

OS DETERMINANTES DA MIGRAÇÃO E DA MIGRAÇÃO DE RETORNO INTERMUNICIPAL NO BRASIL

Wellington Ribeiro Justo (Professor Adjunto da URCA - Pesquisador da FUNCAP. justowr@yahoo.com.br)

Renato de Alencar Ferreira. Universidade Regional do Cariri – URCA. Bolsista da FUNCAP.

Cícero Francisco de Lima. Universidade Regional do Cariri – URCA. Bolsista da FUNCAP.

Guilherme Nunes Martins. Doutorando PIMES-UFPE.

Área 11 - Economia Social e Demografia Econômica

JEL: R23, J61, C01.

Resumo

A migração de pessoas tem sido um tema de pesquisa bastante estudado na literatura nos últimos anos especialmente e com mais ênfase a partir da década de trinta do século passado. Diversos são os focos de pesquisa nesta área que vai da migração interna a migração internacional passando de trabalhos descritivos a aplicação de modelos complexos. Do ponto de vista dos dados os estudos neste campo têm utilizado desde dados agregados aos microdados que tem sido disponibilizado recentemente. No caso brasileiro, a grande maioria dos trabalhos tem utilizado dados agregados com informações estaduais ou macrorregionais. Informações dos fluxos migratórios intermunicipais permitem compreender a mudança da dinâmica econômica, social, infra-estrutura e possíveis efeitos de políticas em um nível de agregação menor, o município. Nesse contexto, este estudo tem como objetivo analisar os determinantes da migração e da migração de retornados intermunicipal sob a ótica da econometria espacial, particularmente entre os municípios com pelo menos 100 mil habitantes entre 1995 e 2000. Para isto construiu-se uma matriz de migração e de migração de retornados intermunicipal. Os resultados apontam uma inversão no fluxo macrorregional dos retornados em relação ao de migrantes. Particularmente a Região Nordeste passa a ser o destino preferido dos retornados. Os testes indicaram a necessidade de estimação de modelos econométricos espaciais. Os resultados apontaram a importância das variáveis: renda esperada e de infraestrutura urbana na determinação da migração e da transferência de renda pra segurar estes fluxos. Por outro lado estas mesmas variáveis não se mostraram muito importantes na determinação da migração de retorno. As variáveis importantes na determinação da migração dos retornados foram: a população rural e os serviços de saúde.

Palavras-chaves: migração intermunicipal, migração de retorno, econometria espacial.

Abstract

The migration has been a research theme quite especially studied in the literature in the last years and with more emphasis starting from the decade of thirty of last century. Several they are the research focuses in this area that is going of the migration it interns the international migration passing of descriptive works the application of complex models. In the Brazilian case, the great majority of the works has been using with state information. Information of the flows migratory intercity allow to understand the change of the dynamics economical, social, infrastructure and possible effects of politics in a level of smaller aggregation, the city. In that context, this study aim analyze the determinant of the intercity' migration and of the migration return under the optics of the spatial econometrics. The results point an inversion in the flow macrorregional of the return migrant. Particularly the Northeast Area becomes the favorite destiny of those come back. The tests indicated the need of estimate of spatial econometrics models. The results pointed the importance of the variables: expected income and of urban infrastructure in the determination of the migration and of the transfer of income for holding these flows. On the other hand these same variables if they didn't show very important in the determination of the return migration. The important variables in the determination of the return migration were: the rural population and the services of health.

Keywords: intercity migration, return migration , spatial econometrics.

1. INTRODUÇÃO

A migração interna tem sido um aspecto comum do comportamento humano e, por isso, tem sido objeto de estudo científico, embora, relativamente recente. Segundo Greenwood e Hunt (2003) o primeiro estudo foi desenvolvido por Ravestein em 1880. Contudo, a partir de 1930 é que os estudos sobre o tema decolam. Segundo os autores um dos motivos que mais motivaram o estudo nesta área foi a urbanização. O crescimento das cidades e a urbanização mantêm uma forte relação com a migração. Outro fator social que estimulou o estudo nesta área foi a grande depressão de 1929.

Do ponto de vista metodológico, Greenwood e Hunt (2003) afirmam que até 1960 os trabalhos sobre migração eram descritivos e a partir de então começaram a ganhar formalização e utilização de modelos empíricos. Segundo os autores há do ponto de vista teórico estudos que respaldam o fenômeno da migração em teorias de equilíbrio e outros que se baseiam em teorias de desequilíbrio. Ainda discutindo as diversas nuances do estudo de migração os autores enfatizam a discussão sobre o nível de agregação escolhido pelos pesquisadores deste campo de estudo. Até os anos de 1975 os estudos de migração tinham como enfoque os dados agregados e a partir daí dados desagregados em termos de unidades locais menores, notadamente os municípios. A crítica feita para dados agregados é que há imperfeições neste tipo de dado especificamente aplicados a modelos econométricos como o modelo gravitacional, por exemplo, onde freqüentemente estes dados são usados como *proxy* para características da população sob a possibilidade de migração. Desta forma, as estratégias empíricas não refletem acuradamente as influências pessoais na decisão de migração.

Por outro lado, há, contudo, estudos que enfocam o surgimento, ampliação e crescimento das cidades ao longo da história. Fujita e Thisse (2002), por exemplo, remetem a origem das cidades a cerca de 7 mil anos atrás como consequência do aumento da oferta agrícola. Mas isto se perdeu ao longo da história. A existência, o surgimento e o crescimento das cidades deixaram de basear-se no simples comércio de excedente produtivo. Desta forma, os autores sugerem que a existência das cidades pode ser visto como um fenômeno universal cuja importância, embora lenta e gradual, aumentou durante os séculos que precederam o rápido crescimento urbano no século dezenove na Europa. Na Europa a proporção de pessoas morando nas cidades passou de 10% em 1300 para 12% em 1800. Em 1950 era próximo de 75% e continuou aumentando a cada ano (BAIROCH, 1993).

Fujita e Thisse (2002) sugerem que outros fatores têm influenciado a concentração populacional nas cidades como o aumento da disponibilidade de transportes de alta velocidade e o rápido desenvolvimento de novas tecnologias da informação. Há relações entre diminuição dos custos de transporte e grau de aglomerações de atividades econômicas, mas existem outras forças atuando, os retornos crescentes e as deseconomias externas. Intuitivamente, seria natural supor que a configuração espacial das atividades é produto de um processo da atuação de duas forças opostas, ou seja, aglomerativas (centrípetas) e dispersão (centrifugas). Mas o surgimento das cidades conta também com outros componentes como a distribuição desigual dos recursos naturais, por exemplo.

Ainda segundo os autores, fortes disparidades regionais dentro de um mesmo país implicam na existência de aglomerações em uma escala espacial, por exemplo, na Coreia, a região de Seul e a província de Kyungki, representam 11,8% da área total do país e abrigava 45,3% da população e produzia 46,2% do Produto Interno Bruto. A Île de France, região metropolitana de Paris, representa apenas 2,2% do território francês e 18,9% da população e 30% do PIB. A cidade de São Paulo representa cerca de 0,2% da área geográfica do território brasileiro e respondia por cerca de 10,41% do Produto Interno Bruto do Brasil em 2002 abrigando cerca de 6,15% da população brasileira (JUSTO, 2007).¹

Com o foco na dinâmica populacional, por sua vez, até o século 18, a população global era relativamente estática e a esperança de vida era curta. Desde então, o tamanho e a estrutura da

¹ Dados do IBGE.

população global sofreu extraordinária mudança. Cerca de 3 décadas têm sido acrescida na expectativa de vida e cerca de mais duas décadas deverão ser acrescentadas neste século. A expectativa de vida em 1900 era de 30 anos e passou para 65 em 2000, por exemplo. A população mundial tem aumentado atingindo cerca de 6 bilhões e pelas projeções para metade deste século atingirá 9 bilhões. Um dos grandes problemas deste fenomenal crescimento é que ele é distribuído irregularmente entre os países. Estas disparidades refletem a existência de consideráveis heterogeneidades nas taxas de nascimento, mortalidade e fluxos migratórios no tempo e entre os países, regiões, cidades, raças e grupos étnicos.

