

# O que determina a Migração Interestadual no Brasil?: Um Modelo Espacial para o Período 1980-2000

## **Wellington Ribeiro Justo**

- Doutor em Economia Programa de Pós-Graduação em Economia (Pimes)/ Universidade Federal de Pernambuco (UFPE);
- Professor da Universidade Regional do Cariri (URCA);
- Pesquisador Bolsista da Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Funcap).

## **Raul da Mota Silveira Neto**

- Doutor em Economia – Universidade de São Paulo (USP) – Professor do Pimes/UFPE;
- Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

## **Resumo**

---

Fornecer evidências a respeito dos determinantes da migração interestadual no Brasil através da incorporação de variáveis como a 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 das vizinhanças. Usa dados dos censos demográficos de 1980, 1991 e 2000. Os resultados apontam que os Estados nordestinos apresentaram taxa líquida de migração negativa ao longo de todo período analisado. Através da estimação de um modelo espacial em dados de painel, os resultados sugerem um papel importante na inclusão da variável renda esperada, explicando cerca de 40% 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. As variáveis incluídas no modelo para captar o efeito da atratividade local, seja social (renda esperada e Índice de Gini) ou natural (clima) apresentaram as consequências esperadas, estando de acordo com as hipóteses levantadas.

## **Palavras-chave:**

---

Determinantes da Migração. Modelo Espacial. Renda Esperada.

## 1 – INTRODUÇÃO

A despeito dos debates sobre os conceitos e questões acerca do fenômeno da migração presentes nas últimas décadas, parece evidente o maior conhecimento atual de pontos 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 desses pontos 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, conseqüências 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. Mesmo que se reconheça que a maioria dos pesquisadores nesta área concordaria 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; ARAÚJO, 1999). Mais recentemente, Mata et al. (2007) considera o efeito

espacial na migração municipal<sup>1</sup>. 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 artigo, 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 artigo 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 Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (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 seu 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.

## 2 – MIGRAÇÃO: ASPECTOS TEÓRICOS E EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

O deslocamento da mão-de-obra e dos fatores de produção tem 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.

---

<sup>1</sup> O grande problema de trabalhar com dados municipais para captar o efeito de vizinhança quando a variável dependente é a taxa líquida de migração é a grande quantidade de valores nulos diminuindo a confiabilidade das estimativas.

ração. 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, ocasionando o fluxo migratório para elas.

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 por 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 atribuída 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; STARK, 1987; 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 este autor a concluir que, de fato, a migração interna no Brasil responde aos diferenciais de renda. Yap (1976), 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, 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* em 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 intertemporalmente 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 obtido pela utilização da taxa de desemprego: quanto menor (maior) esta, maior (menor) deveria ser a probabilidade de encontrar emprego.<sup>2</sup>

Este artigo 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 artigo 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.

### **3 – MIGRAÇÃO: MODELO CAPITAL HUMANO COM CONDICIONAMENTO ESPACIAL**

Neste estudo, com o objetivo de estimar os efeitos dos determinantes locais na migração interestadual, trabalha-se com a taxa líquida de migração. Uma condição central para a análise da taxa líquida de migração comparada com a migração em um único sentido<sup>3</sup> 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

2 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-se, mesmo assim, atrativa para as pessoas migrarem.

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

de migração pode ser derivada, com um já definido conjunto de oportunidades.

Segundo Büttner (1999), estudos empíricos a respeito dos fluxos líquidos de migração frequentemente 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 aumentarem a saída de pessoas (push factors), enquanto outras como, por exemplo, a renda, podem aumentar a entrada (pull factors). 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 por Justo (2008a), notadamente o modelo de Harris e 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  $\Omega_r$ . O saldo de migração de  $s$  para  $r$ ,  $M_{s,r}$ , em dado período, pode ser descrito como função dos índices estaduais de atratividade  $\Omega_r, \Omega_s$ .

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

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  $\alpha$  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  $\alpha$  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:

$$M_{s,r} = M_{s,r}^G - M_{r,s}^G = \delta_{s,r}^{-\alpha} T_r T_s k (\Omega_r - \Omega_s) \quad k = k_1 + k_2 \quad (2)$$

Assim, é possível perceber que a migração entre  $r$  e  $s$  é determinada pela diferença das condições locais, que é ponderada pela distância e população<sup>4</sup>.

4 Cushing e Poot (2004) destacam as diferenças nos estudos de migração com dados agregados, como neste caso, e microdados.

