

Migração Inter-Regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial

Wellington Ribeiro Justo^a
Raul da Mota Silveira Neto^b

^a Universidade Regional do Cariri (URCA),

^{a,b} Universidade Federal de Pernambuco (PIMES-UFPE), Brasil

Resumo

Esse trabalho fornece evidências empíricas 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 das características do mercado de trabalho. Nesse sentido busca-se, a partir de dados das PNADs de 1992, 1997 e 2002, 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 de painel e de uma transformação espacial das variáveis usando a distância e a população, indicam que o controle espacial é fundamental para apreender o efeito das variáveis sobre o fluxo migratório.

Palavras-chave: Migração Regional, Capital Humano, Modelo Espacial, Dados em Painel

Classificação JEL: R23

Abstract

This work looks for empirical evidence about the determinants of inter-regional migration in Brazil. In this investigation, it considers both the importance of human capital theory, by focusing income expectation, and the importance of location or neighbors of states, by controlling for neighbors' attractive characteristics. The results point out several important aspects of Brazilian migration. First, spatial controls are fundamental to determinate the role of income expectation in net rate of inter-regional migration, consequently, previous works sub estimate the role of this variable in Brazil internal migration. Second, social and natural local attractive characteristics, besides income expectation, are also important to explain the net rate of inter-regional migration in Brazil.

1 Introdução

A despeito dos acirrados 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? E por que 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 le-

* *Email addresses:* justo@yahoo.com.br (Wellington Ribeiro Justo) e rausilveira@ig.com.br (Raul da Mota Silveira Neto)

vantamento sobre as pesquisas que tratam da migração enaltecendo a grande contribuição das ciências regionais para a pesquisa deste tema relatando a longa história destas pesquisas apontando para mais de 12.000 artigos publicados sobre a migração em importantes periódicos desde 1969, notadamente nos países desenvolvidos, mas evidenciam a escassez de pesquisa nos 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. 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. Dito de outra forma, 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 (Borges (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 mais em painel, incluindo anos mais recentes, o presente esforço de pesquisa explora a influência de variáveis de atratividade sociais e naturais na determinação dos fluxos migratórios e, em caráter pioneiro, também considera 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 IBGE, a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 1992, 1997 e 2002, fazendo uso de dados em painel.

Além dessa introdução, na seção seguinte, são apresentados alguns aspectos teóricos sobre a migração e evidências a respeito para o Brasil. Na Seção 3, a migração é analisada considerando um Modelo de Capital Humano com Condicionamento Espacial. Na Seção 4, são analisados os determinantes da migração. As principais conclusões obtidas podem ser encontradas na Seção 5.

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.

Apoiada 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 (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, Borges (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 intertempo-

ralmente 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 emprego¹.

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, criminalidade e condições naturais, uma dimensão inexplorada na literatura brasileira sobre migração: a importância da localização ou da vizinhança.

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 pré-condição central para a análise da taxa líquida de migração comparada com a migração em um único sentido 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.

¹ 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.

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 factors*), enquanto outras como, por exemplo, a renda, podem aumentar a entrada (*pull factors*). Um outro grupo de condições tende a afetar ambos os tipos de migração, distância entre as localidades e os contingentes populacionais destas. 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 , $M_{s,r}^G$, em dado período, pode ser descrito como função dos índices estaduais de atratividade Ω_r, Ω_s .

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

Onde T_r denota a ponderação total do estado r , $\delta_{s,r}$ é a medida de distância entre os dois estados, $k_1 (i = 1, 2)$ 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:

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

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. 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:

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

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:

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

onde $D_{r,s} = \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s$ e mr_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 mr é um vetor de taxas de migração líquidas entre os es-

tados, 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 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 análoga à normalização da matriz espacial, comum na econometria espacial.

4 Determinantes da Migração

A Tabela 1, a seguir, permite perceber o padrão e a evolução das disparidades de renda entre as regiões e os estados brasileiros. A região Nordeste apresenta uma renda média equivalente a pouco mais da metade da renda média nacional em 1997 (51,34%) e em 2002 um pouco mais 54,05% e bem menos da metade da renda média da região Sudeste (39,05%) em 1997 e apresentando também uma pequena melhora em 2002 (42,47% da renda desta).

