

Área 5 : Economia Regional e Economia Agrícola
Classificação JEL: R23

Título: Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um modelo espacial

Autores: Wellington Ribeiro Justo*

Raul da Mota Silveira Neto**

* **Professor do Depto. Economia da Universidade Regional do Cariri (Urca) Doutorando em Economia – PIMES/UFPE. justow@zipmail.com.br -Fone (81) 3342 0852 – (81) 88481898**

** **Doutor em Economia pela USP/Professor do PIMES-UFPE/ Pesquisador do Cnpq e NEAR. Áreas de Interesse: Economia Regional e Urbana, Economia do Trabalho. rausilveira@ig.com.br**

Migração inter-regional no Brasil: Evidências a partir de um Modelo Espacial

Resumo

Esse trabalho procura identificar e fornecer evidências empíricas a respeito dos determinantes que explicam os fluxos migratórios no Brasil. Nesse sentido busca ressaltar a importância da variável esperança da renda (renda ponderada pela possibilidade de conseguir emprego), o efeito da distância e população (através da matriz de transformação espacial), além da caracterização do migrante, utilizando as PNADs de 1992, 1997 e 2002, fazendo uso da análise de dados em painel. Os dados sugerem, através da caracterização do migrante, que há seletividade positiva. Os resultados obtidos a partir da 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, por exemplo, o impacto da variável esperança de renda se eleva de (0,0196) para (0,2704).

Palavras-chaves: migração regional; capital humano; modelo espacial, dados em painel.

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 that: 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.

Key Words: regional migration; human capital; spatial model, panel data.

1 - Introdução

As últimas décadas têm sido marcadas por acirrados e algumas vezes contenciosos debates sobre o número de conceitos e questões a cerca do fenômeno da migração. Pelo menos têm-se melhor compreensão de um número 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).

A análise dos fluxos migratórios passou de um debate focalizado no seu papel no desenvolvimento em regiões atrasadas cedendo espaço para um enfoque no papel dessa variável do desenho de políticas públicas (emprego, educação, habitação, saneamento, etc) e a importância de identificar e quantificar as variáveis que determinam estes para o planejamento governamental.

Dentro desta última perspectiva, este artigo insere-se em uma preocupação teórica e empírica que consiste em tentar identificar as 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 do nosso objetivo faremos uso de uma base de dados do IBGE, a Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 1992, 1997 e 2002, utilizando a análise de dados em painel. A literatura sobre migração no Brasil tem negligenciado o efeito espacial embora tenham considerado a taxa de desemprego na explicação dos fluxos migratórios no Brasil, tais como Borges e Ferreira (1996) e Ramos e Araújo (1999). Este último considera a esperança de renda, mas não inclui outras variáveis relevantes na determinação da migração. Sendo assim, este trabalho procura avançar em termos da literatura sobre migração no Brasil preenchendo algumas lacunas, quais sejam: trabalhar com dados mais recentes, acrescentar variáveis importantes na determinação dos fluxos migratórios, e em caráter pioneiro, considerar o efeito da atratividade dos vizinhos.

O trabalho está estruturado da seguinte forma: além dessa introdução, na seção seguinte apresentamos alguns aspectos teóricos sobre a migração. Na Seção 3 é realizada uma análise descritiva do perfil do migrante comparativamente ao não-migrante no que diz respeito a características (renda, escolaridade, idade, sexo e horas trabalhadas) sugerindo a idéia de seletividade positiva do migrante. Na Seção 4 são apresentados os resultados econométricos. Na seção 5 podem ser encontradas as principais conclusões obtidas.

2 – Migração: Aspectos Teóricos e Evidências

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. Dentro das variáveis de escolha dos indivíduos, o entendimento da alocação espacial de seu trabalho remete à questão dos determinantes da migração. Surge então uma questão chave: tentar entender porque as pessoas migram. Segundo a teoria neoclássica, os trabalhadores buscam lugares onde a há escassez do fator trabalho e, há maior remuneração. As regiões onde as relações de capital-trabalho são mais elevadas, e por sua vez, maior produtividade, sob certas condições, de 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.

Borjas (1999,p,2) afirma que: *“The insight that migration decisions are motivated mainly by wage differentials can be attributed to Sir John Hicks. In the theory of wages, Hicks (1932,p76) argued that differences in net economic advantages, chiefly differences in wages, are the main causes of migration”* e conclui que praticamente todos os modernos estudos das decisões de migrar usa essa conjectura como fonte de partida.

Apoiada nessa base teórica alguns trabalhos foram desenvolvidos para explicar os fluxos migratórios em vários países ou regiões. Em termos de Brasil, um dos pioneiros a tratar desse tema foi Sahota (1968,p.2) que analisou a migração interestadual no Brasil no qual afirmou; *“the Brazilian economy, in this respect, provides an interesting example of a country that offers the best of both worlds for a study of migration”* e concluiu (p.243) que : *“...is the fact that, internal migration in Brazil is highly responsive to earning differentials”*. Yap (1975) mesmo que 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 dos fluxos. Borges e Ferreira (1996), Cançado (1999), Menezes e Ferreira Júnior (2003) também respaldaram-se no papel dos diferenciais de renda, embora tenham como preocupação central mostrar a relação entre os fluxos migratórios e a convergência entre as rendas *per capita*.

Ramos e Araújo (1999), contudo, evidenciaram a fragilidade dos argumentos teóricos para explicação dos fluxos migratórios nos diferenciais de renda. Uma vez considerando que o migrante determina a sua escolha e exista perfeita mobilidade do fator trabalho, a população das áreas com menores rendimentos deveriam deslocar-se para regiões com maior desenvolvimento relativo. Daí ressaltaram a contribuição teórica do modelo de Harris e Todaro (1970) ao considerarem que o fluxo migratório deve ser visto como um processo que tende a um equilíbrio. Na decisão de migrar, do ponto de vista econômico¹, 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 uma função de utilidade esperada intertemporal em um contexto de risco. Dessa forma, o diferencial a ser considerado entre as unidades geográficas deveria ser a expectativa do valor presente da renda, ou seja, a renda ponderada pelo risco. Este último, por exemplo, poderia ser dado pela taxa de desemprego: quanto menor (maior) esta, maior (menor) deveria ser a probabilidade de encontrar emprego.² Na seção seguinte são abordados alguns aspectos teóricos do modelo de capital humano que respaldará o modelo empírico testado nesse trabalho.