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 ( $\alpha$  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:

$$M_r \equiv \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m M_{s,r} = k \left( \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s \right) \Omega_r T_r - k \left( \sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s \Omega_s \right) T_r \quad (3)$$

Enquanto o primeiro termo no lado direito da equação (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:

$$\sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s = 1 \quad (4)$$

Agora o lado direito da equação (3) corresponde à média ponderada de todos os índices de atratividade dos estados. A taxa de migração pode ser reformulada, por fim, como:

$$m_r \equiv \frac{M_r}{T_r} = k \Omega_r - k [D_{i1} D_{i2} \dots] \begin{bmatrix} \Omega_1 \\ \Omega_2 \\ \dots \end{bmatrix} \quad (5)$$

Onde  $D_{r,s} = \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s$  e  $m_r$  denota a taxa de migração. Em outras palavras, a equação (5) pode ser expressa na notação de matriz:

$$m_r = k [I - D] \Omega \quad (6)$$

Onde  $t$  é um vetor de taxas de migração líquidas entre os estados,  $I$  é uma matriz identidade, e  $\Omega$  é o vetor de índices de atratividade local. O conjunto de pesos espaciais constitui a matriz de transformação espacial  $D$  com pesos específicos dos estados, onde os elementos são produto in-

verso da distância ponderada pelo parâmetro  $\alpha$  e a população. Quando o parâmetro  $\alpha$  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 ( $\Omega_r$ ). Por isso, a diferença espacial é uma extensão para estimação 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 análogo à normalização da matriz espacial, comum na econometria espacial.

#### 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 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 à 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 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 estabilidade<sup>5</sup>.

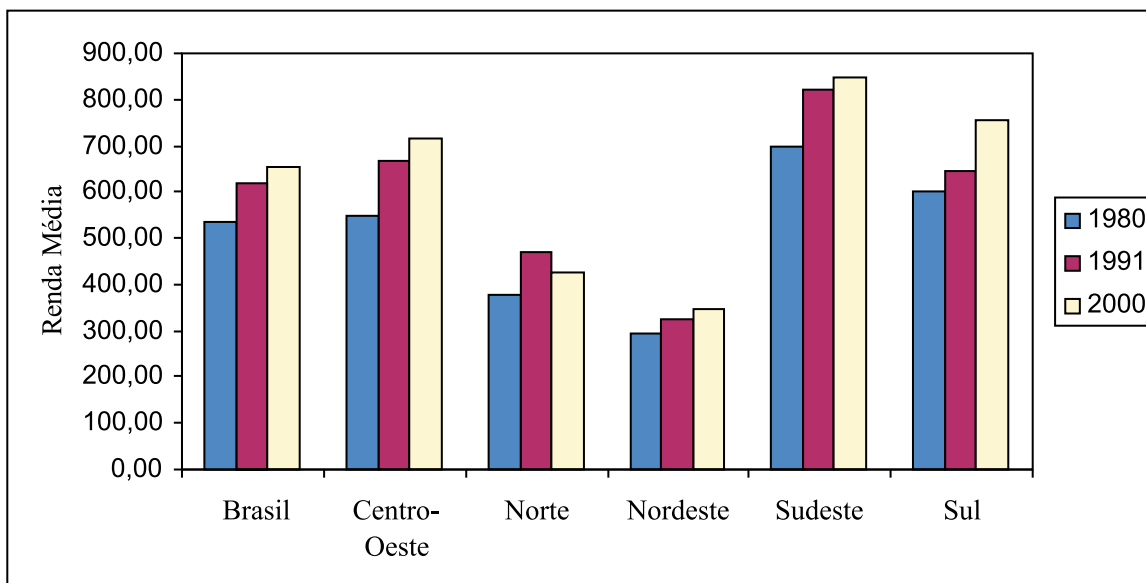
Aponte-se uma indagação adicional: dada a migração inter-regional e interestadual no país, como explicar a coexistência de áreas (regiões, estados) com níveis de renda tão diferenciados<sup>6</sup>? Além dos diferenciais de custo de vida e amenidades locais, uma possível explicação é imperfeição ou inexistência 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 regionais<sup>7</sup>. 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 desemprego. Migrar para as regiões com maior desenvolvimento relativo pode significar mover-se para regiões onde a probabilidade de encontrar emprego é menor.

Observando a taxa de desemprego ao longo do período analisado, através da Tabela 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

5 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. No nível de 5% de significância, não se rejeitou a hipótese nula. Para um exame considerando um período de tempo mais longo, ver Azzoni (1997).

6 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 causalção circular e a teoria do crescimento endógeno.

7 Silveira Neto e Campelo (2003); Justo (2005) e Justo (2008), 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.



**Gráfico 1 – Renda Per Capita\* do Brasil e Regiões: 1980, 1991 e 2000**

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

\* Valores em R\$ de Setembro de 2004, corrigidos pelo Índice Geral de Preços – Fundação Getúlio Vargas (IGP-FVG).

**Tabela 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: Elaboração Própria Baseada nos Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

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

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 pelo Gráfico 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.