Uma regularidade observada diz respeito a uma diminuição da renda real média do Brasil 5,31% e em quase todas as regiões brasileiras entre 1997 e 2002, estando em polos opostos, a região Centro-Oeste que apresenta um ligeiro aumento 2,14% e a região Sudeste, a mais prejudicada, com uma redução de 8,36%.

Em relação às Unidades da Federação, todos os estados nordestinos, individualmente, seja, em 1997 ou em 2002, apresentaram

renda média abaixo da nacional (Tabela 1). Em 1997 a renda média do Distrito Federal, era 5,63 vezes maior que a renda média do Estado do Maranhão, estado com menor renda estadual. Em 2002, tal relação cai para 5,21, mas em relação ao Piauí 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 estabilidade².

A partir da Tabela 2, percebe-se o percentual da população economicamente ativa desempregada por Unidades da Federação (UF) nos anos de 1997 e 2002, observando-se uma grande disparidade nas taxa de desocupação aberta. Em 2002, o maior percentual é apresentado pelo Estado do Amapá (20,36%) e o menor em Santa Catarina (4,49%). Dos estados pesquisados, dezesseis apresentaram a taxa de ocupação abaixo da taxa de ocupação média nacional (9,15%), sendo seis destes estados nordestinos. Outra regularidade percebida é o aumento da taxa de desemprego entre 1997 e 2002, verificado tanto para o país como para maioria dos estados. Ramos e Araújo (1999) encontraram resultados similares para os anos de 1992 e 1996, porém em patamares mais baixos, e levantaram algumas indagações pertinentes: por que os desocupados de um estado com elevada taxa de desemprego não migram para estados onde a probabilidade de se encontrar emprego é mais elevada? Ou ainda, dada a mobilidade do fator trabalho, por que não se observa uma tendência das taxas de desemprego situar-se em níveis mais próximos?

Uma outra constatação é a correlação entre o nível de renda e a taxa de desemprego, aqui apresentando uma nuance, ou seja, a relação é inversa ao que intuitivamente se espera: em 1997 a correlação foi de 0,43 e em 2002 de 0,41. De outra forma, por exemplo, o Distrito Federal e São Paulo apresentaram as maiores

² Para um exame de mais longo prazo, ver Azzoni (1997).

Tabela 1

Renda *per capita* estadual e regional: 1997 e 2002 (R\$)*

Área	1997	2002
AC	734,30	587,12
AL	399,70	282,89
AM	618,50	524,87
AP	575,11	636,39
BA	318,24	305,19
CE	293,16	293,67
DF	1215,09	1196,4
ES	513,00	524,95
GO	505,38	530,33
MA	199,61	258,57
MG	494,46	471,43
MS	532,91	573,00
MT	624,70	613,01
PA	454,48	466,09
PB	321,78	310,16
PE	340,20	336,31
PI	216,03	229,77
PR	600,30	567,68
RJ	773,40	747,13
RN	373,67	396,33
RO	685,95	563,84
RR	579,78	534,44
RS	584,01	563,66
SC	636,95	582,03
SE	359,57	352,03
SP	950,93	843,75
TO	347,57	360,01
Brasil	592,87	561,03
Nordeste	304,17	303,21
Sudeste	778,98	713,88
Sul	601,00	569,16
Centro-Oeste	650,64	664,58
Norte	521,28	486,71

Fonte: PNAD 1997 e 2002. Elaboração própria.

* Em R\$ de 2002 corrigidos pelo IPCA.

rendas e também altas taxas de desemprego.

Aponte-se uma indagação adicional: dada a migração inter-regional no país, como explicar a coexistência de áreas(regiões,

estados) com níveis de renda tão diferenciados³? 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 regionais⁴. Não obstante, como discutido anteriormente, a explicação dos fluxos migratórios apenas pelos diferenciais de renda é fragilizada à luz das discussões e dos dados apresentados, ou seja, migrar para as regiões com maior desenvolvimento relativo significa mover-se para regiões onde a probabilidade de encontrar emprego é menor.

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 é função do estoque de 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 sub-períodos 1992-1997 e 1997-2002⁵, tomando como referência a população de 1992 e 1997.

Com relação a este último ponto, o percentual de migrantes na população apresenta grande dispersão entre os estados. Na média

³ 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.

⁴ Silveira-Neto e Campelo (2003), 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.