A realidade demográfica é substancialmente determinada por circunstâncias econômicas e sociais através de uma série de potenciais canais. Do ponto de vista microeconômico as ligações entre indicadores demográficos e econômicos têm sido extensivamente estudados na literatura internacional entre eles o efeito das mudanças demográficas no mercado de trabalho, na propensão a poupar, os efeitos da queda da fertilidade na oferta de mão-de-obra, na renda per capita, escolaridade, etc. (BLOOM E CANNIN, 2004).

No Brasil estudos evidenciam as disparidades regionais macrorregionais, estaduais e com menor ênfase, municipais e reforçam a necessidade de um olhar mais desagregado. No mesmo instante, que não se pode pensar nos municípios como único, tem-se o desafio de tratar os semelhantes de forma semelhante e os desiguais de forma desigual no que se refere à atuação do Estado na promoção do desenvolvimento regional (CARVALHO, 2007).

Dentro deste contexto o presente trabalho tem como objetivo descrever os fluxos de migrantes e dos migrantes de retorno (retornados) intermunicipais, particularmente entre os municípios com pelo menos 100 mil habitantes entre 1995 e 2000 e analisar os determinantes desta migração à luz da econometria espacial. A fim de atingir este objetivo é construída uma matriz de migração e dos retornados intermunicipal entre os 224 maiores municípios brasileiros que em 2000 apresentava pelo menos 100 mil habitantes.

O trabalho está dividido em cinco seções. Além desta introdução, na segunda seção faz-se uma breve resenha da econometria espacial. A seção seguinte trata-se da metodologia e fonte dos dados. Na quarta seção são apresentados e discutidos os resultados e finalmente na última seção encontram-se as principais conclusões

2. ECONOMETRIA ESPACIAL: uma breve resenha

O estudo de regressão espacial normalmente inicia-se com a análise exploratória dos dados. Esta etapa é importante porque permite visualizar a distribuição espacial dos dados, possibilitando possíveis diagnósticos de aspectos espaciais dos modelos estatísticos os quais podem auxiliar na especificação dos modelos de regressão (Chi and Zhu, 2008). Em particular a seguir apresentar-se-á uma breve revisão de autocorrelação e heterogeneidade espacial². Embora os dois processos sejam igualmente importantes a autocorrelação espacial positiva é, sobremaneira, a mais intuitiva, e é encontrada, com maior frequência nos fenômenos (VIERA, 2009).

A autocorrelação espacial, também conhecida como dependência espacial, interação espacial ou interação local é definida como uma medida de similaridade entre dois valores de um atributo que estão próximos espacialmente. De acordo com Pacheco and Tirrel (2002) a autocorrelação espacial pode ser mensurada por vários índices entre os quais o mais conhecido é o I de Moran que mede o grau de associação linear entre um atributo (y) em um dado local e a média ponderada dos atributos nas locações vizinhas (Wy) e pode ser interpretada como a inclinação da regressão de (y) em (Wy). A autocorrelação espacial pode ser visualmente ilustrada em um gráfico em que (Wy) é plotado no eixo vertical e (y) no eixo horizontal.

A estatística I de Moran descreve a autocorrelação espacial nos dados e é frequentemente conhecido como diagnóstico global. Este teste é útil, por exemplo, quando os dados apresentam um padrão espacial homogêneo, mas não é muito informativo quando os dados apresentam vários

² A idéia aqui é apenas colocar de forma sucinta a questão sem aprofundar na teoria, mas ao mesmo tempo em que possa dotar o leitor das informações mínimas para a compreensão da metodologia. LeSage e Pace (2009) fazem um levantamento dos recentes avanços nesta área.

regimes espaciais. Segundo Anselin (1996) o I de Moran pode ser considerado uma medida “bruta” de autocorrelação espacial quando se mostra um gráfico de dispersão dos dados e se percebe a presença de diferentes regimes espaciais. Uma solução, neste caso é examinar a Estatística I de Moran local.

A heterogeneidade espacial (também conhecida como uma estrutura espacial, não-estacionaridade, tendência global de larga escala dos dados) refere-se às diferenças na média e/ou variância, e/ou covariância incluindo autocorrelação dentro de uma região espacial. Diferentemente da autocorrelação espacial requer que a média e a variância de um atributo seja constante no espaço, e a autocorrelação espacial de um atributo em quaisquer duas locações dependa de um *lag* da distância entre duas locações, mas não da própria locação.

Nem sempre é fácil distinguir a heterogeneidade espacial da autocorrelação espacial. A presença de *clusters*, por exemplo, pode induzir a autocorrelação espacial entre vizinhos, mas também pode ser sinal de diferentes possibilidades de regimes espaciais (Anselin, 2001). Testes para determinar autocorrelação espacial ou heteroscedasticidade podem gerar resultados inconclusivos.

Para considerar a autocorrelação espacial em um conjunto de dados é necessário estabelecer a estrutura da vizinhança para cada localidade especificando àquelas locações que são consideradas vizinhas (LeSage e Pace, 2009). Em particular, faz-se necessário especificar uma matriz de pesos correspondentes à estrutura de vizinhança tal que a matriz de variância-covariância possa ser expressa como uma função de um pequeno número de parâmetros estimáveis compatíveis com o tamanho da amostra (Anselin, 2002). Os tipos de matrizes de pesos utilizadas na econometria espacial incluem entre outros os seguintes tipos: torre, rainha, matriz de contigüidade, matriz de pesos espaciais por meio de uma distância limite, mas com um número fixo de vizinhos próximos (*k*-nearest), matriz de peso das distâncias, e a matriz do inverso das distancias. Normalmente a matriz de pesos é definida exogenamente e após a comparação entre vários tipos de matrizes. Segundo Voss and Chi (2006) criam-se vários tipos de matrizes de pesos e escolhe-se aquela que apresenta a mais alta significância estatística, por exemplo³.

Segundo Chi and Zhu (2008) há dois problemas associados com a especificação dos pesos espaciais na prática. Um problema é que a estrutura de pesos pode ser afetada pela qualidade dos dados geo-referenciados. O outro problema é que o uso de alguma matriz de peso de distância pode requerer um valor limiar, que pode ser difícil de ser determinado especialmente quando há forte heterogeneidade espacial. Um pequeno limiar pode produzir muitas ilhas, enquanto um grande limiar criar uma quantidade excessiva de vizinhos. Uma solução para este caso proposto por Anselin (2002) é a estrutura de matriz de pesos espaciais por meio de uma distância limite, mas com um número fixo de vizinhos próximos (*k*-nearest).

O modelo de regressão linear simples assume que os termos de erro são independentes e identicamente distribuídos. Pode-se assumir também a hipótese da normalidade dos erros. Após estimar um modelo, examinam-se os resíduos para verificar se violam ou não as hipóteses assumidas. Caso estas sejam violadas a utilização da estimação pode ser imprópria para se fazer inferências. Aqui, o interesse particular é na hipótese da independência dos erros que frequentemente são violados em virtude da autocorrelação espacial. Por um lado, para o caso de autocorrelação na variável dependente, as estimativas de MQO são viesadas e inconsistentes, por outro lado, quando a correlação está presente no termo de erro, não há viés, nem inconsistência, mas o estimador de MQO deixa de ser o mais eficiente. Como dito anteriormente um teste para verificar esta hipótese é a estatística I de Moran. Se houver autocorrelação espacial nos erros, os erros-padrão da regressão linear produzem resultados viesados.

Segundo Chi e Zhu (2008) em relação ao modelo de regressão linear, o modelo de regressão linear espacial comumente usado inclui além dos usuais coeficientes das variáveis explicativas (β) e a variância do termo de erro (σ^2) um coeficiente auto-regressivo espacial (ρ), que mede a força da autocorrelação espacial. Inclui também uma matriz de pesos (W) correspondente a estrutura de

³ Viera (2009) testa várias matrizes de pesos espaciais para analisar o crescimento dos municípios paulistas.

vizinhança e a matriz de pesos (D) que são pré-especificadas. Outros modelos mais complexos são possíveis, mas foge do foco deste trabalho⁴.

Especificar-se-á a partir de agora um modelo de regressão linear espacial quando os termos de erros são especificados. Dois modelos mais comumente utilizados serão apresentados: o Modelo de Lag espacial cuja estrutura é assim modelada:

$$Y = X\beta + \rho WY + \varepsilon_i \quad (1)$$

Onde Y é o vetor das variáveis dependentes, X a matriz de variáveis explicativas, W a matriz de pesos espacial, e ξ o vetor dos termos de erros que são independentes, mas não necessariamente identicamente distribuídos. O outro modelo é o modelo de erro espacial que é especificado da seguinte forma:

$$Y = X\beta + u, u = \rho Wu + \varepsilon_i \quad (2)$$

Onde os termos são definidos como no modelo anterior.