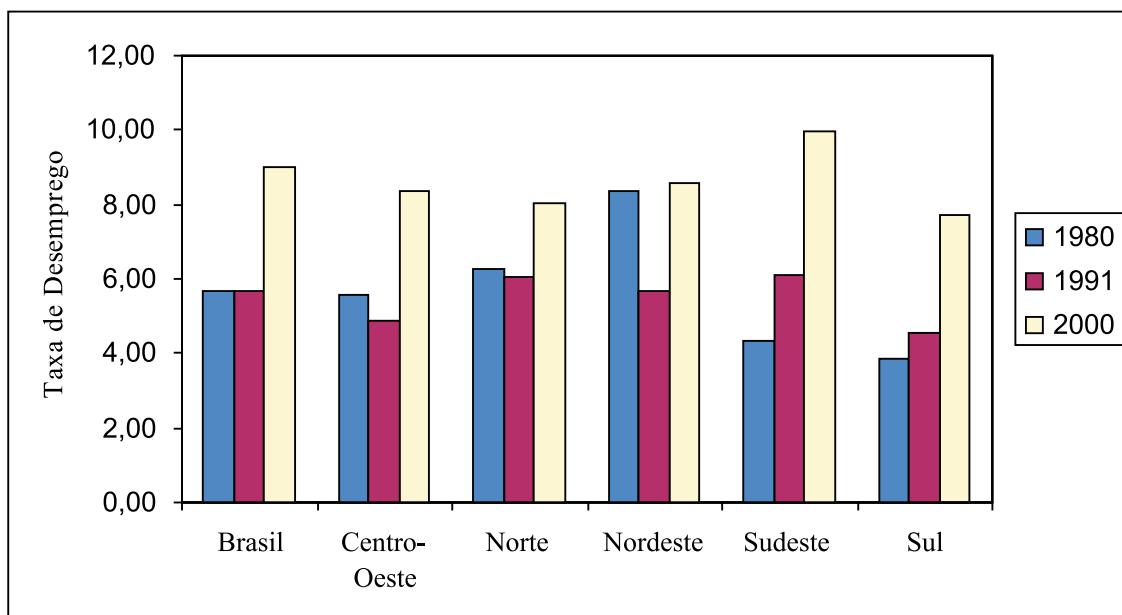
Na direção de propiciar mais embasamento para a discussão dos determinantes dos fluxos migratórios interestaduais brasileiros, é apresentado, no Gráfico 3, o saldo migratório interestadual nos três quinquênios: 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000.

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 Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), em que esta informação não é possível de ser obtida. Os estados da região Sudeste têm comportamentos diferentes 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 no Gráfico 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 deixa 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.



**Gráfico 2 – Taxa de Desemprego em (%): Brasil e Regiões (1980, 1991 e 2000)**

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

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 1995-2000<sup>8</sup>.

**Tabela 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
Nordeste	8,38	5,70	8,58
Sudeste	4,35	6,11	9,97
Sul	3,83	4,55	7,74

**Fonte:** Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

8 Aqui, o migrante é o indivíduo que não nasceu na Unidade da Federação (UF) em 1980, 1991 e 2000 e que residia até 5 anos.

Justo (2006) destaca que 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<sup>9</sup>. Nesse sentido, 13 dos 27 estados apresentaram um valor acima da média nacional, dos quais se destacam todos os estados nordestinos, Minas Gerais e o Paraná<sup>10</sup>.

Foi evidenciada em discussão anterior a necessidade de se considerarem 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)<sup>11</sup>, foi adotada a forma padrão da literatura, ao calcular-se a renda esperada. Para tanto, o cálculo da renda esperada foi feito da seguinte forma:

$$E = y(1 - u) \quad (7)$$

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

Percebe-se, através da Tabela 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 variância da renda esperada estadual entre os períodos seja igual. Em nenhum dos três períodos rejeitou-se a hipótese nula. Ou

9 Nas últimas três décadas, o Brasil experimentou grandes mudanças, sobretudo na economia, seguindo a instabilidade econômica internacional das décadas de 70 e 80 do século passado. Vários foram os programas de ajuste estrutural adotados para enfrentar desequilíbrios na balança de pagamentos e controlar altas taxas de inflação. Por volta da metade dos anos 80, o Brasil adotou mudanças sem precedentes envolvendo liberalização comercial, privatização de empresas estatais, desregulamentação do mercado financeiro, de capitais, de produto e trabalho que têm provocado mudanças profundas e aceleradas na economia e, provavelmente, afetando a decisão de migração.

10 Para mais detalhes, ver Justo (2006).

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



seja, entre 1980 e 2000, a dispersão tanto da renda quanto da renda esperada não diferem estatisticamente, o que sugere uma estabilidade da dispersão desta variável.

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 esperadas, indicando, possivelmente, que outras variáveis, além dos diferenciais de renda esperada, são consideradas pelos migrantes no momento da decisão para onde migrar. Estes resultados sugerem que estes estados apresentavam características de fronteiras agrícolas. (Gráfico 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 fiquem 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 próxima 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.<sup>12</sup> (Gráfico 5).