Este artigo atualiza as evidências obtidas por Ramos e Araújo (1999), considerando na análise uma dimensão inexplorada na literatura brasileira sobre migração: a importância da localização ou da vizinhança.

¹ Sahota, op.cit. destaca que migrantes não são necessariamente motivados por cálculos econômicos (custos e retornos).

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, mesmo assim, atrativo as pessoas migrarem.

3 - Migração: Modelo Capital Humano com Condicionamento Espacial

Nesse estudo trabalha-se com a taxa líquida de migração, com o objetivo de estimar os efeitos dos determinantes locais na migração interestadual. Uma pré-condição central para a análise da taxa líquida de migração comparada com a migração em um só sentido é a existência de um razoável esquema de agregação para outros estados consistindo em um conjunto de oportunidades. O modelo a seguir mostra como a função taxa líquida de migração pode ser derivada, com um já definido conjunto de oportunidades.

Segundo Büttner (1999) quando analisamos estudos de saldo de migração freqüentemente parece análogo ao 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 terceiro grupo de condições tendem a afetar ambos os tipos de migração, distância e população. Suponha que todas as condições relevantes na região possam ser captadas por um índice que meça a atratividade da região r , digamos Ω_r . O saldo de migração de s para r $M_{s,r}^G$, no período sob consideração, pode ser descrito como função dos índices estaduais de atratividade Ω_r, Ω_s .

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

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, a migração é reduzida. Usando uma equação correspondente para o saldo de migração r para s , o saldo migratório ($M_{s,r}$) movendo do estado s para r é obtido pela subtração:

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

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 às do outro estado s , ($\Omega_r > \Omega_s$) a taxa de migração líquida é positiva. Se o estado s é mais distante, distância é mais importante (α é grande) ou se a região s é menos populosa, a taxa de migração líquida é menor. Somando para todos os estados, uma expressão total da migração para o estado r resulta:

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

Enquanto o primeiro termo no lado direito da equação (3) é um termo linear, o segundo termo do lado direito da equação contém a soma ponderada de todos os índices de atratividade. Pelo requerimento adicional que a migração relativa pela população é afetada pelo índice de igualdade em todos os estados, os pesos podem ser normalizados de tal forma que o peso para todos os estados somem a unidade.

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

Agora o lado direito da equação (3) é a média ponderada de todos os índices de atratividade dos estados. A taxa de migração pode ser reformulada:

$$m_r \equiv \frac{M_r}{T_r} = k\Omega_r - k[D_1 \ 1 \ D_1 \ 2 \ \dots] \begin{bmatrix} \Omega_1 \\ \Omega_2 \\ \dots \end{bmatrix} \quad (5)$$

onde $D_{r,s} = \delta_{r,s}^{-\alpha} T_s$

m_r denota a taxa de migração. Em resumo, a equação (5) requer que usando as condições locais na equação do saldo de migração na forma diferenciada, na notação de matriz:

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

onde m_r é um vetor de taxas de migração entre os estados, I é uma matriz identidade, e Ω é o vetor de índices de atratividade local. O conjunto de pesos espaciais constituem a matriz de transformação espacial Ω com pesos específicos dos estados, onde os elementos, são produto inverso da distância ponderada pelo parâmetro (α) e a população como elemento. 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 nacional é similar ao conceito de matriz de contigüidade da econometria espacial. O requerimento normalização da matriz de pesos espacial, é análoga à normalização da matriz espacial, comum na econometria espacial.

4 - Evidências Empíricas

Nesta seção serão fornecidos os determinantes da migração de acordo com o modelo espacial. Antes, de caráter informativo, faz-se um breve perfil do migrante inter-regional no Brasil.

4.1 - Perfil do Migrante

A análise a seguir ajudará a compreender melhor o problema apresentando o padrão e a evolução das disparidades, já conhecidas, de renda entre as regiões e os estados brasileiros. Percebe-se no Gráfico1 considerável disparidade: a região Nordeste apresenta uma renda média equivalente a pouco mais da metade da renda média nacional (51,34%) em 1997 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 passando para (42,47%).

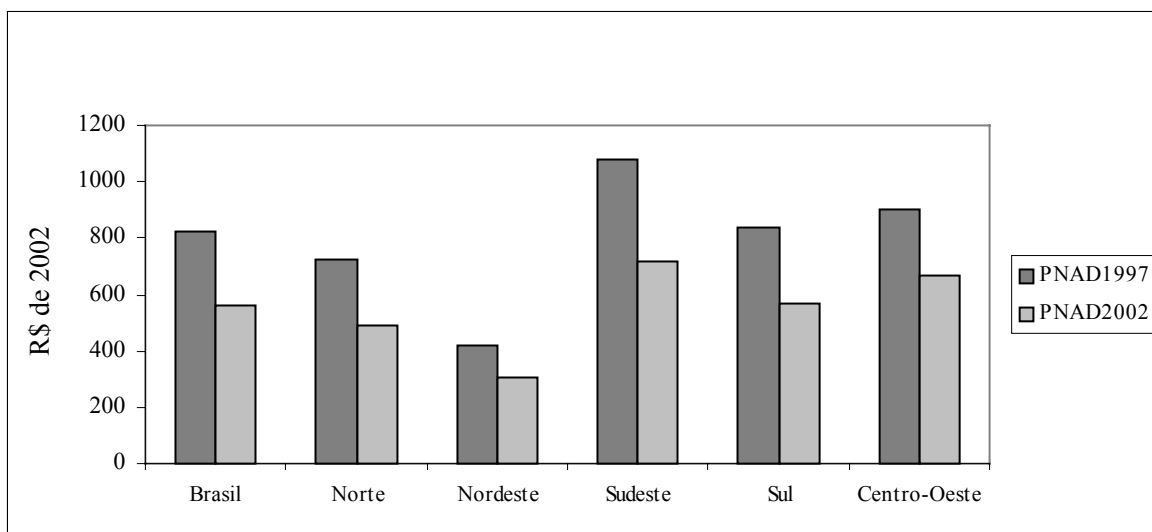


Gráfico 1 - Renda *Per Capita* (em R\$ de 2002): Brasil e Regiões (1997 e 2002).
Fonte: PNAD 1997 e 2002. Corrigido pelo IGP-DI

Uma regularidade observada é uma diminuição da renda real média do Brasil (31,8%) e em todas as regiões brasileiras entre 1997 e 2002, sendo na região Centro-Oeste a menor queda (26,46%) e a região Sudeste a mais prejudicada (34,01%).

