075869	-0.09
AC	-0.0902243	-3.32
AM	-0.0985598	-4.28
RR	-0.0783524	-0.76
PA	-0.1020292	-4.34
AP	0.2788825	1.84
MA	-0.1064794	-4.07
PI	-0.0269097	-0.65
CE	-0.0452722	-1.97
RN	0.0176692	0.35
PB	0.1114386	3.00
PE	-0.0230641	-0.72
AL	-0.1688012	-3.39
SE	0.092936	1.58
BA	-0.0345047	-1.51
MG	-0.0569144	-3.18
ES	-0.0861171	-4.52
RJ	0.1788916	4.54
PR	-0.0411959	-2.49
SC	0.0837719	2.50
RS	0.0870296	3.00
MS	-0.0655499	-2.41
MT	-0.0599458	-2.62
GO-TO	-0.0047926	-0.16
DF	0.0679643	0.79
Constante	.5928063	17.05

Número de Observações: 70.442

$R^2 = 0.2939$

Prob > F = 0.0000

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.13 Regressão – Sudeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.1118973	303.23
Idade	0.034783	42.51
Idade ao quadrado	-0.0001797	-18.16
Preta	-0.1589633	-30.66
Amarela	0.0541073	1.51
Parda	-0.160946	-49.34
Índigena	-0.0855385	-3.09
Casado	0.1266621	36.75
Separado	0.1975116	24.20
Sem carteira	-0.0812161	-22.65
Empregador	0.7309424	87.28
Conta- própria	0.0851026	22.06
Agricultura	-0.3037413	-51.56
Indústria	-0.0262462	-5.77
Administração Pública	0.2985438	45.19
Social	0.1373253	22.91
Migrante	0.1734181	17.57
Masculino	0.2510293	79.60
Rural	-0.1983022	-33.65
RO	0.1482803	1.42
AC	0.2417237	2.05
AM	0.0905136	1.48
RR	0.8165288	1.74
PA	0.0924281	2.72
AP	0.3535734	2.07
MA	0.0255494	1.02
PI	-0.0267746	-0.76
CE	0.0277829	1.64
RN	-0.0499322	-2.05
PB	0.0342202	2.24
PE	-0.0309772	-1.77
AL	-0.043849	-1.45
SE	-0.0151136	-0.44
BA	-0.0578898	-3.93
MG	0.0009569	0.08
ES	-0.071435	-4.24
RJ	-0.147503	-8.15
PR	-0.1046663	-4.53
SC	0.2107511	3.90
RS	0.2835258	9.39
MS	0.0694688	1.24
MT	-0.0677387	-1.13
GO-TO	-0.1802029	-7.67
DF	-0.0235229	-0.54
Constante	0.6114117	37.83

Número de Observações : 285.233

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4337

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.14 Regressão – Sul – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.1024817	187.75
Idade	0.0293663	24.46
Idade ao quadrado	-0.0001223	-8.49
Preta	-0.1834763	-17.95
Amarela	-0.0777428	-1.19
Parda	-0.1863588	-21.71
Índigena	-0.1892939	-4.91
Casado	0.1761618	30.08
Separado	0.1251636	13.56
Sem carteira	-0.1107525	-19.26
Empregador	0.7145763	65.81
Conta- própria	0.0651386	11.97
Agricultura	-0.3205813	-38.41
Indústria	-0.008923	-1.57
Administração Pública	0.3050192	30.37
Social	0.191857	20.42
Migrante	0.1560004	7.79
Masculino	0.296384	65.75
Rural	-0.2250501	-30.45
RO	-0.1894899	-1.12
AC	0.1776596	0.48
AM	0.16322	0.71
RR	-0.1084398	-0.24
PA	0.0487731	0.38
AP	0.6128106	1.49
MA	-0.1138432	-0.81
PI	0.0122309	0.10
CE	-0.1093421	-1.86
RN	0.1825766	1.46
PB	-0.1603205	-1.48
PE	-0.0932485	-1.22
AL	0.1602589	1.08
SE	0.1374305	0.62
BA	0.0588587	0.82
MG	-0.0005974	-0.01
ES	0.0599227	0.48
RJ	0.1591497	3.71
PR	-0.0822117	-3.47
SC	-0.0683208	-2.65
RS	-0.1339196	-5.57
MS	-0.0892196	-0.88
MT	0.0534679	0.44
GO-TO	0.0159439	0.11
DF	0.3260467	2.12
Constante	0.8587722	36.23

Número de Observações : 128.211

Prob > F = 0.0000

R² = 0.3963

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

Tabela A6.15 Regressão – Centro Oeste – “Estado de Nascimento X Migração”. Variável Dependente: Logaritmo da Renda, de Todos os Trabalhos (corrigida pelo ICV) em R\$ de Setembro de 2004, Por Hora: 2000

	Coeficiente	Teste t
Anos de estudo	0.0992681	421.49
Idade	0.0298632	54.82
Idade ao quadrado	-0.0001446	-21.99
Preta	-0.2404795	-64.08
Amarela	0.0206369	0.91
Parda	-0.2865116	-133.57
Índigena	-0.1880554	-11.34
Casado	0.1579033	69.19
Separado	0.2381627	47.51
Sem carteira	-0.1637874	-67.88
Empregador	0.7899789	138.30
Conta- própria	0.0047282	1.85
Agricultura	-0.3222552	-89.71
Indústria	-0.0348743	-11.44
Administração Pública	0.337454	80.06
Social	0.1746868	41.49
Migrante	0.2301033	34.42
Masculino	0.254782	120.53
Rural	-0.2129502	-62.98
RO	0.0677979	1.17
AC	0.2278968	2.75
AM	0.1751936	4.00
RR	0.1316767	0.83
PA	0.1181066	4.83
AP	0.5104635	4.75
MA	-0.0049357	-0.35
PI	0.0159171	1.02
CE	-0.0090143	-0.75
RN	-0.1215482	-7.30
PB	-0.0830559	-7.52
PE	-0.1713686	-15.12
AL	-0.192909	-10.41
SE	-0.1457546	-6.84
BA	0.033578	2.98
MG	0.1083812	11.64
ES	-0.000137	-0.01
RJ	0.0582752	4.41
PR	-0.0015265	-0.14
SC	0.0517637	3.22
RS	0.0684802	5.44
MS	0.047107	1.98
MT	-0.0073611	-0.21
GO-TO	0.0843535	6.52
DF	-0.0607124	-1.80
Constante	0.7832804	72.78

Número de Observações : 71.359

Prob > F = 0.0000

R² = 0.4233

Obs: Foram consideradas como referência para cada categoria as seguintes variáveis: branco, solteiro, empregado com carteira, serviços, sexo feminino, setor urbano, não-migrante e São Paulo.