**Tabela 3 – Renda Esperada: Brasil, Regiões e Estados: 1980, 1991 e 2000\***

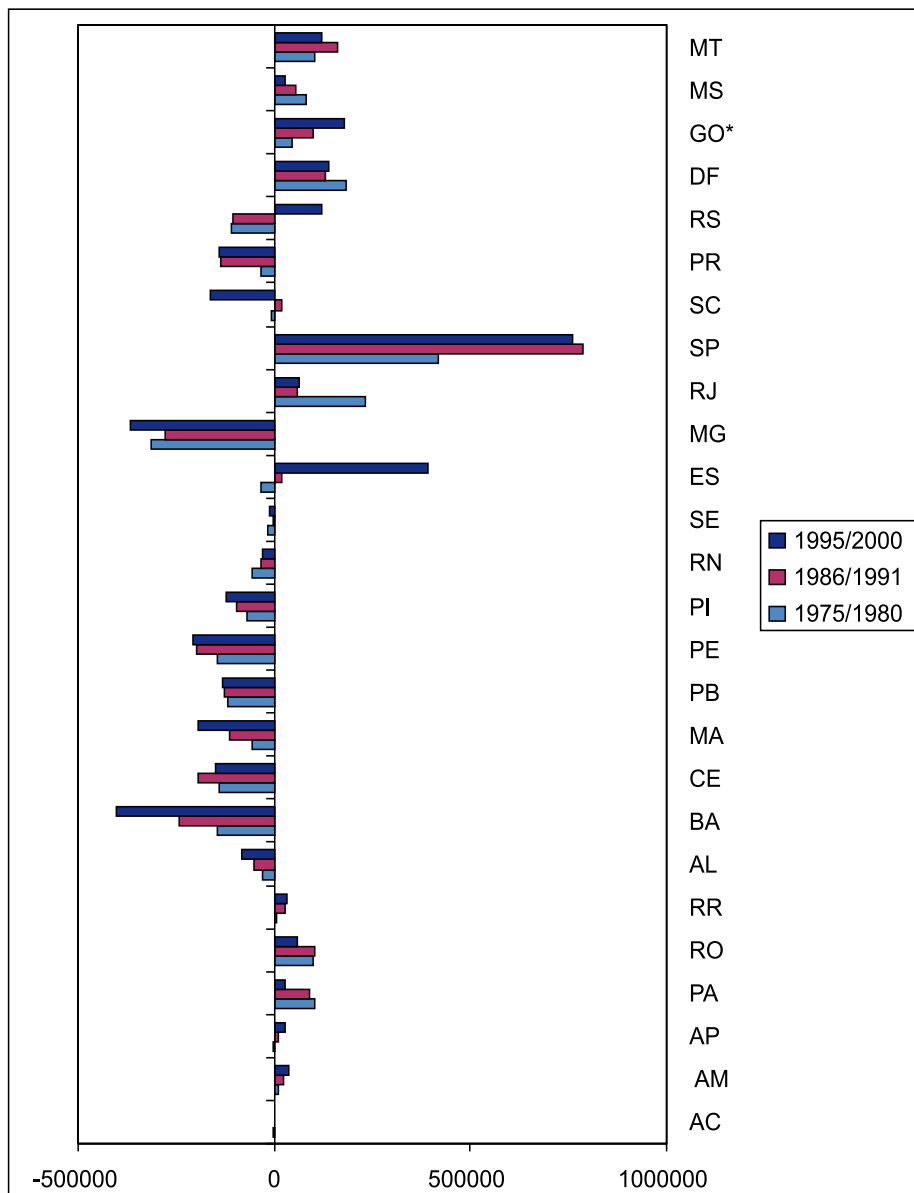
	1980	1991	2000
AC	303,65	418,87	403,66
AM	388,17	483,14	373,56
AP	341,18	541,27	455,92
PA	336,26	403,49	366,37
RO	389,44	440,46	499,06
RR	478,18	754,56	515,66
AL	221,14	292,25	290,77
BA	377,61	318,78	317,75
CE	242,86	307,80	325,76
MA	177,11	232,24	239,96
PB	204,83	273,00	304,63
PE	302,77	364,97	363,80
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
Nordeste	257,81	279,24	314,86
Sudeste	667,74	705,91	761,58
Sul	520,15	552,91	696,74

**Fonte:** Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

\* 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

12 Os efeitos da crise econômica dos anos 1980, 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.



**Gráfico 3 – Saldo Migratório Interestadual (Entrada-Saída): 1975-1980, 1986-1991 e 1995-2000**

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

\* Para efeito de comparação entre as três séries, nas duas últimas, foram agrupados os Estados de Goiás e Tocantins.

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 1990, afetando, diferentemente, as economias estaduais.

Embora, nas últimas décadas do século passado, tenha havido frentes de investimentos significativos