Por outro lado, analisando as 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, que era a menor renda estadual. Em 2002 a relação caiu 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 são bastantes elevados surpreendendo tanto pela sua intensidade como, sobretudo pela relativa estabilidade. Barros e Mendonça (2001) têm evidenciado a estabilidade da desigualdade de renda no Brasil nas últimas décadas.

Talvez seja conveniente partir para uma caracterização comparativa entre os migrantes e não-migrantes e apresentar evidências que apontam para existência da seletividade³ com base nos dados da PNAD de 2002. Para a apresentação das análises aqui preteridas são excluídas da amostra as pessoas que não responderam à parte da pesquisa que diz respeito à migração, as pessoas que não nasceram no Brasil, as que têm menos de 20 anos e mais de 70, as com renda ignorada e as que viviam nos estados da região Norte, exceto o Estado do Tocantins (considerado como pertencente à região Centro-Oeste).⁴

Na Tabela 2 é possível observar o perfil da escolaridade do migrante e não-migrante por estados brasileiros. Destaca-se o percentual elevado de migrantes e não-migrantes dos Estados do Piauí, Maranhão e Alagoas na faixa sem instrução ou com menos de um ano de estudo. No Maranhão corresponde a (31,59%) enquanto no Rio Grande do Sul e Santa Catarina apenas cerca de (5%) dos migrantes estão nessa faixa. Quando se verifica a média

³ Para esse fim veja o trabalho de Santos Júnior (2002).

⁴ A exclusão das pessoas com menos de 20 e mais de 70 anos é para tentar incluir somente as pessoas que de fato tomaram a decisão de migrar, ou seja, evitar os migrantes agregados que afetam a seletividade positiva. A exclusão das pessoas que viviam nos estados da região Norte (exceto o Tocantins) deve-se ao fato que o IBGE só entrevista, nessa região, os moradores das áreas urbanas.

brasileira, há indícios que a migração não tem contribuído para modificar o padrão de escolaridade, haja vista que o percentual de migrante em cada faixa não é muito diferente do percentual de não migrante nas respectivas faixas.

Tabela 1 - Renda *Per Capita* Estadual e Regional: 1997 e 2002 (R\$)*

Área	1997	2002
AC	556,29	587,12
AL	302,80	282,89
AM	468,56	524,87
AP	435,69	636,39
BA	241,09	305,19
CE	222,09	293,67
DF	920,52	1196,4
ES	388,64	524,95
GO	382,86	530,33
MA	151,22	258,57
MG	374,97	471,43
MS	403,72	573,00
MT	473,26	613,01
PA	344,30	466,09
PB	243,77	310,16
PE	257,77	336,31
PI	163,66	229,77
PR	454,77	567,68
RJ	585,91	747,13
RN	283,08	396,33
RO	519,66	563,84
RR	439,23	534,44
RS	442,43	563,66
SC	482,54	582,03
SE	272,39	352,03
SP	720,40	843,75
TO	263,31	360,01
Brasil	448,87	561,03
Nordeste	230,43	303,21
Sudeste	590,14	713,88
Sul	455,30	569,16
Centro-Oeste	492,91	664,58
Norte	394,91	486,71

Fonte: PNAD 2002. Elaboração Própria.

* Valores correntes.

Porém, quando se olha individualmente para os estados, em onze, o percentual de migrantes com 15 anos ou mais de estudo é maior que o percentual de não-migrantes nessa mesma faixa de escolaridade, mais especificamente, isso ocorre em todos os estados do Nordeste com destaque para o Piauí e Maranhão onde o percentual de migrante sobre não-migrante corresponde a (75,79%) e (66,14%), respectivamente. No Tocantins essa relação é ainda maior, cerca do triplo. Porém notamos, que exceto o Estado da Paraíba, todos os Estados do Nordeste estão abaixo da média nacional. Em São Paulo, o percentual de não-migrante com 15 anos ou mais de estudo é (73,63%) acima da média nacional⁵. São Paulo, Rio de Janeiro, Goiás e Espírito Santo são os únicos Estados cujo percentual de migrantes na faixa de 15 anos ou mais de estudo é menor que o percentual de não-migrantes. Santos Júnior (2002) utilizando análise bivariada com dados da PNAD de 1999 encontrou diferenças significativas entre as faixas e escolaridade comparadas entre migrantes e não-migrantes. A

⁵ Um aspecto normalmente negligenciado nos trabalhos que estudam migração são as possíveis externalidades causadas pelo fluxo migratório. A esse respeito, Borjas (1999) afirma que em trabalhos que analisam a composição das habilidades dos migrantes surge um fato relevante que é a externalidade na distribuição na segunda e terceira geração, ou seja, nos filhos e netos dos migrantes.

faixa com 15 anos ou mais o autor encontrou, respectivamente, os valores de (8,75%) e (8,18%) para migrantes e não-migrantes estatisticamente diferentes a (5,0 %).

Tabela 2 - Escolaridade dos Migrantes e Não-migrantes (anos de estudo)