⁵ Aqui o migrante é o indivíduo que não nasceu na UF em 2002 e 1997 e que residia há 5 anos.

Tabela 2

Taxa de desemprego por unidade da federação: 1997 e 2002 (%)

UF	1997	2002
AC	8,30	5,65
AL	7,49	8,41
AM	14,57	12,29
AP	9,80	20,36
BA	7,69	9,85
CE	6,12	7,86
DF	10,00	13,35
ES	6,46	9,84
GO	6,73	6,54
MA	2,59	5,30
MG	6,43	9,01
MS	8,75	7,87
MT	5,13	6,78
PA	9,55	10,10
PB	5,60	7,38
PE	8,55	9,85
PI	3,78	4,78
PR	6,87	6,95
RJ	9,26	11,61
RN	8,87	6,95
RO	6,16	6,38
RR	2,91	5,68
RS	6,98	6,70
SC	4,67	4,49
SE	5,98	10,20
SP	10,33	11,53
TO	7,57	6,24
Brasil	7,72	9,15

Fonte: PNAD 2002. Elaboração própria.

nacional, 38,92% da população reside em uma UF diferente da que nasceu e sete dos estados analisados tem um percentual

acima da média nacional, entre os quais estão os estados caracterizados por serem de fronteira agrícola e o Estados de São Paulo e Rio de Janeiro, que foram receptores de migrantes por várias décadas. Quando é analisada a participação percentual dos estados no total de migrantes no Brasil, destacam-se os Estados de São Paulo com 27,67% e Minas Gerais com 10,15% e, no outro extremo, Sergipe, com apenas 0,96%.

Com o objetivo de evidenciar estados emissores e receptores de migrantes, construiu-se um índice que normaliza a participação relativa do estado no número de migrantes e sua respectiva participação relativa na população total, conforme pode ser observado na Tabela 3. Um valor do índice acima da unidade indica que o estado atrai relativamente mais migrantes. Dos estados analisados, seis se caracterizam por serem receptores relativamente aos demais, destacando-se o Estado de São Paulo. Por outro lado, quanto menor for o índice, menor a força relativa do estado na atração de migrantes. Aqui os destaques são os Estados do Rio Grande do Sul e Bahia.

Porém, o procedimento de ponderar o saldo de migração pelo estoque da população corrige apenas parte do problema, restando ainda, a necessidade de correção dos rendimentos pelos diferenciais de custo de vida (Sahota (1968)). Esta última correção é feita através da ponderação da renda média pelo Índice de Custo de Vida (ICV) calculado por Azzoni e Menezes (2000). Pelos dados apresentados, pelas discussões anteriores e por trabalhos como Santos-Júnior (2002) que asseguram a seletividade positiva do migrante e diferentemente de Ramos e Araújo (1999)⁶, foi adotada a forma padrão da literatura ao calcular a renda esperada. Para tanto, o cálculo da renda esperada foi calculado da

⁶ Os autores adotam o cálculo da renda esperada dividindo pela taxa de desemprego aberta por considerar o migrante avesso ao risco.

Tabela 3

Participação relativa: População, migrantes e índice de migração

Estado	População: participação relativa	Migrante: participação relativa	Índice de migração
AL	1,25	0,91	0,73
BA	6,03	1,87	0,31
CE	3,49	1,62	0,46
ES	2,24	2,49	1,11
GO	4,50	5,83	1,30
MA	3,61	2,41	0,67
MG	10,15	5,65	0,56
MS	1,67	2,58	1,54
MT	2,54	4,58	1,80
PB	1,64	0,99	0,60
PE	4,24	2,55	0,60
PI	1,44	0,98	0,68
PR	7,42	7,05	0,95
RJ	9,38	9,38	1,00
RN	1,71	1,06	0,62
RS	6,39	1,65	0,26
SC	3,52	3,31	0,94
SE	0,96	0,79	0,82
SP	27,67	36,92	1,33
TO	1,03	1,31	1,27

Fonte: PNAD 2002. Construída com base na população ocupada da PEA.

seguinte forma:

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

onde (y) é a renda *per capita* ponderada pelo índice de custo de vida e (u) é a taxa de desemprego. Percebe-se, através da Tabela 3, a seguir, que a renda ponderada pelo índice de custo de vida apresenta uma dispersão menor que aquela obtida para a renda absoluta. É possível observar que UFs com elevadas taxas de desemprego, como São Paulo e Distrito Federal conseguem

atrair muitos migrantes.