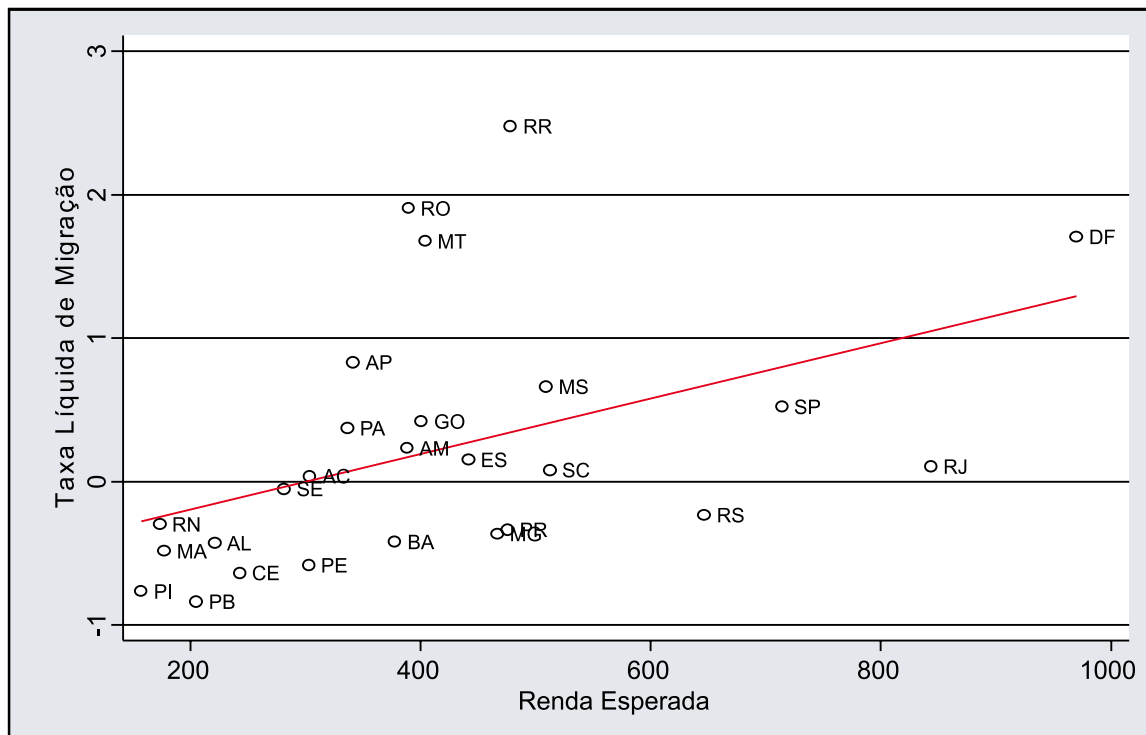
fora do Sudeste brasileiro, seja pelo aproveitamento de recursos naturais disponíveis (cerrado brasileiro e grandes projetos de irrigação no Nordeste, por exemplo), e formas de ação dos estados por meio de políticas de atração de investimentos, ocupando espaços fora dos grandes centros industriais que prevaleceram no passado, parece que, ainda assim, não têm sido suficientes 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.<sup>13</sup> (JUSTO, 2006).

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 comparada aos períodos anteriores. (Gráfico 4).

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.



**Gráfico 4 – Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1975-1980**

Fonte: Dados da Pesquisa.

13 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; 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 absorverem este excedente populacional, caracterizou os fluxos migratórios até a década de 80 do século passado. (JUSTO, 2006).

A partir da equação (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 do ano de 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 (7), também com base nos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, assim como a taxa de desemprego.

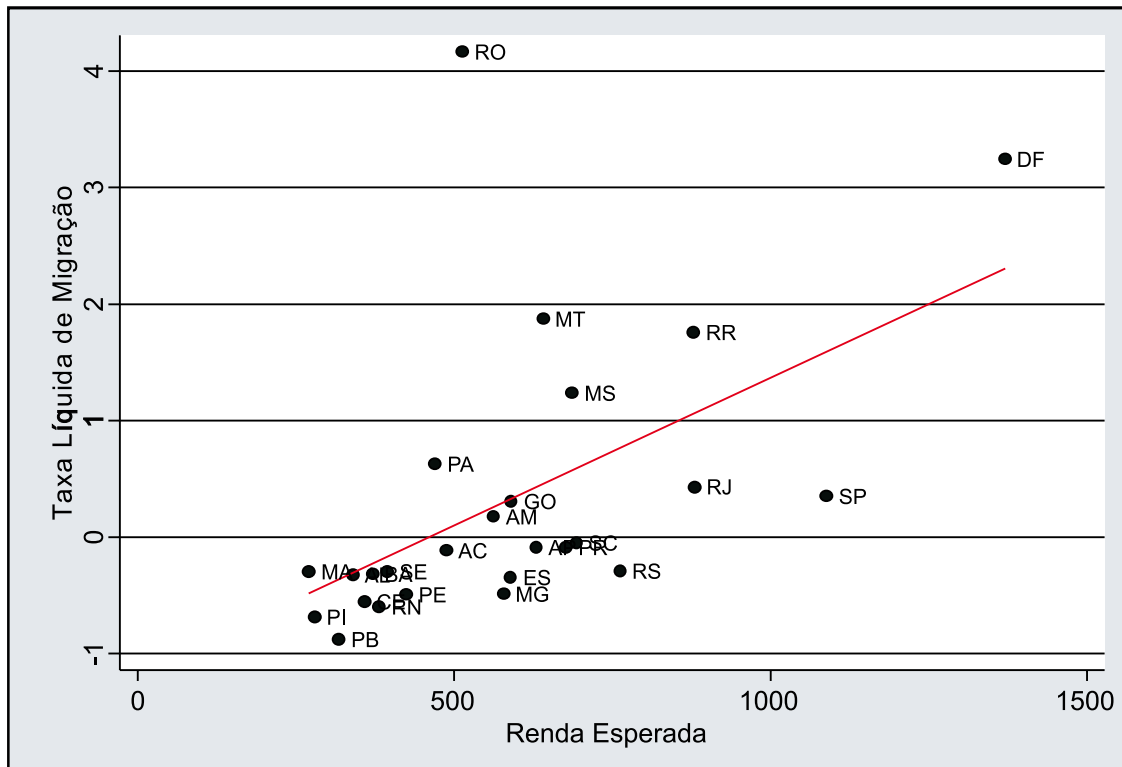
Estudos sobre migração no Brasil não têm considerado a variável clima, apesar de ser considerada em estudos similares em outros países. Por exemplo, Graves (1979). Rocha (2007), em estudo sobre amenidades no Brasil, encontram efeito do clima. A esse respeito Cançado (1999) argumenta que, em virtude da 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 o 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. Espera-se que quanto maior o índice de Gini, menor deverá ser a taxa líquida de migração.