No modelo de Lag espacial, a autocorrelação espacial é modelada por uma relação linear entre a variável dependente (y) e associada a uma variável espacialmente defasada (Wy). No caso no modelo de erro espacial, a autocorrelação espacial é modelada por um termo (u) e o termo de erro espacialmente defasado (Wu). Em qualquer um dos modelos, a interpretação de um coeficiente auto-regressivo espacial significativo nem sempre é direto. Um significativo termo de erro espacial indica autocorrelação espacial nos erros que podem ser devido às variáveis explicativas importantes que não foram incluídas no modelo (ANSELIN, 1995).

Para um dado conjunto de dados vários modelos de regressões podem ser especificados. Se os modelos são aninhados pode-se utilizar um teste de razão de verossimilhança (LR)⁵ para comparar os modelos. Se os modelos não são aninhados, pode-se utilizar o AIC (Akaike's Information Criterion) e BIC (Schwartz's Bayesian Information Criterion). Modelos com menores BIC e AIC são considerados melhores. Outros testes podem ser realizados como o teste de Breusch-Pagan espacial (CHI and ZHU, 2008).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Fonte dos Dados

Os dados de migração utilizados neste trabalho foram obtidos dos microdados do Censo Demográfico de 2000 (IBGE, 2002) do Atlas do Desenvolvimento Urbano e do IPEA (2003). O conceito de migrante utilizado é o indivíduo que morava em locais distintos em duas datas prefixadas, quais sejam: cinco anos antes e no dia da pesquisa do Censo. Esta variável é conhecida na literatura como migração por "data fixa". Foram excluídas as informações sobre migração internacional. Ao indivíduo quando da entrevista do Censo é perguntado: "Em qual município (ou estado) você morava cinco anos atrás?". Foram feitos alguns cortes nas variáveis a fim de ser possível fazer algumas comparações nos resultados com a literatura que aborda a migração no Brasil (Justo e Silveira Neto, 2005). Notadamente, foi incluída na amostra, pessoas entre 18 e 65 anos uma vez que a migração, na teoria neoclássica é uma decisão de investimento intertemporal na qual o indivíduo decide migrar, caso ele perceba que a sua utilidade intertemporal aumentará com a decisão de migração. Portanto, neste estudo não será levado a efeito a migração de aposentados. Os mais jovens ficam de fora uma vez que, estariam fora do processo de decisão de migração, embora possam migrar em função da decisão de adultos, sejam eles pais ou responsáveis. Retornados será uma pessoa que deixa o seu estado natal reside algum tempo em outro estado e depois regressa ao seu lugar de nascimento.

O presente estudo enfoca a migração e migração de retornados intermunicipal compreendendo os maiores municípios brasileiros notadamente aqueles que em 2000 apresentavam pelo menos 100 mil habitantes. A escolha deste perfil municipal é a possibilidade de mais adiante o

⁴ Para aprofundar nestes modelos veja LeSage e Pace (2009).

⁵ Likelihood Ratio Tests.

trabalho possa ser estendido para os outros Censos Demográficos e a comparação ao longo do tempo possa ser feita sem que a amostra possa ser muito reduzida⁶.

3.2 Metodologia

Foi construída uma matriz de migração e de retornados intermunicipal entre 1995 e 2000 que compreende 224 municípios. Ou seja, foi construída uma matriz da seguinte forma:

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & \dots & a_{1j} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{i1} & \dots & a_{ij} \end{pmatrix}$$

a_{ij} = saída do migrante do município i para o município j

$\sum_{j=1}^{224} a_{1j}$ = total de pessoas que emigram (saída) do município 1

$\sum_{i=1}^{224} a_{i1}$ = total de pessoas que imigram (entrada) para o município 1

$a_{11} = a_{22} = a_{33} = \dots = a_{jj} = 0$

Com esta matriz será possível identificar os fluxos migratórios intermunicipais identificando os municípios que mais emitem migrantes, os que mais atraem bem como calcular a taxa líquida de migração.

Foi utilizada, também, uma matriz semelhante para identificar os fluxos dos retornados. Isto é, aqueles migrantes que em entre 1995 e 2000 retornaram ao município onde nasceu.

Segundo Justo e Silveira Neto (2009) adotou-se o conceito de renda esperada, ou seja, a renda ponderada pela possibilidade de encontrar emprego no local de destino da seguinte forma:

$$E = y (1-u)$$

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

A renda nos municípios foi corrigida pelos custos de vidas. Como não existe disponível as estimativas destes custos de vida para todos os municípios adotou-se o critério de corrigir a renda esperada pelos índices de custo de vida das regiões metropolitanas mais próximas⁷.

3.3 Modelo Empírico

A dependência espacial, não levada a efeito nos modelos econométricos estimados leva a sérios problemas nos modelos de regressão linear quando estes efeitos estão presentes. Em uma estrutura de dados *cross section*, na qual as observações são espacialmente distribuídas, a existência de *spillovers* espaciais viola a hipótese que os termos de erro entre as regiões vizinhas são não autocorrelacionados (Rey and Montouri, 1999). Para corrigir este problema utiliza-se incorporar na regressão um componente espacial.

Um teste utilizado, como foi dito anteriormente, para detectar possíveis a autocorrelação espacial é o teste I de Moran. Esta estatística segue a seguinte expressão segundo Battisti and Vaio (2009):

⁶ A esse respeito Justo (2007) mostrou que em 1970, por exemplo, existiam apenas 32 municípios com pelo menos 200 mil habitantes.

⁷ Os autores agradecem Tatiane Menezes por disponibilizar dos referidos índices de custo de vida.

$$I = \frac{n}{q} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j} \quad (3)$$

Onde, ω_{ij} é um elemento da matriz de peso W , x_i é uma variável específica para a observação i , n é o número de observações, q é um fator de escala igualando a soma de todos os elementos da matriz. Neste artigo foi utilizado-se a matriz binária de linha padronizada baseada na estrutura de vizinhança com um número fixo de vizinhos próximos (k-nearest), nos quais os elementos são:

$$\left\{ \begin{array}{l} \omega_{ij}(k) = 0 \text{ se } i=j \\ \omega_{ij}(k) = 1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k) \\ \omega_{ij}(k) = 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k) \end{array} \right\}$$

Onde d_i é um valor crítico, definido para cada observação i , assegurando que cada município tenha o mesmo número de vizinhos.

Os modelos empíricos a serem estimados seguem as equações (1) e (2) para os modelos com *lag* espacial (SLM) e erro espacial (SEM), respectivamente. Tem-se então que o modelo empírico dos determinantes da Migração e da migração dos retornados com autocorrelação espacial e dependência espacial são:

$$\begin{aligned} y &= \rho W y + X \beta_i + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I_n) \end{aligned} \quad (4)$$

Onde y é um vetor que representa a Taxa líquida de migração (TLM) e a Taxa líquida de retornados (TLMR). A matriz X compreende as variáveis explicativas. β_i é o vetor de coeficientes. A matriz W é uma matriz de peso espacial que neste caso foi utilizada com um número fixo de vizinhos próximos (k-nearest) com k assumindo, como dito anteriormente, valor igual a 15 evitando-se assim o problema de ilhas. λ e ρ ⁸ são respectivamente o coeficiente de erro escalar e o coeficiente de defasagem espacial que capta as externalidades espaciais da TLM e da TLMR sobre os municípios vizinhos.

No modelo de erro espacial o erro é modelado da seguinte forma:

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$$

Onde λ é um escalar do coeficiente do erro e:

$$u \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Desta forma o modelo de erro espacial é especificado da seguinte forma:

$$y = X \beta_i + (1 - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (5)$$

Os testes utilizados para identificar o modelo apropriado são os testes de Multiplicador de Lagrange (ML) em sua versão robusta e os critérios de Akaike e Schwarz.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A dinâmica populacional de um município varia de acordo com o comportamento de três variáveis fundamentais: a taxa de natalidade; a taxa de mortalidade e a migração. Existem diversos fatores que determinam a migração e um dos mais constantes nos estudos de migração é a diferença de renda. No Brasil têm sido comuns os trabalhos de migração com foco na migração interestadual (Sahota, 1968; Azzoni et al., 1999; Ramos e Araújo, 1999; Justo e Silveira Neto, 2006, Justo e

⁸ Quando $\lambda=0$, não há autocorrelação espacial. Por outro lado quando $\lambda \neq 0$, um choque que aconteça em um município espalha-se para todos os demais municípios.

