

# **DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO INDICADOR DO NÚMERO DE MÉDICOS POR MIL HABITANTES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS**

**Área:** Economia Regional

## **Pablo Aurélio Lacerda de Almeida Pinto**

Professor da Universidade de Pernambuco (UPE)

Dr. em Economia pelo PIMES/UFPE

E-mail: pabloaurelioap@hotmail.com

Endereço: Rua Severino Figueiredo, 128, Conjunto Universitário – Campina Grande/PB.

Telefone: (83) 999682525

## **Tatiane Almeida de Menezes**

Professora Dra. do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE.

Pesquisadora CNPq.

E-mail: tatianedemenezes@gmail.com

## **Roberta de Moraes Rocha**

Professora Dra. do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE/CAA.

e-mail: roberta\_rocha\_pe@yahoo.com.br

# DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO INDICADOR DO NÚMERO DE MÉDICOS POR MIL HABITANTES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

## RESUMO

Esta pesquisa tem o propósito de investigar a dinâmica de transição do indicador do número de médicos por mil habitante entre os anos de 2007 e 2013. Utilizamos dados sobre o número de médicos em cada município brasileiro do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES) e a variável número de habitantes foi coletada e projetada a partir dos Censos do IBGE. A partir do instrumental das Cadeias Espaciais de Markov que visa investigar o efeito da boa e da má vizinhança no indicador do número de médicos por mil habitantes ao longo do tempo, os resultados indicam que a vizinhança afeta o indicador, constatando-se que o efeito da boa vizinhança em estimular o crescimento do indicador é maior do que o efeito da má vizinhança em retrai-lo.

**Palavras-Chave:** Distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros; Cadeias espaciais de Markov.

## ABSTRACT

This research has the aim of investigate to evaluate the dynamics of transition from physicians number indicator per thousand inhabitants between 2007 and 2013. We use data about the number of physicians in each Brazilian city from the National Health Facilities Cadastre (CNES) and and a variable number of inhabitants were collected and designed from Census (IBGE). From the tools of Markov's Spatial Chains which goals to investigate the effect of good and bad neighborhood in the indicator of number of physicians per thousand inhabitants, the results indicate that the neighborhood affects the indicator, verifying that the effect of good neighborhood of stimulating the growth of the indicator is bigger than the effect of the bad neighbor in retract it.

**Keywords:** Spatial distribution of physicians in Brazil; Markov's Spatial Chains.

**Classificação JEL:** R12, R15, Z18.

# DINÂMICA DE TRANSIÇÃO DO INDICADOR DO NÚMERO DE MÉDICOS POR MIL HABITANTES NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

## 1. Introdução

O objetivo do artigo é analisar a dinâmica de transição da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros usando o arcabouço das Cadeias Espaciais de Markov. A variável utilizada para captar o padrão da distribuição espacial dos médicos será o número de médicos por mil habitantes<sup>1</sup>, esta variável contém informações relevantes para entendermos a equidade da distribuição.

Apesar do indicador do número de médicos por mil habitantes oferecer uma boa medida para a concentração espacial nos municípios brasileiros, ela possui a característica de uma análise estática, ou seja, ela proporciona “fotografias” obtidas em momentos específicos de tempo. Contudo, para que se possa obter uma análise dinâmica da distribuição espacial dos médicos, é necessária uma ferramenta que possibilite captar, a partir dos dados pontuais oferecidos pelo indicador do número de médicos por mil habitantes, o comportamento da concentração espacial dos médicos nos municípios brasileiros ao longo do tempo.

Uma forma de conseguir captar este comportamento dinâmico é por meio da matriz de transição de Markov. Esta metodologia consegue, a partir de duas informações em pontos discretos, avaliar a probabilidade de mobilidade de acordo com o estado inicial assumida por uma amostra. As matrizes de transição de Markov não consideram nenhuma questão espacial, na medida em que o comportamento de cada município é observado independentemente do que ocorre em sua vizinhança, no intuito de captar o efeito espacial serão elaboradas matrizes espaciais de transição de Markov para evidenciar o efeito da dependência espacial.