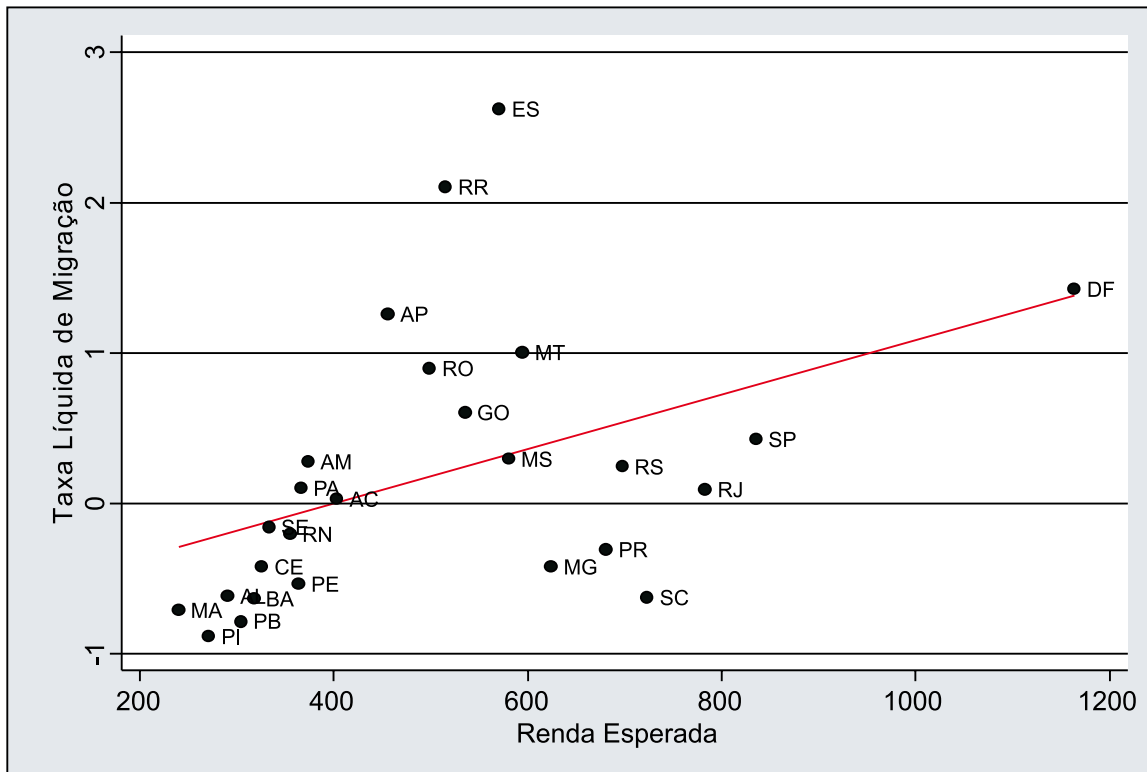
Assim, as condições da atratividade utilizadas na explicação da taxa líquida de migração são de duas naturezas: social (renda esperada e Gini) e natural (clima).

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:



**Gráfico 5 – Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1986-1991**

Fonte: Dados da Pesquisa.



**Gráfico 6 – Relação entre Taxa Líquida de Migração e Renda Esperada: 1995-2000**

Fonte: Dados da Pesquisa.

$$\delta_{r,s}^{-\alpha} T_s = \frac{d_{r,s}^{-\alpha} T_s}{\sum_{\substack{s=1 \\ s \neq r}}^m d_{r,s}^{-\alpha} T_s} \quad (8)$$

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 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 significativo no 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 significativo no 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.

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 significativo no nível de 1%, assim como a variável clima. A variável Gini apresentou o valor do coeficiente negativo e significativo a 5%, ou seja, de acordo com a hipótese levantada. A variável clima também apresentou o sinal esperado e foi significativa. As demais variáveis não foram significantes. Para este modelo, as variáveis explicativas

**Tabela 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			-	-	-
RendEsp*dummy2000		-0.008 (0.108) -0.093 (0.108)	-	-	-
No de obs.	78	78	78	78	78
R <sup>2</sup>	0.22	0.23	0.41	0.37	0.41
F	21.72	7.40	8.18	8.58	9.82

**Fonte:** Elaboração Própria dos Autores Baseada nos Microdados dos Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000.