Silveira Neto, 2007, Justo e Silveira Neto, 2008). Siqueira et al (2008) tratam da migração de retornados entre os estados. Em termos de migração entre municípios pode-se citar, por exemplo, Da Mata et al. (2007)⁹. Bem menos comum, no entanto, são estudos de migração de retornados intermunicipal¹⁰.

Na verdade, o nível de agregação permite apreender diversos fatores que determinam a migração. Da Mata *et al.* (2007), por exemplo, fazem críticas aos trabalhos que trabalham com níveis de agregação maiores. No entanto, seja com informações municipais, estaduais ou macrorregionais os estudos de migração revelam resultados importantes para compreender os fluxos populacionais. A escolha do nível de agregação, então, vai depender do tipo de problema a ser estudado e, conseqüentemente, da resposta que o pesquisador espera encontrar no seu estudo. Neste sentido em seguida apresentar-se-ão resultados dos fluxos de migração e de retornados.

A distribuição dos municípios com pelo menos 100 mil habitantes é bastante concentrada no Sudeste e Sul do País compreendendo quase 70% do total de municípios com este perfil. Com menor número de municípios apresenta-se a região Centro-Oeste seguido de perto pela região Norte. O Nordeste fica em terceiro lugar abrangendo 21% do total de municípios com o perfil enfocado neste estudo, conforme pode ser visto na tabela 1.

Tabela1 Distribuição das cidades com pelo menos 100 mil habitantes por macrorregião

REGIÃO	Nº de Cidades com 100 mil habitantes ou +	%
NORTE	14	6%
NORDESTE	46	21%
SUL	39	17%
SUDESTE	113	50%
CENTRO-OESTE	12	5%
TOTAL	224	100%

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

A figura 1 apresenta a distribuição espacial no território brasileiro dos 224 municípios com pelo menos 100 mil habitantes que serão focados no estudo.

⁹ O foco deste trabalho, contudo, é na migração qualificada.

¹⁰ Até onde os autores conhecem este estudo é pioneiro.

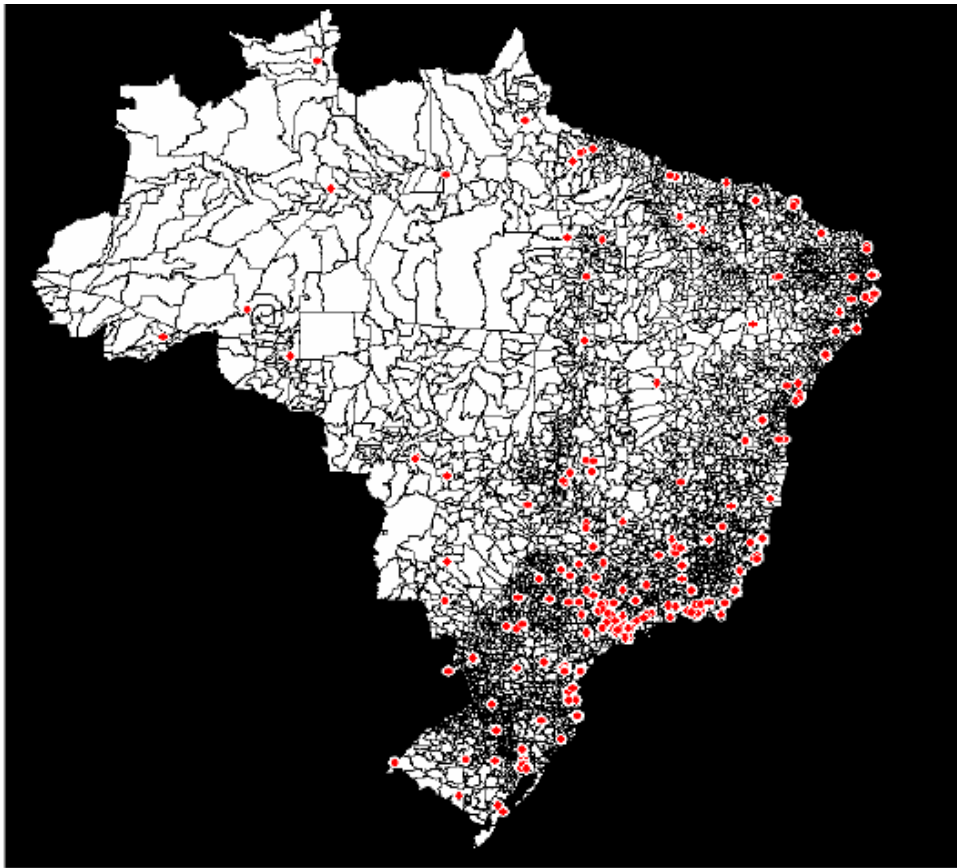


Figura 1 Distribuição dos municípios com 100 mil habitantes ou mais em 2000.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Quando se contabilizam os fluxos migratórios entre os municípios, mas agregados por macrorregião, como mostra a tabela 2, observa-se um comportamento padrão observado na literatura de migração brasileira. Ou seja, mesmo analisando a migração municipal somente entre os maiores municípios brasileiros, ainda assim, o Nordeste e o Norte apresentam um saldo migratório líquido negativo. As demais regiões apresentam um fluxo líquido positivo. Vale ressaltar, contudo, que estes dados revelam um resultado interessante, qual seja, o sul apresenta fluxo líquido positivo em contraste com estudos como Justo (2008), por exemplo, quando contabilizada a migração considerando todos os municípios, o sul apresenta fluxo líquido negativo. Este resultado, então, sugere que enquanto os maiores municípios conseguem atrair migrantes os municípios menores emitem mais migrantes e mais que compensam a atratividade dos municípios maiores da Região Sul.

Ainda através da tabela 2 é possível observar de que forma o fluxo macrorregional ocorre. Os migrantes dos maiores municípios nordestinos têm como destino principal os maiores municípios do Sudeste e Centro-Oeste em magnitude bastante superior que para as demais regiões, correspondendo a 72,34% e 15,51%, respectivamente, do total de migrantes que deixam a região.

Os migrantes dos maiores municípios do Norte se distribuem de forma mais uniforme entre as regiões Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste e em menor magnitude para o Sul, destino de apenas cerca de 7% dos migrantes.

Os migrantes do Sul, por sua vez, têm preferência para migrarem majoritariamente para o Sudeste seguido em menor escala para o Centro-Oeste e em escala bem menor para as demais regiões.

Os migrantes do Sudeste vão majoritariamente para o Nordeste com cerca de 41% do destino do total de migrantes que deixam o Sudeste. Apenas cerca de 7% dos migrantes desta região têm como destino a região Norte.

Em relação aos migrantes que deixam a região Centro-Oeste estes têm como preferência à região Sudeste com cerca de 51% escolhendo esta região para residir. Os demais migrantes que deixam a região se distribuem de forma relativamente equitativa entre as demais regiões.

Tabela 2 Matriz de fluxo migratório inter-regional entre 1995-2000

SAÍDA / ENTRADA	NO	NE	SU	SD	CO	TOTAL
NO	0	8232	2040	9846	8218	28336
NE	10443	0	5855	97027	20799	134124
SU	1974	4339	0	23564	6096	35973
SD	9158	50202	33651	0	28640	121651
CO	5965	7853	5561	20503	0	39882
TOTAL	27540	70626	47107	150940	63753	359966

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de (2010).

A tabela 3 apresenta o fluxo migratórios macrorregional dos retornados entre 1995 e 2000. Observa-se que do ponto e vista das macrorregiões é da região Sudeste onde mais retornam migrantes para os seus municípios de origem, com destaque para a região Nordeste que é a região onde tem mais recebido de volta seus migrantes. Cerca de 62% do total de retornados voltam para municípios do Nordeste e a grande maioria, aproximadamente deste total, 74% retorna para municípios do Nordeste oriundos da Região Sudeste. Estes dados apontam para a importância da migração de retornados dentro do fenômeno da migração¹¹.