Os processos utilizados no presente trabalho, para verificar a dinâmica da distribuição espacial dos médicos no Brasil podem ser apresentados em dois passos: no primeiro, será construído o indicador de número de médicos por mil habitantes para cada município brasileiro em dois momentos distintos de tempo; e em seguida, as unidades de análise serão agrupadas, de acordo com seu indicador, em cinco categorias (limitadas a cada 20% dos municípios), para, por meio das matrizes espaciais de transição de Markov, verificar a probabilidade de mobilidade entre os indicadores municipais.

O presente artigo está dividido em mais cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção apresenta-se a base de dados utilizada. Em seguida, serão apresentados os procedimentos metodológicos para a análise de mobilidade na distribuição espacial dos médicos. Na quarta seção, os resultados são apresentados e discutidos. E por fim, as conclusões.

## 2. Descrição dos dados

Como visto, o objetivo deste trabalho é analisar a dinâmica da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros através das cadeias espaciais de

---

<sup>1</sup> A organização mundial da Saúde (OMS) recomenda um médico para cada mil habitantes.

Markov. O banco de dados utilizado é o Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Ministério da Saúde (CNES-MS)<sup>2</sup> para os anos de 2007 e 2013.

O Brasil possuía em 2007 e em 2013, um total de 5564 municípios respectivamente. A variável número de médicos foram obtidas junto ao CNES no *site* do Ministério da Saúde – DATASUS. E a variável número de habitantes foi coletada e projetada a partir dos Censos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE de 2000 e 2010.

A partir dos dados do CNES de 2007 e 2013 e da contagem da população para os mesmos anos foi calculado o indicador “Número de Médicos por Mil Habitantes” a partir da seguinte fórmula:

$$\frac{\text{Número de Médicos no Ano}}{\text{População Total Residente no Ano}} \times 1.000 \quad (1)$$

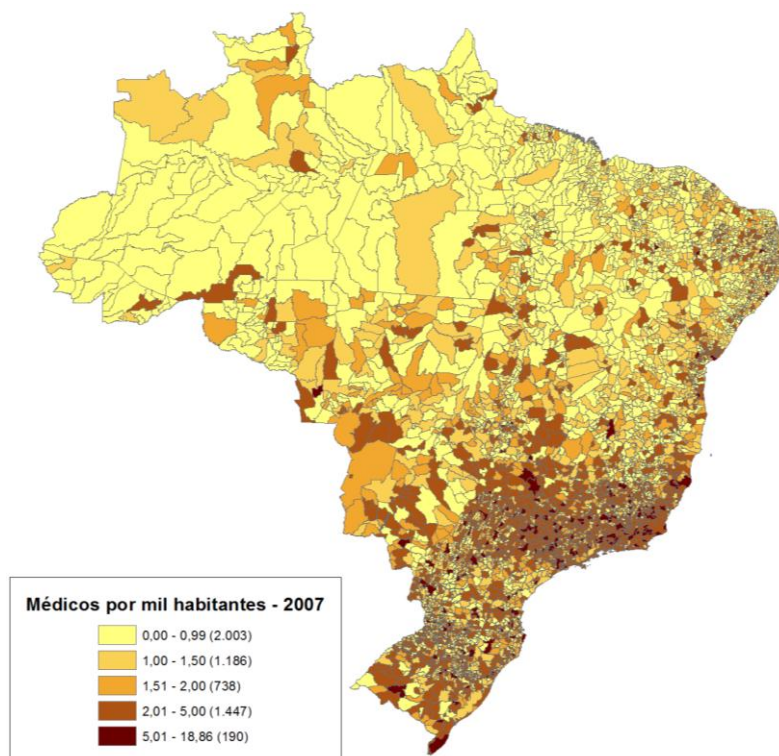
As figura 1 e 2 apresentam mapas com a distribuição de médicos por mil habitantes entre os municípios para os anos de 2007 e 2013, utilizando dados do CNES-MS. Observando os mapas, podemos visualizar tanto a desigual distribuição dos médicos entre os municípios quanto uma pequena melhora no número de médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros no período considerado.