Área	Migrantes (%)						Não-migrantes (%)					
	1 ou menos	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11 a 15	15+	1 ou menos	1 a 3	4 a 7	8 a 10	11 a 15	15+
AL	28,78	15,12	20,93	11,63	18,61	4,94	34,68	18,21	23,66	8,61	12,43	2,40
BA	9,04	5,70	8,14	3,65	71,43	2,03	25,63	18,29	24,50	10,72	17,86	3,00
CE	17,55	9,68	20,79	13,94	29,54	8,49	24,49	15,66	26,19	12,18	17,59	3,89
DF	8,34	8,36	24,74	16,59	26,82	15,14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ES	16,37	13,45	29,92	14,13	20,76	5,36	10,72	10,87	32,01	16,49	23,16	6,75
GO	16,88	16,26	33,92	11,77	17,53	3,64	10,94	15,49	30,69	15,71	22,28	4,89
MA	31,59	19,90	20,59	7,33	17,45	3,14	25,47	19,47	22,84	10,11	20,22	1,89
MG	9,99	12,67	27,91	15,48	25,23	8,73	12,12	14,86	35,01	12,79	19,25	5,97
MS	15,63	16,86	27,11	11,24	20,26	8,90	10,02	13,71	33,44	15,93	22,26	4,64
MT	14,59	16,01	31,67	12,17	18,29	7,26	11,97	12,21	32,04	13,54	25,52	4,72
PB	16,37	13,98	20,45	13,46	24,34	11,39	29,15	20,01	22,45	8,86	12,06	7,46
PE	20,53	14,95	26,24	10,14	19,70	8,44	24,18	16,22	26,56	10,38	17,11	5,54
PI	28,05	13,72	20,43	11,59	20,12	6,10	32,94	17,44	21,23	10,51	14,41	3,47
PR	15,02	17,17	29,13	11,21	19,25	8,21	9,38	14,80	30,22	15,89	23,76	5,95
RJ	10,66	15,94	29,33	15,64	19,91	8,51	6,48	12,59	30,19	17,78	24,35	8,60
RN	17,53	12,63	22,68	14,43	23,97	8,76	21,73	18,36	27,58	11,27	15,66	5,41
RS	5,42	8,76	33,78	15,69	26,46	9,90	6,82	11,70	39,70	14,52	19,75	7,52
SC	5,56	11,39	33,18	16,41	24,66	8,79	6,56	13,86	37,24	16,97	18,92	6,46
SE	17,24	16,43	20,08	13,19	26,77	6,29	20,67	18,58	25,89	13,05	17,64	4,18
SP	12,60	14,91	35,58	15,95	16,60	4,36	5,01	10,16	29,78	15,16	27,83	12,05
TO	20,58	18,98	26,29	10,98	18,29	4,88	16,48	17,72	30,13	14,27	19,80	1,60
BR	13,25	14,07	29,43	13,58	23,46	6,21	13,33	14,14	30,47	13,74	21,38	6,94

Fonte: PNAD 2002. Elaboração Própria.

Um fato relevante e que não se pode ignorar é a relação entre a decisão de migrar e o investimento em capital humano pós-migração. Borjas (1998) sugere que em uma pesquisa mais específica poderia se explorar como as características da função de produção do capital humano alteram o processo que seleciona o fluxo de migrantes.

Na Tabela 3 é possível observar o perfil do migrante e não-migrante por idade. Para a média do Brasil o percentual de migrante, nas faixas de menor idade, é maior que o percentual de não-migrantes na mesma faixa indicando que o migrante tende a mudar de estado quando é mais jovem. Sahota (1968) destaca que os jovens migrantes são mais sensíveis à diferenciação de salários e, para a hipótese de seletividade, por exemplo, pode ser interpretado por significar que as pessoas mais jovens são relativamente mais “aventureiras” que os velhos. Dito de outra forma, parece mais lógico inferir, contudo, que os jovens respondem mais rapidamente a respostas de antecipação de períodos de pagamentos mais distantes comparativamente aos trabalhadores mais velhos⁶. Observa-se um percentual de migrante na faixa de 50-70 anos de (18,29%) contra um percentual de (28,84%) para os não-migrantes. Um fato relevante é o alto percentual de migrante na faixa 50-70 anos no Paraná, com um percentual de (46,87%) contra uma média nacional de (18,29%). Esse comportamento é justificado tendo em vista que o Paraná era um estado receptor de migrantes nas décadas de 60 e 70 do século passado e nas décadas posteriores

⁶ Vale ressaltar que o na construção dessa tabela, é considerado migrante o indivíduo que não nasceu na UF onde residia no momento da pesquisa. Ou seja, não é considerado a quanto tempo ele migrou.

passar a ser um estado emissor de migrantes. Holanda Filho (1989, p.39) sugere ter havido uma mudança na estrutura de produção agrícola no Paraná no sentido de substituição de produtos intensivos por produtos poupadores de mão-de-obra, contribuindo para a liberação de trabalho agrícola. Por outro lado, resultados encontrados por Netto Júnior et.al. (2003) evidenciam essa característica da migração no Estado do Paraná.

Tabela 3 – Perfil do Migrante e Não-migrante por Faixa Etária (anos)

Área	Migrante (%)				Não-migrante (%)			
	20-29	30-39	40-49	50 -70	20-29	30-39	40-49	50 -70
AL	28,61	18,12	13,12	20,21	17,94	19,67	15,97	22,63
BA	26,21	17,74	16,10	19,80	19,33	19,84	17,10	22,60
CE	33,72	14,57	12,58	15,13	19,30	21,00	16,77	22,82
DF	23,00	23,57	21,63	21,50	0,00	0,00	0,00	0,00
ES	25,68	19,52	19,45	19,98	17,52	19,45	20,56	20,44
GO	25,68	8,35	8,32	8,55	10,01	11,11	11,75	11,68
MA	19,97	15,63	14,94	33,20	20,72	19,75	16,17	15,88
MG	28,47	20,91	15,98	15,92	17,43	19,40	20,03	26,22
MS	17,27	22,77	21,67	26,46	19,97	22,96	13,76	14,88
MT	23,74	23,87	19,96	19,91	23,41	14,16	11,05	9,05
PB	33,16	15,71	14,23	18,11	19,32	20,45	16,02	25,80
PE	28,19	18,15	14,74	20,07	20,03	19,26	16,51	23,62
PI	25,49	17,32	14,07	21,43	19,60	16,77	17,37	25,62
PR	11,25	16,16	25,73	46,87	26,17	31,43	23,59	18,81
RJ	14,02	18,40	21,57	39,11	17,14	19,21	20,22	26,79
RN	29,31	23,65	24,68	22,36	32,94	30,07	2,52	34,46
RS	27,74	22,15	16,36	16,58	15,90	19,71	21,03	27,41
SC	26,26	22,19	16,36	20,77	18,31	22,84	19,90	21,78
SE	31,19	20,03	17,74	18,39	19,62	21,11	16,59	17,83
SP	42,43	46,70	24,83	23,05	17,72	18,14	19,25	24,54
TO	21,55	22,78	19,80	30,27	25,55	18,29	12,91	12,73
BR	33,50	26,18	18,53	21,79	23,27	24,88	22,97	28,88

Fonte: PNAD 2002. Elaboração Própria.

Como foco mais específico no mercado de trabalho a Tabela 4 apresenta o perfil do migrante por horas trabalhadas. Em treze dos estados, nas faixas entre 40 ou mais horas trabalhadas o percentual de migrante é maior que o de não-migrante. Se olharmos, apenas para a faixa de 49 horas trabalhadas ou mais, ainda assim o percentual de migrante nessa faixa é maior que o de não-migrante para a maioria dos estados. Esses resultados também favorecem a indicação da existência de seletividade positiva do migrante. Borjas (1999) citando autores como Chiswick e Carlinier coloca que os migrantes são mais motivados que os não-migrantes acrescentando que os migrantes escolhem trabalhar por um período mais longo e ao mesmo tempo de forma mais intensiva, ou seja, mais horas trabalhadas por semana.