Tabela 3 Matriz de fluxo migratório inter-regional dos retornados entre 1995-2000

SAÍDA / ENTRADA	NO	NE	SU	SD	CO	TOTAL
NO	0	1302	209	931	465	2907
NE	499	0	507	3354	409	4769
SU	262	379	0	697	141	1479
SD	1252	9686	5950	0	3360	20248
CO	354	1665	735	614	0	3368
TOTAL	2367	13032	7401	5596	4375	32771

Fonte: Elaborados pelos autores com base no Censo Demográfico de 2000.

Para evitar a apresentação da TLM para os 224 municípios preferiu-se mostrar apenas os extremos. No primeiro caso, é possível por meio da tabela 4 observar os dez municípios com as menores TLM. Entre estes 7 são das regiões Nordeste e Norte incluindo duas capitais: Recife e Belém.

¹¹ Uma extensão deste trabalho é aferir possíveis impactos da migração de retorno nas economias dos municípios.

Tabela 4 Relação dos 10 municípios com as menores taxas líquidas de migração

UF	Município	Taxa Líquida de Migração
MG	Teófilo Otoni	-2,43
BA	Itabuna	-2,25
SP	Santos	-2,23
ES	Vitória	-2,21
MA	Caxias	-2,10
MA	Imperatriz	-2,07
PA	Santarém	-2,04
PE	Recife	-1,87
PI	Parnaíba	-1,74
PA	Belém	-1,72

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2000. Elaboração dos autores.

No outro extremo estão os dez municípios com as maiores TLM como pode ser visto na tabela 5. Entre estes não está nenhuma capital. Em sua grande maioria estes municípios pertencem às regiões metropolitanas das capitais dos seus respectivos estados.

Tabela 5 Relação dos 10 municípios com as maiores taxas líquidas de migração

UF	Município	Taxa Líquida de Migração
GO	Águas Lindas de Goiás	13,67
RN	Parnamirim	7,50
GO	Aparecida de Goiânia	6,60
MG	Ribeirão das Neves	5,62
SE	Nossa Senhora do Socorro	5,49
BA	Lauro de Freitas	5,13
SP	Praia Grande	4,91
SP	Hortolândia	4,62
PR	Pinhais	4,04
MG	Ibirité	3,89

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2000. Elaboração dos autores.

Quando se examina a relação dos municípios com as maiores taxas líquidas de retornados, como mostra a tabela 6, observa-se um resultado interessante, qual seja: 7 dos dez municípios com as maiores TLMR são da Região Nordeste região caracterizada na literatura por ser grande emissora de migrantes. Estes resultados apontam, não obstante, para a necessidade de maior aprofundamento neste tipo de fluxo migratório, notadamente a análise dos determinantes como será visto adiante.

Tabela 6 Relação dos 10 municípios com as maiores taxas líquidas de migração de retornados

UF	Município	Taxa Líquida de Migração
PI	Parnaíba	0,375
CE	Sobral	0,313
CE	Juazeiro do Norte	0,291
MG	Patos de Minas	0,272
PA	Santarém	0,240
SP	São Caetano do Sul	0,238
BA	Jequié	0,226
ES	Linhares	0,219
CE	Crato	0,216
BA	Juazeiro	0,210

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2000. Elaboração dos autores.

Entre os municípios com as menores taxas líquidas de retornados nenhum é da região Nordeste ao contrário, 7 são das regiões Sudeste e Sul. Ou seja, há uma inversão no fluxo macrorregional quando comparado ao fluxo de migrantes.

Tabela 7 Relação dos 10 municípios com as menores taxas líquidas de migração de retornados

UF	Município	Taxa Líquida de Migração
SC	Florianópolis	-0,234
ES	Serra	-0,216
SP	São Vicente	-0,210
RS	Viamão	-0,182
RO	Porto Velho	-0,155
SP	Praia Grande	-0,153
RJ	Angra dos Reis	-0,149
MT	Cuiabá	-0,148
SP	Cubatão	-0,144
ES	Cariacica	-0,136

Fonte: Microdados do Censo Demográfico de 2000. Elaboração dos autores.

A figura 2 possibilita visualizar a importância de analisar os determinantes da migração com efeito espacial. Diferentemente dos dados agregados como apresentados por Justo e Silveira Neto (2006), considerando-se a migração intermunicipal entre os maiores municípios, a renda esperada explica pouco da TLM.

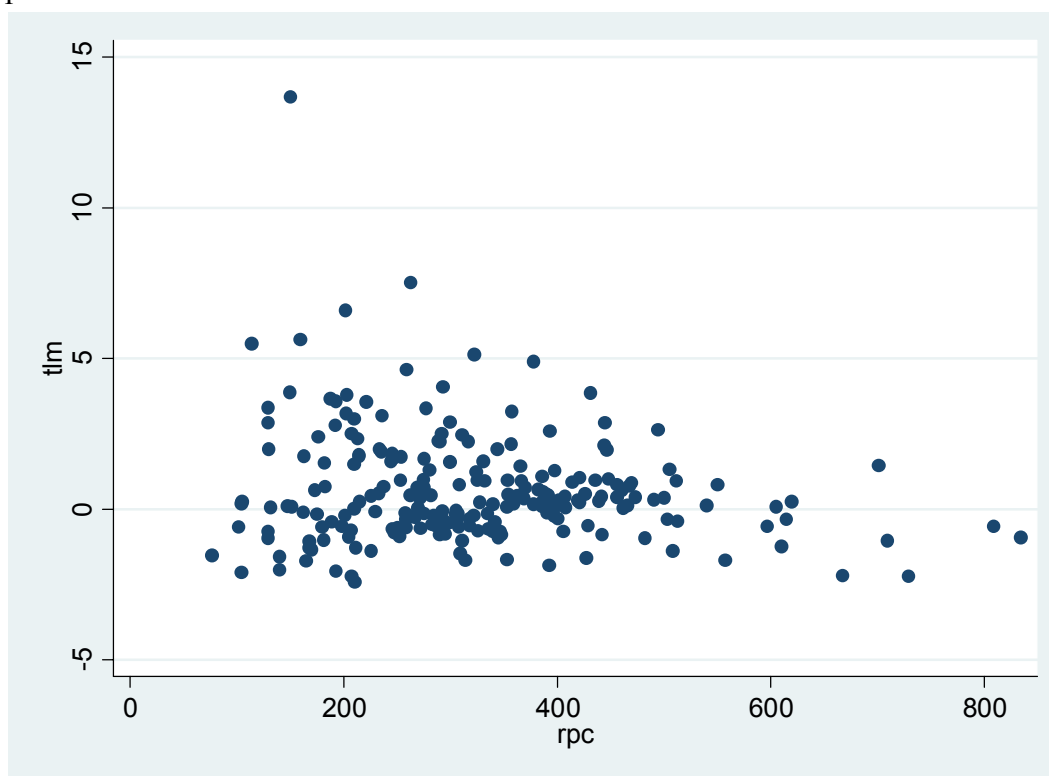


Figura 2 Taxa líquida de Migração intermunicipal em Função da Renda esperada.

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Através da figura 3 é possível observar a distribuição espacial no território brasileiro da TLM entre os municípios pesquisados.