Tabela 4

Taxa líquida de migração e renda esperada (1992 e 1997)

Estado	1992-1997	1992	1997-2002	1997
	Taxa líquida de migração	Renda esperada	Taxa líquida de migração	Renda esperada
AL	0,83	232,6096	1,69	354,3051
BA	1,73	207,1853	-0,22	281,5027
CE	-0,65	176,6624	-1,34	275,4833
DF	0,16	548,2205	6,36	919,8327
ES	-3,16	253,1293	-1,19	468,3244
GO	-1,4	347,4976	-0,95	448,4079
MA	0,84	136,534	0,13	194,6332
MG	-0,59	304,5179	-0,70	452,0113
MS	1,85	341,6932	-1,67	462,5800
MT	0,01	339,9335	-0,61	563,7860
PB	-0,88	166,6485	0,22	281,5141
PE	0,82	200,5376	-0,28	288,4022
PI	-0,71	141,9701	-2,27	208,0621
PR	-0,15	327,067	-0,16	521,7426
RJ	1,21	472,9697	0,91	574,5667
RN	-0,1	215,9208	-1,05	340,8730
RS	-0,23	401,9398	0,14	502,1941
SC	-0,75	431,2543	-0,84	561,3189
SE	-0,36	222,465	0,79	323,9045
SP	-0,35	495,6614	0,66	645,9933
TO	-0,88	199,5261	-2,73	305,5907

Fonte: PNAD 1997 e 2002. Elaboração própria.

A partir da equação (5), a estratégia final da análise é identificar os efeitos espaciais, a despeito 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 de criminalidade foram obtidos do

DATASUS referentes ao ano de 1992 e 1997, os dados do Índice de Gini foram calculados com base nos dados da PNAD de 1992 e 1997. A renda esperada foi calculada de acordo com a equação (7) também com base na PNAD de 1992 e 1997, assim como a taxa de desemprego.

Estudos sobre migração no Brasil não têm considerado a variável clima. A esse respeito, Segundo Cançado (1999), por exemplo, isto em virtude das diferentes temperaturas médias entre os estados brasileiros não serem muito pronunciadas. No entanto, Graves (1979) sugere a utilização de mensuração da oscilação da temperatura, já que as pessoas poderiam preferir calor ou frio, mas não suportariam grandes oscilações. A sugestão foi aceita e foi incluída essa variável no modelo (clima). A hipótese é que quanto maior a oscilação menor seria o fluxo de migrantes.

Por fim, dadas às dimensões continentais do Brasil, e ao fato que boa parte das amenidades locais estarem associadas ao grau de contato ou exposição litorânea dos estados, é considerada, entre as variáveis de atratividade natural, a variável costa-área dos estados, que mede a extensão da costa litorânea sobre a área dos estados. Espera-se que, caso tal variável apresente papel relevante, esta atue no sentido de afetar positivamente a taxa líquida de migração. Assim, as condições da atratividade, utilizadas na explicação da taxa líquida de migração de duas naturezas, social (esperança, gini, criminalidade) e natural (costa-área e clima).

De acordo com as sugestões anteriores, serão utilizadas cinco variáveis (renda esperada, criminalidade, clima, índice de Gini e costa/área) 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:

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

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).

Nesse estudo, seguindo Baltagi (1995), foi utilizado um painel equilibrado com a incorporação dos períodos 1992-1997 e 1997-2002. Testar-se-á presença de efeitos fixos, através do teste de Hausman⁷. 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.

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 cerca de 33% da taxa líquida de migração. Esse resultado é menor que o valor encontrado por Ramos e Araújo (1999), que foi de 40%. 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 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 migratório⁸. Pela significância do teste de Hausman,

⁷ A especificação do teste de Hausman seguiu-se de acordo com (Baltagi (1995), p.68).

⁸ A comparação entre os valores absolutos dos coeficientes é possível

foi verificada a presença de efeitos fixos.

Os resultados nas demais colunas (III e VI) são obtidos com a inclusão de outras variáveis para captar o efeito da atratividade social (renda/renda esperada, índice de Gini e criminalidade e a atratividade natural, costa-área e clima). Os coeficientes apresentam os sinais esperados e são significantes dentro dos padrões aceitáveis, com exceção dos coeficientes das variáveis costa-área e criminalidade que são significantes em todos os modelos estimados.