Observa-se que os municípios apresentaram ascensão no número de médicos por mil habitantes, dos 2.003 municípios que pertenciam ao grupo<sup>3</sup> de até 0,99 médicos por mil habitantes em 2007, 152 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 1.186 municípios que pertenciam ao grupo de até 1,5 médico por mil habitantes em 2007, 136 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 738 municípios que pertenciam ao grupo de até 2,0 médicos por mil habitantes em 2007, 40 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 1.447 municípios que pertenciam ao grupo de até 5,0 médicos por mil habitantes em 2007 apenas 16 municípios passaram para grupos superiores em 2013, dos 190 municípios que pertenciam ao grupo de mais de 5,1 médicos por mil habitantes em 2007, 39 municípios passaram para grupos inferiores em 2013. Os municípios de Vitória capital do Espírito Santo e Passo Fundo no Rio Grande do Sul no período de 2007 e 2013, foram os município com o maior número de médico por mil habitantes (18,9 e 10,2 respectivamente). Portanto, observamos que 35,99% dos municípios tinham um número inferior a 1 médico por mil habitantes no ano de 2007, no ano de 2013 este patamar reduziu-se um pouco alcançando 33,26% dos municípios brasileiros.

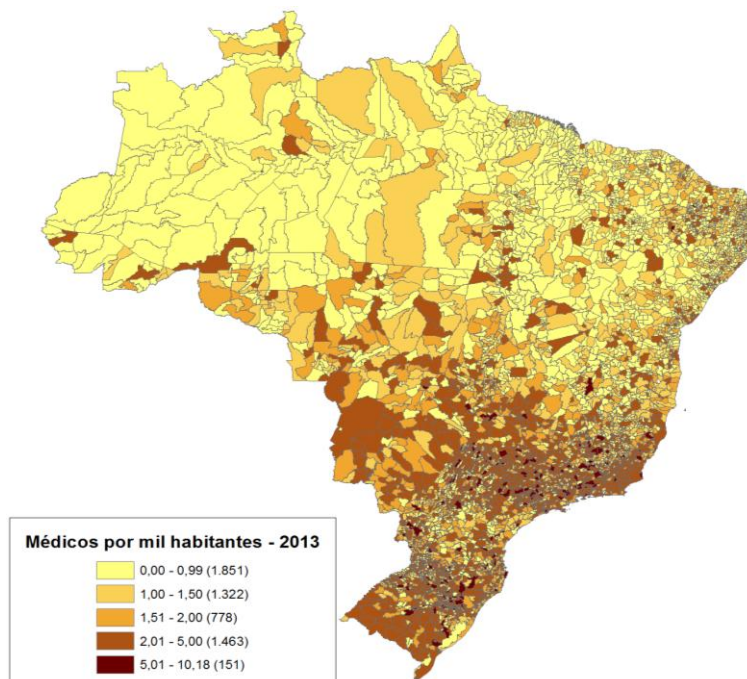
---

<sup>2</sup> O CNES é um registro administrativo que pretende abranger a totalidade dos estabelecimentos de saúde no país. O estabelecimento de saúde pode ser tanto um hospital de grande porte quanto um consultório médico ou uma unidade de Vigilância Sanitária ou Epidemiológica. Sua estrutura inclui dados sobre área física, recursos humanos, equipamentos e serviços ambulatoriais e hospitalares. No que diz respeito aos profissionais médicos, é possível identificar, entre outros atributos a especialidade da atividade médica, segundo a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO) do Ministério do Trabalho (MTE).

<sup>3</sup> Na elaboração dos mapas, foram criados cinco grupos e cada município foi inserido em um grupo de acordo com o seu número de *médicos por mil habitantes*. Entre parênteses está o número de municípios presentes em cada grupo.