“\*\*”, “\*\*\*” e “\*\*\*\*” indicam significância, respectivamente, nos níveis de 1%, 5% e 10%. Erros-padrão Robustos entre parêntesis. 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%. As variáveis são padronizadas, a fim de que possam ser comparadas.

conjuntamente explicam cerca de 40% da variação da taxa líquida de migração.

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 significativo 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 estimações, incorpora-se o efeito espacial através da correção das variáveis seguindo a equação (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 esta pelo efeito espacial e pelas demais variáveis, sugerindo que, possivelmente, estar 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 observa-

ção 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 Hausman<sup>14</sup>.

A Tabela 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 significativo a 1%. Neste caso, a renda explica cerca de 20% da taxa líquida de migração<sup>15</sup>. Na coluna (II), a variável explicativa é a renda esperada. O sinal é o esperado e o coeficiente é significativo a 1%. Neste caso, o efeito da renda esperada é maior em termos absolutos, bem como se eleva 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 migratório<sup>16</sup>. 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)<sup>17</sup>. Os coeficientes apresentam os sinais esperados (Gini, negativo e Clima, positivo) 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 à influência da variável clima, que é medida pela temperatura média no mês de junho, os resultados também estão de acordo com a hipótese

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

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

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

17 No caso de modelos que trabalham com microdados são incluídas uma série de outras variáveis de controle tais como variáveis que captam efeitos do mercado de trabalho, características pessoais e familiares.

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 por Justo e Silveira Neto (2008)<sup>18</sup> e de acordo com trabalhos internacionais, por exemplo Graves (1979), 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  $\alpha$ , que determina o efeito da distância, foi tomado como a unidade. Foram testados outros valores de  $\alpha$ . Quando se aumenta o valor de  $\alpha$ , 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.<sup>19</sup>

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 significativo 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 mantém-se de acordo com o esperado em todos os modelos estimados e sempre significantes dentro dos padrões aceitáveis.

18 Os referidos autores mostram que, a partir da década de 1980, a região Centro-Oeste apresenta fluxo migratório monotonicamente crescente, seguida da região Norte.

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

Os resultados da coluna (VI) são obtidos utilizando-se 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 efeito espacial, sugerindo uma maior depuração da sua influência, o que intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança.

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 é sempre maior quando comparado ao dos modelos incluindo como regressor apenas a renda ou renda esperada<sup>20</sup>.

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 6.

**Tabela 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.

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

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

“\*” e “\*\*” indicam significância, respectivamente, nos níveis de 1% e 5%. Os modelos 1 e 2 são de efeito fixo.

Os demais são de efeitos aleatórios. Em equações estimadas com efeitos aleatórios, como é sabido, efeitos aleatórios implicam numa estimação de Generalized Least Square (GLS).

20 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 Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) e Superintendência do Desenvolvimento da Amazônia (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 da última década do século passado. (JUSTO, 2006).



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 por Justo (2006) sugerem esse comportamento, como, por exemplo, a migração de mineiros para estados mais próximos, uma vez que seu estado 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 demanda e oferta de trabalho<sup>21</sup>. Neste sentido, Büttner (1999) sugere

21 Na segunda metade da década de 90 do século passado, 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 suas cidades, bem como pela modernização da agropecuária tem contribuído para o constante êxodo da população rural do Nordeste, apesar de esse 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 dessas regiões. Acrescente-se a

que, na Alemanha, esse comportamento se dá, possivelmente, por uma nova composição no emprego industrial em face da nova economia mundial e que a velocidade de ajustamento a essa nova conjuntura internacional varia entre as regiões. Isto é, possíveis efeitos do mercado de trabalho, notadamente a taxa de desemprego, provavelmente afetarão mais intensivamente a taxa líquida de migração quanto maiores forem os salários no setor industrial.

## 5 – CONCLUSÕES

Ao longo deste artigo, 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, resultando em mais de 40% da sua variação desta 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

---

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. (JUSTO, 2008b).

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 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  $\alpha$ , que é o coeficiente que mede o efeito da distância, igual à 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 em que se usa a renda e não a renda esperada como regressor, o que é intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança.

Este artigo 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 extensão 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 por Justo e Silveira Neto (2008)<sup>22</sup>.

## Abstract

---

From the micro data of the Demographic Censuses of 1980, 1991 and 2000, the work supplies evidences regarding the determinative ones of the interstate migration in Brazil through the incorporation of variable as the waited income and social and natural variable that affect well-being of the people in a model that considers the paper of the localization and neighborhoods. Through the estimation of a space model in panel data, the results suggest an important paper in the inclusion of the waited income (weighed income for the probability of if finding job) explaining about 40 per cent of the liquid tax of migration. The effect of the waited income also is raised when the model incorporates other important variables in the migratory flows and when the space effect through the attractiveness of the neighbors is considered. The effect of the enclosed variable in the model to catch the effect of the local, either social attractiveness (waited income and Index of Gini) or natural (climate) had presented the waited effect, being in accordance with the raised hypotheses.

## Key words:

---

Determinants of the Migration. Space Model. Waited Income.

## REFERÊNCIAS

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, p. 341-93, 1997.