Na coluna (V) encontra-se o resultado do modelo que inclui a renda com as demais variáveis. 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. As outras variáveis, que apresentaram coeficientes significantes, apresentam os sinais esperados. O coeficiente da variável costa-área não foi signifiante. Como esperado, o valor absoluto da variável renda esperada aumeneta quando comparado com o valor dessa variável na equação (II).

As regressões analisadas (I, II, III e V), contudo, negligenciam o efeito de vizinhança. Nas colunas (IV) 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 ⁹, mas o melhor ajuste deu-se com α igual a unidade. Quando o valor de α é zero, os resultados são quase idênticos aos da estimação sem

uma vez que as estimações dos modelos foram feitas com as variáveis padronizadas, isto é, divididas pelo desvio-padrão.

⁹ Os resultados não são apresentados aqui, mas podem ser disponibilizados pelos autores.

diferenciação espacial. 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 internacional¹⁰.

Ao considerar as variáveis explicativas defasadas espacialmente, aumenta consideravelmente o efeito da variável renda na taxa líquida de migração, conforme pode ser visto na coluna (IV), o que indica uma melhor depuração da influência da mesma. O valor absoluto do coeficiente da renda eleva-se, passando de 0,3401 no modelo sem o efeito espacial, para 0,4677, no modelo com o efeito espacial, o que intuitivamente é esperado, já que a capacidade de atração de um estado depende de onde ele está situado em termos de vizinhança. O efeito espacial também se faz presente, e com mais força, quando se utiliza o modelo completo, ou seja, incorporando a renda esperada e as demais variáveis defasadas espacialmente. Neste caso, o valor do coeficiente da esperança da renda passa para 0,8038 e o coeficiente da variável criminalidade passa a ser significativo, conforme pode ser visto na coluna (VI). Através da significância do teste de Hausman não se rejeitam os efeitos fixos.

Segundo Büttner (1999)¹¹, uma possível explicação para a não significância do coeficiente da variável Gini, deve-se ao fato dos valores dessa variável serem próximos entre os vizinhos. A esse respeito, por exemplo, Minas Gerais, apesar de ser um estado relativamente rico, é um estado emissor de migrantes, pois tem

¹⁰ Büttner (1999), por exemplo, encontrou melhores resultados com o valor de α igual a unidade para explicar os fluxos migratórios inter-regional na Alemanha.

¹¹ Foi ventilada a possibilidade da não significância do coeficiente da variável Gini em função de menor variância em relação às demais variáveis, mas não comprovada pela observação dos valores.

entre outros, como vizinho, o Estado de São Paulo, o que tem tornado difícil segurar saída do capital humano.

Um outro resultado importante, na taxa líquida de migração, 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. Vale ressaltar que a variável que capta o efeito do clima na atratividade natural não foi significativa em todos os modelos defasados espacialmente quando a variável explicativa é a renda esperada. As variáveis conjuntamente explicam cerca de 69% da variação da taxa líquida de migração no modelo completo.

Tabela 5

Resultados das regressões – Variável dependente (taxa líquida de migração)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Constante	-0.7725** (0.3488)	-0.7621** (0.3617)	0.1837 (3.818)	0.1866 (3.8411)	0.9173 (0.5487)	-0.8083 (0.5540)
Renda/Renda Esperada	0.002* (0.0008)	0.3401* (0.1485)	0.0026* (0.0011)	0.4677* (0.2037)	0.0755* (0.0202)	0.8038* (0.2253)
Clima			-0.1901** (0.0921)	-0.2065 (0.2278)	-0.5995* (0.2027)	-0.5501* (0.1969)
Gini			-0.5901 (3.4531)	-0.5839 (3.4738)	-0.3641** (0.1926)	0.2439 (0.2017)
Costa/Área			-0.0464 (0.1664)	-0.0464 (0.1675)	-0.1114 (0.1618)	0.0797** (0.0424)
Criminalidade			-0.05138 (0.1716)	-0.0505 (0.1733)	-0.4307** (0.1916)	-0.3216** (0.1541)
R2	0.33	0.36	0.39	0.43	0.55	0.62
Hausman	9.82*	12.01*	8.95*	40.28*	9.44*	26.23*

Obs: Nas equações os parâmetros estimados são computados com efeitos fixos. Em todas as equações os desvios-padrões são robustos à heteroscedasticidade pelo método de White (1980)¹², “*” e “**” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 1% e 5%.