No que diz respeito ao perfil dos migrantes e não-migrantes em relação ao gênero⁷, conforme apresentado um fato a destacar é o percentual de mulheres na população de migrantes no Brasil como um todo ser maior que o percentual de homens. Contrapondo, de certa forma a esse fato, Santos Júnior (2002) determinou ser o perfil do migrante entre outras características com sendo homens, pois na população que ele trabalhou o percentual de homens foi de (63,17%) e (61,43%) respectivamente para migrantes e não-migrantes. Mas Borjas (1999) afirma que as decisões de migrar são tipicamente tomadas num contexto familiar e que os modelos Mincerianos de migração familiar assumem que o objetivo das famílias é maximizar a renda familiar.

⁷ Embora os dados não sejam apresentados, os autores podem disponibilizar.

Tabela 4 – Perfil do Migrante e Não-migrante por Horas Trabalhadas

Área	Migrante (%)					Não-migrante (%)				
	Até 14	15 a 39	40 a 44	45 a 48	49 +	Até 14	15 a 39	40 a 44	45 a 48	49 +
AL	1,36	20,00	26,37	20,45	31,82	4,19	23,79	23,13	16,74	32,16
BA	5,42	20,25	33,84	18,83	21,67	5,77	21,16	32,22	17,85	23,00
CE	5,30	21,87	29,63	15,07	28,13	5,88	21,92	29,23	18,73	24,24
DF	2,08	18,16	43,77	15,34	20,65	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ES	7,50	22,49	40,60	25,97	3,44	6,24	17,98	30,78	18,30	26,70
GO	5,40	15,96	28,12	19,71	30,82	6,07	16,48	27,84	17,39	32,22
MA	6,56	25,46	23,88	12,60	31,50	6,90	26,28	24,14	15,66	27,03
MG	7,24	17,47	30,78	18,17	26,35	8,09	18,05	29,86	19,37	24,63
MS	6,53	16,76	25,14	17,49	34,09	5,04	20,46	29,26	17,30	27,95
MT	4,83	16,23	22,67	18,46	37,81	4,28	17,28	28,44	21,00	28,99
PB	7,20	27,60	24,40	10,00	30,80	7,42	27,12	28,28	11,12	26,06
PE	7,79	22,37	26,38	15,04	28,42	6,55	23,00	23,34	16,54	30,57
PI	9,91	32,32	30,77	19,81	7,19	16,15	22,38	25,36	13,17	22,94
PR	7,22	17,72	30,75	13,57	30,74	6,51	17,02	33,94	15,47	27,07
RJ	3,19	18,79	31,42	21,80	24,80	2,91	19,92	32,53	21,70	22,93
RN	2,18	21,40	33,19	13,97	29,25	5,20	19,37	34,40	17,55	23,48
RS	5,76	15,87	40,13	12,38	25,86	7,60	17,97	37,33	12,05	25,05
SC	6,94	14,83	40,07	11,48	26,67	6,17	13,62	39,26	12,01	28,93
SE	4,89	24,16	31,19	18,35	21,41	3,44	24,69	27,03	21,41	23,44
SP	3,13	13,41	36,56	20,69	26,21	3,59	14,04	40,71	17,46	24,20
TO	6,28	20,82	27,61	20,09	25,21	10,68	17,69	26,55	24,71	20,37
BR	4,57	16,67	33,34	18,64	26,78	6,06	18,42	33,12	16,83	25,56

Fonte: PNAD 2002. Elaboração Própria.

Mas, alguns dos membros das famílias tomam a decisão de migrar que não são, individualmente, ótima. O autor chama a atenção para a necessidade de considerar a decisão da família migrar e não somente os homens. No entanto, quando se analisa os estados individualmente, em doze dos estados pesquisados o percentual de homens migrantes é maior que o de mulheres⁸.

Considerando na PNAD de 2002 apenas as pessoas ocupadas e analisando o perfil dos migrantes e não-migrantes dessa população⁹, observa-se que renda média apresenta uma menor desigualdade quando comparada com os dados da Tabela 1. A maior renda média masculina é no Rio Grande do Sul, mas é apenas (1,81) vezes a renda média masculina do Estado do Piauí, que apresenta a menor renda média. Em relação à renda feminina, no entanto, São Paulo apresenta a maior renda média correspondendo a (3,58) vezes à renda de Alagoas. A renda média nacional do migrante masculino é (72,22%) maior que a renda média nacional do migrante feminino. Na comparação da relação entre a renda média do migrante e não-migrante masculino, o Estado do Ceará apresenta a maior relação (1,70) enquanto em São Paulo a relação é de (0,68). Em relação migrante e não-migrante

⁸ Nesse sentido Aroca e Lufin (2001) destaca que o processo migratório não ocorre somente por sinais de mercado, existe também, um forte componente inercial associado a fatos históricos, geográficos ou de acumulação nas regiões e que isto pode ser mais importante na explicação do processo migratório que os associados a fatores de mercado.

⁹ Idem nota nº 8.

feminino é de (2,82) em Alagoas e (0,65) em São Paulo. Na comparação entre a relação renda média do migrante masculino e feminino a menor relação é no Estado de Alagoas com (0,82) e a maior no Maranhão com (2,39). Finalmente na comparação na relação entre a renda média masculina e feminina nos não-migrantes a maior relação é no Piauí com (2,08) e a menor em Mato Grosso com (1,31). Deve-se considerar, no entanto, dada a base de dados em que foram consideradas migrantes as pessoas que não nasceram no estado quando da pesquisa, existem pessoas que migraram em intervalos de tempo distintos e, que, mudanças na estrutura salarial podem ter ocorrido e afetado diferentemente os migrantes e não-migrantes dadas as suas habilidades. Existe na literatura a discussão, se de fato, a renda do migrante cresce com o tempo de migração, apesar de que Chiswick (1978) afirmar que esse fenômeno comum na migração internacional, possa ocorrer em uma menor magnitude ou até inexistir, no caso de migração interna.