BALTAGI, B.H. **Econometric analysis of panel data**. Ontario: John Wiley & Sons, 1995.

---

<sup>22</sup> Os referidos autores mostram, em acordo com os resultados aqui apresentados, que os fluxos migratórios têm diminuído ao longo das últimas décadas do século passado e o perfil do migrante tem sido mais homogêneo independentemente da região de destino para os períodos mais recentes.

BORJAS, G. J. The analysis of immigration. In: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of labor economics**. New York, 1999.

\_\_\_\_\_. The economic progress of immigrants. In: BORJAS, G. J. (Ed.). **Issues in the economics of immigration**. Chicago: University of Chicago Press, 2001.

\_\_\_\_\_. **Labor economics**. New York: McGraw Hill Companies, 1996.

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

BÜTTNER, T. **Agglomeration, growth, and adjustment: a theoretical and empirical study of regional labor markets in Germany**. Mannheim: Germany, Physica-Verlag, 1999.

CANÇADO, R. P. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 53, n. 2, p. 211-236, abr./jun. 1999.

CHISWICK, B. R. Are immigrants favorably self-selected?. **American Economic Review**, n. 89, n. 2, p. 181-185, 1999.

CUSHING, B.; POOT, J. Crossing boundaries and borders: regional science advances in migration modeling. **Papers Regional Science**, v. 83, p. 317-338, 2004.

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. 13, n. 1, p. 67-68, jan./jun. 1996.

FESER, E.; SWEENEY, S. Out-migration, depopulation and the geography of U.S. economic distress. **International Regional Science Review**, v. 26, p. 38-67, 2003.

GRAVES, P. E. A life-cycle analysis of migration and climate, by race. **Journal of Urban Economics**, v. 6, p. 135-147, 1979.

GUGLER, J. The impact of labour migration on society and economy in Sub-Saharan Africa, empirical findings and the theoretical considerations. **African Social Research**, v. 6, p. 463-486, 1968.

HARRIS, R. J.; TODARO, M. P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis. **American Economic Review**, v. 49, n. 1, p. 126-1425, mar. 1970.

HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

HEITMUELLER, A. Coordination failures in network migration. Bonn: Institute for The Study of Labor, 2003. (IZA Discussion Paper, 770).

HICKS, J. R. Mr. Keynes's theory of employment. **The Economic Journal**, v. 46, p. 238-253, 1932.

JUSTO, W. R. Does education reduce wage inequality quantile regression evidence in Brazil?: 1992-2002. In: INTERNATIONAL SYMPOSIUM OF THE INTER-UNIVERSITY CONSORTIUM FOR INTERNATIONAL SOCIAL DEVELOPMENT, 14., 2005, Recife. **Anais...** Recife, 2005.

\_\_\_\_\_. **Migração inter-regional no Brasil: determinantes e perfil do migrante brasileiro no período 1980-2000**. 2006. 186 f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2006.

\_\_\_\_\_. Modelos neoclássicos de migração. **Revista Economia em Debate**, Crato, v. 1, n. 2, p. 21-42, 2008a.

\_\_\_\_\_. **Políticas sociais e o papel nas disparidades regionais de renda no Brasil: evidências a partir de regressões quantílicas**. Cidade de Publicação, 2008b. Mimeografado.

JUSTO, W. R.; SILVEIRA NETO, R. M. Migração inter-regional no Brasil: evidências a partir de um modelo espacial. **Economia**, v. 7, n. 1, p. 167-183, 2006.

\_\_\_\_\_. Migração e seleção: evidências para o Brasil. ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO

BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 56., 2007, Recife. **Anais...** Recife, 2007.

\_\_\_\_\_. Quem são e para onde vão os migrantes no Brasil?: o perfil do migrante interno brasileiro. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA E FÓRUM BNB DE DESENVOLVIMENTO, 13., 2008, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2008.

KATZ, E.; STARK, O. International migration under asymmetric information. **Economic Journal**, v. 97, n. 387, p. 718-726, 1987.

MATA, D. et al. Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados?. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 5., 2007, Recife. **Anais...** Recife, 2007.

MENEZES, T.; FERREIRA JÚNIOR, D. Migração e convergência de renda. In: FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 2003, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza, 2003.

PACHECO, C. A.; PATARRA, N. Movimentos migratórios anos 80: novos padrões?. In: PATARRA, N. et al. (Org.). **Migração, condições de vida e dinâmica urbana**: São Paulo, 1980-1993. Campinas: Unicamp, 1997.

RAMOS, C. A.; ARAÚJO, H. Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda. Rio de Janeiro: IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 657).

ROCHA, R. M. Estabelecendo um ranking da qualidade de vida para as regiões metropolitanas do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 5., 2007, Recife. **Anais...** Recife, 2007.

SAHOTA, G. S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 218-245, 1968.

SILVEIRA NETO, R. M.; 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: ENCONTRO NACIONAL DE

DE ECONOMIA, 31., 2003, Porto Seguro. **Anais...** Porto Seguro, 2003.

YAP, L. Y. L. Rural-urban migration and urban underemployment in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 3, p. 227-245, 1976.

---

Recebido para publicação em 25.01.2008