¹² Isto evita corrigir uma heteroscedasticidade a 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%.

5 Conclusão

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, este trabalho procurou fornecer evidências sobre os determinantes da migração inter-regional recente no Brasil.

Os resultados obtidos sugerem um papel importante da inclusão da renda esperada (renda ponderada pela probabilidade de se conseguir emprego) na explicação 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 0,3401 para 0,4677 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 fruto da atividade populacional são consistentes com a abordagem teórica da migração. 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 β , 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 ou natural apresentaram os efeitos esperados, destacando-se as variáveis clima e criminalidade.

Por fim, a análise de dados em painel, através dos modelos de efeitos fixos, possibilitou o controle de variáveis não observáveis, bem como a mudança do padrão da migração nos dois subperíodos considerados, quais sejam: 1992-1997 e 1997-2002.

Algumas extensões do modelo são claramente desejáveis. Primeiro, a construção de um painel com a incorporação do período 1987-92 permite observar possíveis mudanças nos padrões de migração em décadas diferentes. Segundo, a consideração da migração inter-regional a partir de menores unidades espaciais (municípios ou microregiões) permitiria maior eficiência nas estimativas.

Referências bibliográficas

- Azzoni, C. R. (1997). Concentração regional e dispersão de rendas per capita estaduais: Análise a partir das séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995. *Estudos Econômicos*, 27(3):341–393.
- Azzoni, C. R. & Menezes, T. (2000). Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, 30(1):165–186.

- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, New York.
- Borges, F. A. H. (1996). Os movimentos migratórios e as diferenças de renda per capita entre os estados do Brasil (1970-1980). *Revista Brasileira de Estudos da População*, 13(1):67-78.
- Borjas, G. J. (1999). The analysis of immigration. In Ashenfelter, O. & Card, D., editors, *Handbook of Labor Economics*. North-Holland. v.3A.
- Büttner, T. (1999). *Agglomeration, Growth and Adjustment: A Theoretical and Empirical Study of Regional Labor Markets in Germany*. Physica-Verlag, Mannheim: Germany.
- Cançado, R. P. (1999). Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. *Revista Brasileira de Economia*, 53(2):211-236.
- Cushing, B. & Poot, J. (2004). Crossing boundaries and borders: Regional science advances in migration modelling. *Papers Regional Science*, 83(1):317-338.
- Feser, E. & Sweeney, S. (2003). Out-migration, depopulation and the geography of U.S. economic distress. *International Regional Science Review*, 26:38-67.
- Graves, P. E. (1979). A life-cycle analysis of migration and climate, by race. *Journal of Urban Economics*, 6:135-147.
- Gugler, J. (1968). The impact of labour migration on society and economy in sub-saharan Africa. Empirical findings and theoretical considerations. *African Social Research*, 6:463-486.
- Harris, R. J. & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *American Economic Review*, LX(1):126-42.
- Menezes, T. & Ferreira-Júnior, D. (2003). Migração e convergência de renda. In *Anais Forum Banco Do Nordeste de Desenvolvimento e VIII Encontro Regional de Economia*, pages 1-15, Fortaleza. ANPEC.
- Ramos, C. A. & Araújo, H. (1999). Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda. IPEA, Texto para Discussão

657, 17p.

- Sahota, G. S. (1968). An economic analysis of internal migration in Brazil. *Journal of Political Economy*, 76(2):218–245.
- Santos-Júnior, E. R. (2002). Migração e seleção: O caso do Brasil. Master's thesis, Escola de Pós-Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro.
- Silveira-Neto, R. M. & Campelo, A. K. (2003). O perfil das disparidades regionais de renda no Brasil: Evidências a partir de regressões quantílicas para os anos de 1992 e 2001. In *Anais XXXI Encontro Nacional de Economia*, Porto Seguro. ANPEC.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48:817–838.
- Yap, L. Y. L. (1976). Rural-urban migration and urban underemployment in Brazil. *Journal of Development Economics*, 3(3):227–243.