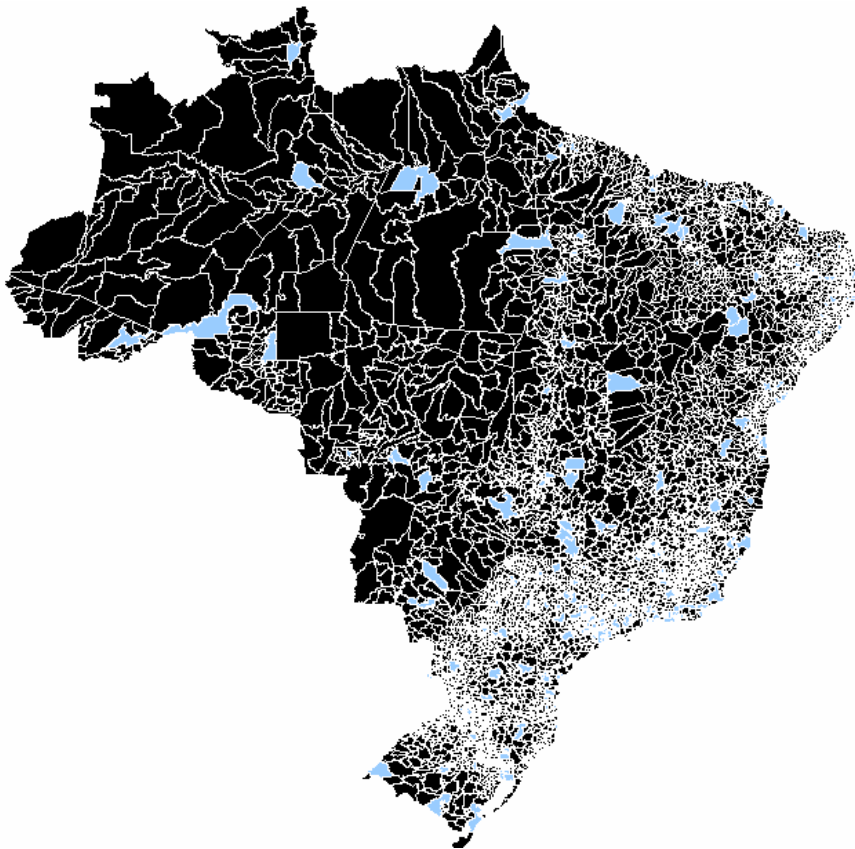


Figura 3 Distribuição Espacial da TLM.

Fonte: Elaboração dos Autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Como a figura 3 não permite apreender de forma evidente o dinamismo dos fluxos migratórios no período, busca-se a análise exploratória dos dados para melhor compreensão deste fenômeno.

A presença de clusters espaciais na TLM pode ser confirmada pelos resultados apontados pelo LISA (Local Indicators of Spatial Association). Este instrumental permite uma análise local do padrão espacial apresentado pelos dados. Nesse contexto, leva-se em consideração a influência espacial de determinados municípios enquanto que em outros os agrupamentos não são estatisticamente significantes.

A análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) auxilia na obtenção de evidências mais consistentes sobre a existência ou não de concentração da TLM em alguns municípios. Dada a grande dispersão da TLM entre os 224 municípios considerados e grande dispersão espacial no território brasileiro, a AEDE não permite apontar com clareza os efeitos espaciais na TLM. Mas é possível observar certa concentração do fluxo migratório em municípios da região Sudeste, notadamente em São Paulo e Minas Gerais e Centro-Oeste. Estes resultados corroboram os resultados da tabela 5 que aponta que entre os 10 municípios com as maiores taxas líquidas migratórias 7 estão nestas regiões.

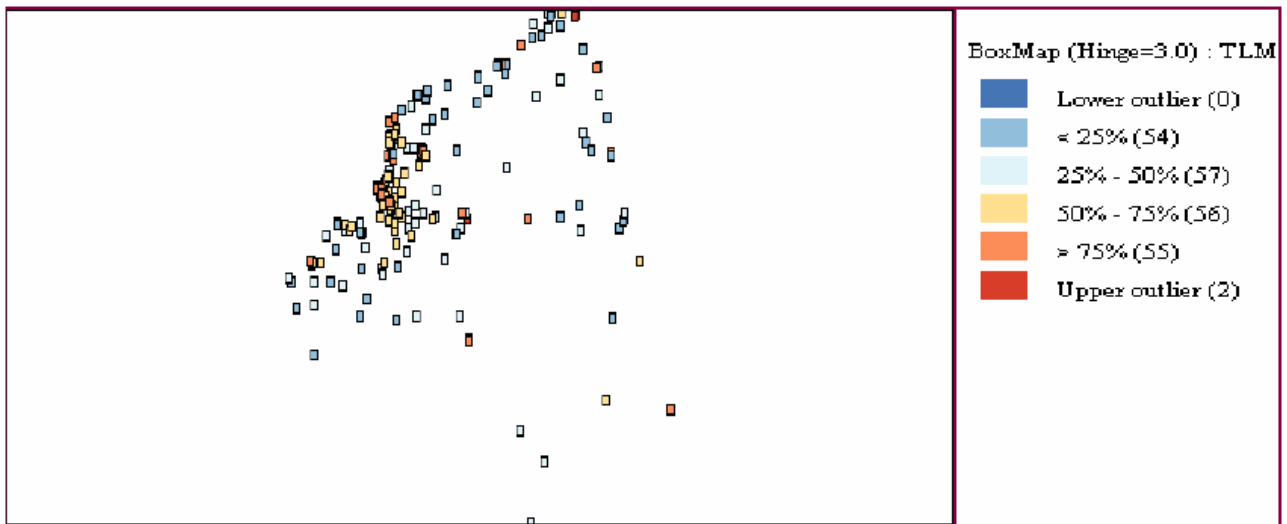


Figura 4 Distribuição Espacial da TLM no período: 1995-2000.

Os primeiros passos na aplicação da econometria espacial é análise da estatística I de Moran. Nesse sentido, a figura 5 mostra a evidência de correlação espacial na taxa TLM. O resultado do teste de Moran aponta para a necessidade de incorporar na estimação dos modelos econométricos os efeitos espaciais na TLM. A não inclusão destes efeitos causa sérios problemas nos estimadores assim como deixam de captar efeitos espaciais importantes nos determinantes da migração intermunicipal.

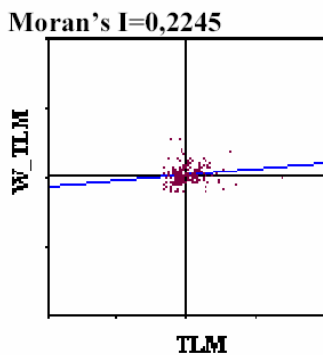


Figura 5 Estatística I de Moran para a TLM intermunicipal.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Neste sentido, também, a estatística I de Moran aponta para a necessidade de incorporar os efeitos espaciais na TLMR como pode ser visto na figura 6.

Moran's I=0,1399

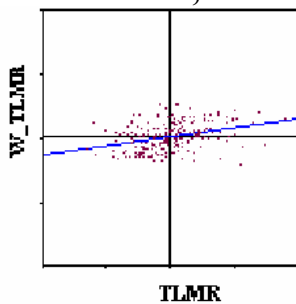


Figura 6 Estatística I de Moran para a TLMR intermunicipal.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

Através ainda da figura 5, portanto, é possível observar que os resultados corroboram com o mapeamento da distribuição espacial da TLM intermunicipal ao longo do território brasileiro apontados nas figuras anteriores, isto é, indicam a existência de áreas de concentração de fluxos migratórios claramente distintos de áreas de baixos fluxos. O 1º quadrante refere-se aos municípios com altos valores da TLM cercados por municípios também com altos fluxos migratórios, enquanto municípios no 3º quadrante encontram-se os municípios com baixas taxas cercados por também municípios com baixos fluxos migratórios¹². De forma similar, embora com efeito espacial um pouco menor, o teste de Moran aponta para a áreas de concentração e áreas de baixos fluxos para a TLMR.

Uma vez apontada a existência de padrões espaciais nos fluxos migratórios e da migração de retornados intermunicipais no Brasil parte-se para uma análise mais aprofundada na tentativa de identificar através de modelos econométricos, variáveis que possam explicar os determinantes destes fluxos migratórios. Além das variáveis normalmente incluídas nos modelos de migração com dados agregados, procurou-se incorporar variáveis mais adequadas à realidade municipal. Os modelos econométricos com abordagem espacial procuram incorporar os efeitos das externalidades espaciais. Estas influências podem acontecer de duas formas: na primeira, a defasagem espacial, espera-se que municípios que consigam atrair ou expulsar migrantes devam influenciar a migração de municípios vizinhos. Na segunda forma, a influência espacial pode ocorrer pela omissão de variáveis que se manifestam por meio da autocorrelação dos resíduos (VIEIRA, 2009).

Já que o Teste I de Moran aponta para a necessidade de incorporar as externalidades espaciais na TLM e na TLMR, o passo seguinte é a escolha de modelos econométricos que apreendam estes efeitos. Outro aspecto relevante é a escolha da matriz de vizinhança uma vez que os resultados dependem, em parte, da escolha dessas matrizes¹³. Neste estudo, foram testadas várias matrizes sendo a que apresentou resultados mais consistentes foi a matriz (k-nearest) com k assumindo valor igual a 15. Testes para defasagem espacial (LM-SLM) e erro espacial (LM-SEM) testam a hipótese de $\rho = 0$ e $\lambda = 0$ ¹⁴. Os Critérios de Akaike e Schwarz contribuem também para a indicação do modelo mais adequado.