No que diz respeito à idade, na média nacional os homens são ligeiramente mais velhos, que as mulheres, tanto os migrantes quanto os não-migrantes, assim como as mulheres migrantes são ligeiramente mais velhas que as não-migrantes.

Em relação aos anos médios de estudo constatamos algumas regularidades. Em média, no Brasil, as mulheres apresentam mais anos de estudo que os homens, sejam migrantes ou não-migrantes, com exceção do Estado de Santa Catarina onde os homens migrantes têm (7,89) anos de estudo contra (7,49) anos das mulheres. A maior diferença em favor das mulheres migrantes é no Estado de Alagoas onde as mulheres têm em média (2,75) anos a mais que os homens, mas mesmo assim ainda estão abaixo da média de estudo das mulheres a nível nacional que é de (7,2) anos. É no Rio Grande do Sul onde as mulheres migrantes apresentam a maior média de anos de estudo enquanto em São Paulo as mulheres não-migrantes apresentam a maior média de estudo. Em uma análise mais específica, seria conveniente constatar a existência ou não da regularidade encontrada em trabalhos internacionais onde os migrantes provenientes de regiões com maiores índices de desigualdade e, provavelmente, maiores taxas de retorno à educação, investem menos em conhecimento no período pós-migração como sugere (BORJAS,1998).

Quando fazemos o cruzamento das informações dos anos médios de estudo com a renda agrava-se o fato das mulheres mesmo com mais anos de estudo apresentarem renda bastante inferior aos homens conforme foi discutido anteriormente.

Podemos perceber que as evidências empíricas sugerem a existência de seleção positiva do migrante no Brasil especificamente no que diz respeito à escolaridade, horas trabalhadas, idade e renda.

4.2 - Os Determinantes do Fluxo Migratório

Uma vez caracterizado o perfil do migrante, voltando à discussão das variáveis que explicam os fluxos migratórios, percebe-se através da Tabela 5 que o percentual da população economicamente ativa desempregada por Unidades da Federação (UF) nos anos de 1997 e 2002 e observa-se uma grande disparidade nas taxa de desocupação aberta. Em 2002, o maior percentual é no Estado do Amapá (20,36%) e o menor em Santa Catarina (4,49%). Dos estados pesquisados dezesseis apresentaram a taxa abaixo da taxa média nacional que foi de (9,15%) sendo seis estados nordestinos. Outra regularidade percebida é o aumento da taxa de desemprego entre 1997 e 2002, tanto a nível nacional quanto em 20 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? Dito de outra forma: poderíamos esperar, dada a mobilidade do trabalho, as taxas de desemprego tendam a situar-se em níveis mais próximos.

Tabela 5 – 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.

Uma outra constatação é a correlação entre o nível de renda (reflete o grau de desenvolvimento) 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 rendas e também altas taxas de desemprego.

Surge então uma outra indagação: como explicar a coexistência de áreas com rendas muito diferenciadas? Como foi dito anteriormente o Brasil caracteriza-se por notável disparidade de renda, mas seria de se esperar que os fluxos migratórios houvessem reduzido essa desigualdade.

Uma possível interpretação seria com os argumentos de Nord (1998), no qual ele afirma que áreas de alta pobreza têm sido um fenômeno temporário resultante de defasagens no processo de ajustamento devido a demora (retardo) e indisposição de pessoas a migrar. Segundo o autor, o modelo de capital humano argumenta que é economicamente racional para o indivíduo e a comunidade em áreas de baixas oportunidades em sub-investir em desenvolvimento e esse sub-investimento exacerba e perpetua a desigualdade espacial no desenvolvimento do capital humano e daí, nas taxas de pobreza. A migração é um investimento no próprio capital humano e, retornos no investimento são esperados serem mais altos para pessoas de mais alta educação e experiência. 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 que vale ressaltar é que a migração não deve ser tratada com dados absolutos. A esse respeito, Ramos e Araújo (1999) chama a atenção para as críticas que são feitas quando se analisa o fenômeno migratório a partir de dados absolutos uma vez que o montante de pessoas que migram de uma certa unidade geográfica é função do estoque de população local. Seguimos o modelo teórico adaptado de Büttner (1999) e adotamos a taxa líquida de migração, isto é, o saldo migratório entre os sub-períodos 1992-1997 e 1997-2002¹⁰ tomando como referência a população de 1992 e 1997. O percentual de migrantes na população apresenta grande dispersão entre os estados. Na média nacional (38,92%)¹¹ 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 relativa dos estados em termos de Brasil no número de migrantes destacam-se os Estados de São Paulo com (27,67%) e Minas Gerais com (10,15%) como os maiores e Sergipe com apenas (0,96 %) como um dos menores. Para um cotejo mais preciso, construiu-se um índice que pondera a participação relativa do estado no número de migrantes e sua respectiva participação relativa na população total. Assim, é possível saber se um estado é emissor o receptor de migrantes. Um índice acima da unidade indica que o estado é receptor de migrantes. Dos estados analisados seis se caracterizam por serem receptores relativamente aos demais entre, eles está o Estado de São Paulo. Por outro lado, quanto menor for o índice indica um peso relativamente maior do estado como emissor de migrantes, destacando-se nesse aspecto, os Estados do Rio Grande do Sul e Bahia.

O procedimento de ponderar o saldo de migração pelo estoque da população corrige apenas parte do problema, tal correção já havia sido abordada por Sahota (1968) afirmando ser necessário corrigir os rendimentos levando em consideração as diferenças nos custo de vida, pois, caso contrário, ocasionaria um viés e vai além ao sugerir que o valor esperado dos rendimentos é mais apropriado. Ponderamos a 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, diferentemente de Ramos e Araújo (1999)¹² adotamos a forma padrão da literatura ao calcular a esperança da renda. Para tanto, o cálculo da esperança da renda foi calculado da seguinte forma:

$$E = y(1 - u) \tag{7}$$

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 6 que a renda ponderada pelo índice de custo de vida apresenta uma desigualdade menor e observa-se também que UFs com elevadas taxas de desemprego como São Paulo e Distrito Federal conseguem atrair muitos migrantes.

Tabela 6 – Taxa Líquida de Migração e Esperança da Renda (1992 e 1997)

¹⁰ Aqui o migrante é o indivíduo que não nasceu na UF em 2002 e 1997 e que residia a 5 anos.

¹¹ Idem Nota nº 8.