**Figura 1. Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2007**



**Figura 2. Médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros – 2013**

Na tabela 1 os municípios com maiores indicadores de médicos por mil habitantes são ranqueados para o ano de 2013. Fica perceptível que os municípios das regiões Sul e Sudeste dominam o *ranking* dos dez municípios com maiores indicadores de médicos por mil habitantes. Quando estendida a análise para todos os municípios, constata-se que o município com melhor indicador de médico mil habitantes do Norte

está na 480ª posição, Gurupi no estado do Tocantins. Outra informação relevante é que, dentre os 500 municípios com maiores indicadores cerca de 91% deles estão no eixo Sul-Sudeste.

**Tabela 1. Ranking dos 10 municípios brasileiros com os maiores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013**

<i>Ranking</i>	Município	Estado	Região	Médicos p/ mil habitantes
1	Passo Fundo	Rio Grande do Sul	Sul	10,18
2	Caxias do Sul	Rio Grande do Sul	Sul	9,85
3	Porto Ferreira	São Paulo	Sudeste	9,81
4	Vitória	Espírito Santo	Sudeste	9,62
5	Joaçaba	Santa Catarina	Sul	9,61
6	Belo Horizonte	Minas Gerais	Sudeste	9,20
7	Ouro Preto	Minas Gerais	Sudeste	9,17
8	Aracaju	Sergipe	Nordeste	8,93
9	Ceres	Goiás	Centro-Oeste	8,41
10	Estrela	Rio Grande do Sul	Sul	8,26

**Fonte:** Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

Por outro lado, quando observados os municípios com menores indicadores de médicos por mil habitantes<sup>4</sup> destaca-se o caso de Aveiro, no Pará, município com população estimada de 15.899 habitantes em 2013, apresentou o menor indicador de médico por mil habitantes 0,13 (tabela 2). Perceba que, enquanto no grupo dos municípios com melhores indicadores de médicos por mil habitantes o Norte aparece na 480ª posição, no grupo daqueles com piores indicadores, a região aparece na 1ª colocação. O Nordeste e a região Norte dominam o *ranking* dos piores indicadores de médicos por mil habitantes.

**Tabela 2. Ranking dos 10 municípios brasileiros com os menores indicadores de médicos por mil habitantes em 2013**

<i>Ranking</i>	Município	Estado	Região	Médicos p/ mil habitantes
1	Aveiro	Pará	Norte	0,13
2	Conceição do Lago-Açu	Maranhão	Nordeste	0,13
3	Santa Rita do Araguaia	Mato Grosso	Centro-Oeste	0,14
4	Chaves	Pará	Norte	0,14

<sup>4</sup> Apenas três municípios não apresentaram emprego médico no período analisado, são eles: Bernardo Sayão, Fortaleza do Tabocão ambos no Estado do Tocantins e Santa Maria do Salto no estado de Minas Gerais.

5	Jacareacanga	Pará	Norte	0,17
6	Cujubim	Rondônia	Norte	0,17
7	Amajari	Roraima	Norte	0,20
8	Esperantina	Tocantins	Norte	0,21
9	Monte Alegre de Sergipe	Sergipe	Nordeste	0,22
10	Marianópolis do Tocantins	Tocantins	Norte	0,22

**Fonte:** Elaboração própria a partir do Ministério da Saúde – DATASUS – CNES – 2013.

### 3. Procedimentos Metodológicos

A abordagem utilizada para a realização da análise de mobilidade do número de médicos por mil habitantes será o processo conhecido como cadeias de Markov<sup>5</sup>. Este instrumento constitui-se em uma ferramenta não paramétrica, que visa determinar as chances que um indivíduo ou conjunto de indivíduos, que se encontra num determinado ponto, têm de alcançar outros pontos possíveis. Tal metodologia baseia-se na determinação da probabilidade de uma variável  $x$ , pertencente a um estado inicial  $i$  no tempo  $t$ , conseguir alcançar um outro estado  $j$  no período  $t + 1$ . Formalmente,

$$\begin{aligned} P\{X(t+1) = j \mid X(0) = i, \dots, X(t-1) = i, X(t) = i\} = \\ P\{X(t+1) = j \mid X(t) = i\} = P_{ij} \quad \forall \text{ sequência } 1, 2, \dots, t-1, t+1 \end{aligned} \quad (2)$$