Em geral os resultados das estimações sugerem a importância das variáveis que captam os efeitos da infra-estrutura (disponibilidade de água e esgoto e energia elétrica) na explicação da TLM. Dito de outra forma, quanto maior for a disponibilidade de infra-estrutura municipal maior a capacidade do município em atrair migrantes, o que intuitivamente é esperado. Em sentido oposto, se comporta a variável que apreende possíveis efeitos de políticas de transferências de renda na TLM, ou seja, quanto maior o percentual da renda domiciliar oriunda de transferências governamentais (Rendatransf) menor é saída líquida de migrantes. Este resultado aponta para possibilidade da utilização destas políticas para retenção do processo migratório ou mesmo uma maior seletividade da migração. A concentração de renda medida pelo índice de Gini também apresenta uma relação inversa com a TLM o que também é intuitivamente esperado¹⁵. Uma variável que apresenta o sinal intuitivamente contrário ao esperado é o percentual de domicílios com coleta

¹² O valor da Estatística I de Moran foi Significante a 1%. O correspondente valor do P-value foi (0.0006). Este teste rejeita a hipótese de nenhuma correlação espacial, necessitando, portanto, a inclusão do parâmetro espacial nos modelos econométricos.

¹³ Vieira (2009) apresenta resultados distintos para explicar a taxa de crescimento dos municípios do Estado de São Paulo com diferentes matrizes de pesos espaciais.

¹⁴ O resultado do teste rejeita a hipótese nula para o modelo de Lag Espacial (SLM). Isto significa que os estimadores de OLS são viesados e ineficientes. Da mesma forma, o resultado do teste rejeita a hipótese nula para o modelo de Erro Espacial (SEM) indicando que os estimadores de OLS são não viesados, mas não são eficientes (ANSELIN, 1988).

¹⁵ Vale salientar que de forma monotonicamente decrescente este indicador vem se apresentando nos últimos anos. Desta forma é possível que haja uma tendência da elevação dos efeitos desta variável em estudos de migração com dados mais recentes.

de lixo. Uma vez que há outras variáveis que apontam de forma favorável para as condições de infra-estrutura na TLM, é possível que esta variável esteja captando outros efeitos já que há um percentual elevado de domicílios com o serviço de coleta de lixo e com uma amplitude relativamente pequena entre a maior e a menor taxa¹⁶.

A tabela 8 apresenta os resultados das estimações para os determinantes da TLM. A Coluna (1) apresenta as estimações para os determinantes da TLM para o modelo OLS. Em geral os coeficientes da maioria das variáveis explicativas são significantes aos padrões aceitáveis exceto para as variáveis: Renda Esperada, Popurb, Poprural e NM (número de médicos/por mil habitantes). Os sinais estão de acordo com o esperado com as hipóteses com exceção para a variável PPDCL (percentual de domicílios com coleta de lixo). O Ajuste do modelo aponta que aproximadamente 47% da variação da variável dependente da sua média condicional é explicada pelo conjunto dos regressores.

No entanto, como os resultados preliminares da análise espacial através da estatística I de Moran apontaram para a necessidade de estimar um modelo que apreenda os possíveis efeitos das externalidades espaciais, foi estimado, com este intuito, os modelos com Lag Espacial apresentado na coluna (2) e o modelo com Erro Espacial na coluna (3). Pelos Testes de ML robustos e os critérios de Akaike e Schwarz o modelo com melhor ajuste é o modelo (2). Além dos valores diferentes dos coeficientes entre este modelo com correção espacial e os resultados estimados por OLS é a inversão de alguns sinais assim como alguns coeficientes que não são significantes neste último e são significantes no modelo que apreende as externalidades espaciais.

De forma mais específica, observa-se que o sinal da variável pobreza muda quando se estima o modelo com correção espacial e o valor do coeficiente passa ser significativo. O coeficiente da variável RendaTransf passa a ser significativo.

Mesmo após a inclusão das variáveis de controle, cerca de 4% da variação da TLM é explicada, de alguma forma, pelas externalidades espaciais calculadas pela diferença entre os R^2 do Modelo estimado com Lag Espacial e o modelo estimado por OLS

¹⁶ Foi feito teste de inflação de variância para ver a possibilidade de multicolinearidade com esta variável, mas esta hipótese foi descartada e por isso ela permaneceu no modelo.

Tabela 8 Determinantes da Migração Intermunicipal no Brasil: Estimação dos modelos Econométricos

Variáveis ¹	Variável dependente: TLM					
	OLS		Modelo com Lag Espacial (SLM)		Modelo com Erro Espacial (SEM)	
	(1)	(2)	(3)			
	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Constante	3.1966	3.9577	-0.3334	4.792	-8.1945	3.8045
Popurb	-1.883e-007	1.8443e-007	-2.113e-007	2.220e-007	-2.393e-007	2.001e-007
Poprural	-5.550e-007	3.317e-006	-2.113e-007	2.220e-007	3.018e-006	3.402e-006
RendaEsperada	0.0017	0.0019	0.0004**	0.0020	0.0003**	0.0015
Rendatransf	-0.1567*	0.02855	-0.1644*	0.0343	-0.1644*	0.0343
Pobreza	0.0460	0.0348	-0.0532*	0.0298	-0.05751*	0.0263
MI	-0.02412	0.0163	-0.0238	0.0196	-0.0395	0.0202
GINI	-0.7529**	0.3106	-0.8033*	0.3741	-0.8161*	0.3649
PPBA	0.0679*	0.0168	0.0806*	0.0203	0.0568*	0.0190
PPDE	0.1009	0.0391	0.0611	0.04743	0.1498	0.0437
PPDCL	-0.1097*	0.01493	-0.0996*	0.0179	-0.0949*	0.0175
NM	-0.3048**	0.1333	-0.2110**	0.1605	-0.3047**	0.1333
R ² Ajustado	0.4723		0.4915		0.4872	
Nº. de Obs.	224		224		224	
ρ			-1.220*			
λ					-1.993*	
Log likelihood			-358.826		-363.275	
Akaike criterion			743.651		750.55	
Schwarz criterion			788.003		791.489	

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

¹O teste de JB aponta para a normalidade dos resíduos. Os resultados dos testes de White e Breusch-Pagan indicam a não violação da homoscedasticidade. * indica significância a 1%, ** a 5% e *** a 10%.

A tabela 9 apresenta as estimações dos modelos dos determinantes da migração dos retornados. Diferentemente dos determinantes da migração, para os modelos dos determinantes dos retornados a maioria dos coeficientes das variáveis explicativas não são significantes¹⁷. Como atestado pelo teste de Moran também se faz necessário incorporar as externalidades espaciais. Pelo teste LM robusto e pelos critérios de Akaike e Schwarz aqui, o modelo escolhido é o de erro espacial (SEM). Analisando a variação do R² entre o modelo estimado por OLS e o modelo com os efeitos espaciais, as externalidades espaciais explicam de alguma forma aproximadamente 16% da TLMR. Aqui, no entanto, os regressores explicam bem menos à TLMR, ou seja, o conjunto dos regressores explicam apenas cerca de 23% da variação da TLMR¹⁸.

Um resultado interessante é que a população rural tem um efeito positivo e significativa na TLMR. Juntamente com o efeito negativo e significativa da população urbana isto pode indicar que a migração de retorno possa ocorrer de áreas urbanas para áreas rurais. Por outro lado, contudo, os

¹⁷ Os resultados indicam que, possivelmente, as motivações para os fluxos de retornados sejam diferentes da migração.

¹⁸ O que corrobora com a nota anterior.

resultados indicam que os retornados provavelmente residiam em municípios com razoáveis níveis de serviço de saúde, pois as duas variáveis no modelo que captam estes possíveis efeitos, NM e MI têm efeitos positivos e significantes na TLMR, ou seja, estas variáveis afetam positivamente o fluxo de retornados. Outro resultado importante é que a renda esperada e a Rendatransf não são significantes, contrariamente à TLM. Aqui há indícios, portanto, que a migração de retorno pode ser considerada como uma ocorrência de caráter planejada partindo do pressuposto que o migrante obteve sucesso, a opção migrar como investimento superou as expectativas desejadas e o migrante realiza o retorno de forma programada.