¹² Os autores adotam o cálculo da esperança da renda dividindo pela taxa de desemprego aberta por considerar o migrante avesso ao risco.

Estado	1992		1997	
	Taxa Líquida de Migração	Esperança e Renda	Taxa Líquida de Migração	Esperança e Renda
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.

4.3 - Evidências Econométricas

Na seção prévia os dados sugeriram diferenças entre o perfil dos migrantes e dos não-migrantes o que pode indicar uma diferenciação na atratividade dos estados do ponto de vista de características sociais e geográficas.

A estratégia da análise é identificar os efeitos espaciais a despeito da heterogeneidade dos estados. Os 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 esperança da renda foi calculada com 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, Cançado (1999) justifica que não considerou essa variável em virtude da temperatura média entre os estados brasileiros não serem muito pronunciadas. No entanto, Graves (1979) sugere que se deveria criar uma variável que medisse a oscilação da temperatura tendo em vista que as pessoas poderiam preferir calor ou frio mais não suportariam grandes oscilações. Aceitou-se esta sugestão e foi incluída essa variável no modelo. 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 considerado, entre as variáveis de atratividade natural, o papel destas amenidades, através da variável costa-área dos estados. Espera-se que, caso tal variável apresente papel relevante, este atue no sentido de afetar positivamente a taxa líquida de migração. As condições da atratividade, aqui consideradas de duas naturezas, social (esperança, gini, criminalidade) e natural (costa-área e clima), são usadas na explicação da taxa líquida de migração.

De acordo com as sugestões anteriores, serão utilizadas cinco variáveis 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, foi utilizado um painel equilibrado seguindo Baltagi (1995), com a incorporação dos períodos 1992-1997 e 1997-2002. Testar-se-á presença de efeitos fixos, através do teste de Hausman¹³, o qual permitirá o controle sobre variáveis não observadas e, ao mesmo tempo, observar possíveis mudanças nos padrões de migração.

A Tabela 7 mostra os resultados da análise de dados em painel. Na coluna (I) observa-se o resultado da regressão básica considerando 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 47% da taxa líquida de migração. Esse resultado é próximo ao encontrado por Ramos e Araújo (1999). Na coluna (II) a variável explicativa é a esperança da renda. O sinal é o esperado e o coeficiente é significativo a 1%. Neste caso, o efeito da esperança da renda é maior em termos absolutos, bem como eleva-se o poder de explicação da variação da taxa líquida de migração, indicando o efeito da taxa de desemprego no comportamento do indivíduo diante do risco, refletindo-se no fluxo migratório. Pela significância do teste de Hausman, foi verificada a presença de efeitos fixos.

Os resultados nas demais colunas são obtidos com a inclusão de outras variáveis para captar o efeito da atratividade social, neste caso (renda, índice de Gini e criminalidade) e a atratividade natural (costa-área e clima) mostrada na coluna (III). Os coeficientes apresentam os sinais esperados e são significativos dentro dos padrões aceitáveis, com exceção dos coeficientes das variáveis costa-área e criminalidade que não são significativos.

Na coluna (V) está o resultado do modelo que inclui a esperança da renda com as demais variáveis. Mais uma vez, nota-se uma elevação do valor do coeficiente desta variável que apresenta o valor do coeficiente significativo a 1%, o que é uma regularidade nos modelos testados. As outras variáveis apresentam os sinais esperados exceto a variável costa-área. Os coeficientes das variáveis criminalidade e costa-área não foram significativos. O valor absoluto da variável esperança de renda diminui quando comparado com o valor dessa variável na equação (II). Nesse modelo foi rejeitada a hipótese de efeitos fixos, embora tenham sido eliminadas as variáveis: clima e razão costa-área, por serem invariáveis no tempo, prevalecendo o modelo de efeitos aleatórios.

As regressões analisadas (I, II, III e V) têm negligenciado a consideração sugerida do efeito da distância. A seguir são analisadas a equação estimada (6) depois de montar (Ω) para verificar se, de fato, a distância importa. Nas colunas (IV) e (VI) as regressões são repetidas com as variáveis explicativas defasadas espacialmente. Para estimação

¹³ A especificação do teste de Hausman seguiu-se de acordo com Baltagi (1995, p.68).

presente nas referidas colunas o valor utilizado do coeficiente α , que determina o efeito da distância, foi igual a unidade. Foram testados outros valores de α ¹⁴, 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 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. Esse resultado está de acordo com a literatura internacional, Büttner (1999) encontrou melhores resultados com o valor de α igual a unidade para explicar os fluxos migratórios inter-regional na Alemanha.

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), indicando uma melhor depuração da influência da mesma. O valor absoluto do coeficiente da renda eleva-se, passando de (0,0196) para (0,2701), quando considerando com o modelo sem 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. Aliás, esse resultado indica uma forte contribuição desse trabalho nos estudos sobre migração no Brasil tendo em vista nenhum estudo sobre migração no Brasil considerou esse aspecto. O efeito espacial também se faz presente e com mais força quando se utiliza o modelo completo, ou seja, incorporando a esperança da renda e as demais variáveis defasadas espacialmente. Neste caso, o valor do coeficiente da esperança da renda passa para (0,2704) e o sinal da variável costa-área passa a ser o esperado, bem como a variável criminalidade passa a ser significativa, conforme pode ser visto na coluna (VI). Através da significância do teste de Hausman nas equações (IV) e (VI), foi verificada a presença de efeitos fixos, permitindo o controle de variáveis não observadas.

Segundo Büttner (1999), 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, entre outros, como vizinho, o Estado de São Paulo, o que tem tornado difícil segurar saída do capital humano.

A despeito da possibilidade da coexistência de diferentes níveis de desemprego entre os estados, Büttner (1999) argumenta que isto é possível no curto prazo, devido a existência de segmentação no mercado de trabalho, mas que tais diferenças tendem a desaparecer no longo prazo. Desta forma, faz-se presente, no curto prazo, a influência das condições regionais na migração, o que faz sentido neste estudo haja vista, os sub-períodos de migração considerados, serem de cinco anos.

Um outro resultado importante é o efeito esperado do conjunto das oportunidades dos estados, ou seja, a atratividade dos estados, seja do ponto de vista das atratividades sociais ou naturais na taxa líquida de migração. A atratividade social tem um efeito mais pronunciado reforçado pela significância das variáveis que a compõe, quando comparado com a atratividade natural. Vale ressaltar que a variável que capta o efeito do clima na atratividade natural não foi significativa e não apresentou o sinal esperado nos modelos defasados espacialmente quando a variável explicativa é a esperança da renda. As variáveis conjuntamente explicam cerca de 69% da taxa líquida de migração no modelo completo.

¹⁴ Os resultados não são apresentados aqui, mas podem ser disponibilizados pelos autores.

Tabela 7 – Resultados das Regressões -Variável Dependente é Taxa líquida de Migração

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Constante	-5.2121* (1.2528)	-5.8969 (1.3905)	2.9099 (2.2956)	-0.1729 (3.7236)	3.0724 (2.3110)	0.340 (1.116)
Renda/Esperança	0.0166* (0.0040)	0.0196* (0.0047)	0.00778* (0.0019)	0.2701* (0.0887)	0.0087* (0.0022)	0.2704* (0.0814)
Clima			-0.0891* (0.0364)	6.5412 (5.2101)	-0.0961* (0.0381)	6.9039 (4.8474)
Gini			-5.2996*** (3.2118)	-94.4750 (91.6458)	-5.6073*** (3.4514)	-42.9494 (94.2061)
Costa/Área			-18.2010 (63.0748)	-19647.83 (17741.41)	-21.9886 (64.5907)	18110.58 (16937.9)
Criminalidade			-8.3203 (16.5858)	-3353.243 (2182.318)	-7.9927 (16.8602)	-4027.0*** (1997.054)
R ²	0.47	0.48	0.45	0.67	0.46	0.69
Hausman	9.69*	10.98*	5.63	44.26*	6.77	26.02*

Obs: Exceto nas equações (III e V) os parâmetros estimados são computados com efeitos fixos. Em todas as equações os desvios-padrões são robustos à heteroscedasticidade pelo método de White (1980), “*”, “***” e “****” indicam significância, respectivamente, aos níveis de 1%, 5% e 10%. Desvios-padrões entre parênteses.

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.

As evidências obtidas sugerem que há uma seletividade positiva dos mesmos, especificamente no que diz respeito às características pessoais e ocupação (idade, escolaridade, horas trabalhadas e renda).

Os resultados sugerem um papel importante da inclusão da probabilidade de se conseguir emprego conjuntamente com a renda na explicação da taxa líquida de migração. O efeito da variável esperança de renda eleva-se quando o modelo incorpora outras variáveis importantes nos fluxos migratórios, bem como este considera o efeito espacial através da atratividade dos vizinhos. Considerando o modelo mais simples onde apenas a variável esperança da renda explica a taxa líquida de migração para o modelo completo, o valor do coeficiente dessa variável eleva-se, passando de (0,0196) para (0,2701) indicando uma melhor depuração da influência da expectativa da renda, 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 foi encontrado por Büttner(1999) para Alemanha. Aliás, esses resultados indicam uma forte contribuição desse trabalho nos estudos sobre migração no Brasil tendo em vista nenhum estudo sobre migração no Brasil considerou esses aspectos.

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 esperança de renda. A defasagem espacial mostrou-se mais robusta com o valor de α , que é o coeficiente que mede o efeito da distância, foi 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.

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 sub-períodos 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 índices espaciais (municípios) permite maior eficiência nas estimativas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AROCA, Patrício; LUFIN, Marcelo. Migración y crecimiento económico Chile. In NAVARRO, M. TOMÁS, SALEN, D. Sotelker (dirección y Coordinación). **Convergencia económica e integración: la experiencia en Europa y América Latina**. Madrid: Ediciones Pirámide, pp. 217-242, 2001(393p).

AZZONI, C.; MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981 –1999. **Estudos Econômicos**, v.30, n.1, Jan/Mar, p.165-186, 2000.

BALTAGI, Badi H. **Econometric analysis of panel data**. New Cork: JohnWiley & Sons, 1995.

BARROS, Ricardo Paes de; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R.. A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil. Rio de Janeiro: IPEA, **Texto Para discussão**, n.800, 24p., 2001.

BORGES, Ferreira, A. H. Os movimentos migratórios e as diferenças de renda per capita entre os estados no Brasil (1970-1980). **Revista Brasileira de Estudos da População**, v.13, n.1, jan/jun, 1996.

BORJAS, George J. The analysis of immigration. In: **Handbook of labor economics**, v. 3A, edited by Orley Ashenfelter and David Card, North-Holland, p.1697-1760, 1999.

BORJAS, George J. The economic progress of immigrants. **NBER Working Paper**, n.6506, apr., 51p, 1998.

BÜTTNER, Thiess. Agglomeration, growth, and adjustment: a theoretical and empirical study of regional labor markets in Germany. Mannheim: Germany, Physica-Verlag, 1999(206p).

CANÇADO, Raquel Pittella. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, abr/jun, p.211-236, 1999.

CHISWICK, Barry. The effect of americanization on the earnings of foreign-born men. **Journal of Political Economy**, 86, oct., p. 897-921, 1978.

GRAVES, Philip 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 theoretical considerations. **African Social Research**, dec.,6, p.463-486, 1968.

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

HOLLANDA FILHO, Sérgio Buarque de. Migrações internas e a distribuição regional de renda no Brasil: 1970-1980. **Est. Econ.** São Paulo, v.19,n.3, p. 389-416, 1989.

MENEZES, Tatiane; FERREIRA JÚNIOR, Dulcio. Migração e convergência de renda. In: **FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA**. Fortaleza. Anais, 2003.p.1-15.

NETTO JÚNIOR, J. Luiz da Silva; et al. Fluxos migratórios e dispersão das rendas per capita estaduais: uma análise por dados em painel no período de 1950 –2000. In: **FORUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO E VIII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA**.Fortaleza. Anais, 2003.p.1-24.

NORD, Mark. Poor people on the move: county-to-county migration and the spatial concentration of poverty. **Journal of Regional Science**,v.38,n.2, p.329-351, 1998.

RAMOS, Carlos A.; ARAÚJO, Herton. Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda. Rio de Janeiro: IPEA, **Texto para Discussão**, n. 657, 17p.1999.

SAHOTA, Gian S. An economic analysis of internal migration in Brazil. **Journal of Political Economy**, v.76,n.2, 1968.

SANTOS JÚNIOR, E. da Rosa. **Migração e seleção: o caso do Brasil**. Dissertação (Mestrado)- Escola de Pós Graduação em Economia – EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro 2002.

White, Halbert. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p.817–838, 1980.

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