Tabela 9 Determinantes da Migração Intermunicipal de retornados no Brasil: Estimação dos modelos Econométricos

Variáveis ¹	Variável dependente: TLM					
	OLS		Modelo com Lag Espacial (SLM)		Modelo com Erro Espacial (SEM)	
	(1)		(2)		(3)	
	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão	Coefficiente	Desvio-padrão
Constante	384.5713	242.7279	423.425	233.271	370.6997	234.0591
Popurb	-2.410304e-005	1.202874e-005**	-	1.150051e-005	-2.652879e-005	1.141014e-005*
Poprural	0.0003	0.0002	0.0004**	0.0002	0.0004**	0.0002
RendaEsperada	3.627573e-005	4.845147e-005	-	4.634845e-005	-2.647738e-005	4.623336e-005
Rendatransf	0.0011	0.0013	0.0009	0.0012	0.0007	0.0013
Pobreza	0.0004	0.0006	0.0003	0.0005	0.0004	0.0005
MI	-2.2668*	0.8804	-1.8633*	0.8647	-2.2678*	0.9084
GINI	19.8444	20.0097	16.0843	19.1455	15.5637	18.9856
PPBA	0.9912	0.9412	0.97892	0.90272	0.9789	0.9027
PPDE	-5.3738 **	2.6031	-5.8081**	2.5026	-5.0297**	2.4790
PPDCL	-0.2301	0.9863	-0.2301	0.98631	-0.0285	0.9405
NM	20.1082*	6.6052	18.6714*	6.33938	19.3055*	6.3752
R ² Ajustado	0.2022		0.2302		0.2342	
Nº. de Obs.	224		224		224	
ρ			0.3067*			
λ					0.3516*	
Log likelihood			-1317.36		-1317.06	
Akaike criterion			2660.73		2658.11	
Schwarz criterion			2705.08		2699.05	

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos microdados do Censo Demográfico de 2000.

¹O teste de JB aponta para a normalidade dos resíduos. Os resultados dos testes de White e Breusch-Pagan indicam a não violação da homoscedasticidade. * indica significância a 1%, ** a 5% e *** a 10%.

5. CONCLUSÕES

A construção das matrizes dos fluxos de migrantes e de migrantes de retorno (retornados) intermunicipais permitiram observar resultados importantes. Um dos destaques do ponto de vista macrorregional é que a taxa líquida de migração para a Região Sul entre os maiores municípios brasileiros é positiva contrapondo resultados apontados na literatura para migração por estados, por exemplo. Porém a Região Nordeste apresenta-se mais uma vez como a grande emissora de

migrantes. Contudo, quando se analisa a migração intermunicipal de retornados, os fluxos se invertem e a Região Nordeste passa a ser o destino preferido daqueles que decidem voltar ao seu município de origem. O grande fluxo macrorregional de retornados entre os maiores municípios acontece do sudeste para o nordeste. Enquanto entre os municípios com as maiores taxa líquidas de migração são capitais no fluxo de retornados nenhuma capital entra no rol das maiores taxas líquidas. Embora praticamente todas os municípios entre as maiores taxas líquidas de retornados pertençam às regiões metropolitanas das capitais dos respectivos estados.

A estatística I de Moran apontou para a necessidade de incorporar spillovers espaciais nos modelos econométricos para analisar os determinantes seja da migração seja da migração de retorno. Desta forma foram estimados modelos econométricos espaciais que captam estes efeitos.

Em geral, para a migração foi observado a importância das variáveis de infraestrutura urbana, da renda esperada, do índice de Gini influenciando positivamente na determinação da migração bem como das transferências de renda para inibir estes fluxos migratórios. Os testes indicaram que os modelos de econometria espacial são mais adequados para esta análise.

Do ponto de vista da migração de retornados os testes estatísticos também apontam para a necessidade de utilização de modelos econométricos espaciais. Contudo, as variáveis de infraestrutura urbana, a renda esperada e a transferência de renda não se mostraram muito importantes na decisão de migração dos retornados. Por outro lado, a população rural e variáveis que captam a infraestrutura de serviços de saúde apresentaram-se mais importantes.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANSELIN, L. Local indicators of spatial autocorrelation—LISA. *Geographical Analysis*, 27, 93–115, 1995.
- ANSELIN, L.. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In M. Fischer, H. J. Scholten, & D. Unwin (Eds.), **Spatial analytical perspectives on GIS** (pp. 111–125). London, England: Taylor & Francis, 1996.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics. In B. Baltagi (Ed.), **A companion to theoretical econometrics**, p. 310–330. Oxford, England: Blackwell, (2001).
- ANSELIN, L. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, 27, 247–267, 2002.
- AZZONI, C. Crescimento econômico e convergência das rendas regionais: o caso brasileiro à luz da Nova Teoria do Crescimento. IN: **Anais do XXII Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Florianópolis, dezembro, 1994.
- BARRO, R., SALA-i-MARTIN, X.. **Economic Growth**. McGraw-Hill, Inc., 1995.
- CHI, G. and ZHU, J. Spatial regression models for demographic analysis. *Popul. Res. Policy Rev*, 027, p. 17 -42, 2008.
- DA MATA, D., OLIVEIRA, C.W. de A., PIN, C., RESENDE, G. Quais características das cidades determinam a atração de migrantes qualificados? Rio de Janeiro: **IPEA, Texto para Discussão n. 1505**, 2007.
- IBGE. **Censo Demográfico 2000**: documentação dos microdados da amostra. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2002.
- IPEA, PNUD, FJP. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. Brasília, 2003.
- OLIVEIRA, A.de. Desigualdades Regionais e Pobreza no Nordeste: Uma análise espacial do crescimento pró-pobre na década de noventa. In: **Anais do XIII Encontro Regional de Economia do Nordeste**. Fortaleza, 2008.
- JONES, C.I. **Introduction to economic growth**. New York: W.W.Norton & Company. Inc., 1998.
- JUSTO, W. R., SILVEIRA NETO, R. da M. O que determina a Migração Interestadual no Brasil?: Um Modelo Espacial para o Período 1980-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, v.39,n4,out-dez, p.428-447. Fortaleza: BNB, 2009.
- LeSAGE, J. e PACE, R.K. **Introduction to spatial econometrics**. New York: Champaign & Hall/CRC, 2009.

- LUCAS, R.A. On the mechanics of Economic Developing. **Journal of Monetary Economics**, v.12, p.3-42, 1988.
- MAGALHÃES, A. Clubes de convergência no Brasil: uma abordagem com correção espacial. In: **Anais do XXIX Encontro Nacional de Economia**, ANPEC, Salvador, 2001.
- Mankiw, G., Romer, D., Weil, D. 1992. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, 107, 407-437.
- OLIVEIRA, C. A. Externalidades espaciais e o crescimento econômico das cidades do Estado do Ceará, In: **Anais do X Encontro Regional de Economia do Nordeste**, Fortaleza, 2005.
- PACHECO, A. I., and TYRRELL, T. J. Testing spatial patterns and growth spillover effects in clusters of cities. **Journal of Geographical Systems**, 4, p.275–285, 2002.
- RAMOS, C. A.; ARAÚJO, H. Fluxos migratórios, desemprego e diferenciais de renda. Rio de Janeiro: **Ipea: Texto para Discussão** n. 657, 1999.
- SIQUEIRA, L. B. O.; MAGALHÃES, A. M. e SILVEIRA NETO, Raul da Mota. Perfil do Migrante de Retorno no Brasil: evidências a partir do Censo de 2000. In: XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2008, Caxambú. **Anais...** 2008
- SILVEIRA NETO, R. M. Crescimento e *spillovers*: a localização importa? Evidências para os estados brasileiros. **Revista Econômica do Nordeste**, v.32, N.ESP, p.524-45, Fortaleza, 2001.
- VIEIRA, R. de S. **Crescimento econômico no Estado de São Paulo**: uma análise espacial. São Paulo: Editora UNESP, 2009.
- VOSS, P. R., and CHI, G. Highways and population change. **Rural Sociology**, 71(1), p.33–58, 2006.