Em (1), assume-se que todas as probabilidades condicionais devem apresentar valores não negativos e que a soma das probabilidades dos indivíduos pertencentes ao estado inicial  $i$  no período  $t$  deve ser igual à unidade, ou seja,

$$P_{ij} \geq 0 \quad \forall (i, j); n = 0, 1, 2, \dots \quad (3)$$

$$\sum_{j=0}^M P_{ij} = 1 \quad \forall i; n = 0, 1, 2, \dots \quad (4)$$

Admitindo a existência de  $n$  variáveis aleatórias randômicas, distribuídas em grupos de acordo com o seu estado inicial, é possível realizar o procedimento descrito acima para cada uma das observações e construir uma matriz capaz de retratar a mobilidade destas variáveis para outros estados existentes e também a probabilidade destas permanecerem no seu estado primitivo. Esta matriz é conhecida como matriz de transição de Markov e apresenta-se da seguinte forma:

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \dots & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Onde o índice  $i$  representa o estado inicial e o índice  $j$  destaca o estado alcançado após um dado intervalo de tempo.

<sup>5</sup> Ver Markov (1971); Rodrigues (2006) e Bueno (2008).

Portanto, o termo  $P_{11}$  refere-se à probabilidade que os indivíduos oriundos do estado 1 permanecerem no estado 1 após transcorrer um dado espaço de tempo;  $P_{12}$  refere-se à probabilidade de os indivíduos oriundos do estado 1 alcançarem o estado 2 após passar um dado período de tempo;  $P_{21}$  refere-se à probabilidade de os indivíduos pertencentes ao estado 2 regredirem para o estado 1 após transcorrer um dado espaço de tempo e assim sucessivamente. A diagonal principal desta matriz retrata a probabilidade dos indivíduos permanecerem no seu estado inicial.

De acordo com o indicador de número de médicos por mil habitantes, os municípios serão agrupados em cinco estados diferentes ( $k = 5$ ), de acordo com o quadro a seguir:

**Quadro 1. Distribuição dos municípios em estados**

Estado 1	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 0 até 0,6759. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 2	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 0,6760 até 1,0696. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 3	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 1,0697 até 1,5873. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 4	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes de 1,5874 até 2,5557. 20% dos municípios brasileiros.
Estado 5	Os municípios que apresentaram o indicador de número de médicos por mil habitantes com mais de 2,5558. 20% dos municípios brasileiros.

Fonte: elaboração própria.

Organizado os municípios em níveis de estados distintos, de acordo com o indicador do número de médicos por mil habitantes, será iniciada a construção da matriz de transição de Markov, de modo a garantir a mensuração da probabilidade de mobilidade dos municípios para indicadores de número de médicos por mil habitantes superiores ou inferiores aos observados no seu estado inicial e também a probabilidade dos municípios permanecerem em tal estado. Além disso, evidenciar-se-á a possibilidade de mobilidade desse importante indicador de recursos humanos em saúde.

A verificação de um processo de mobilidade na disponibilidade de médicos por mil habitantes pode ser feita através da concentração das probabilidades em uma das colunas da matriz de transição. Caso a coluna que apresenta as maiores probabilidades seja aquela que representa estados superiores, verifica-se uma trajetória de mobilidade para cima do indicador do número de médicos por mil habitantes.

Por outro lado, ainda se pode observar a mobilidade na disponibilidade de médicos por mil habitantes se a concentração de probabilidade concentrar-se em coluna que representa estados inferiores, mas esta seria uma mobilidade indesejável, já que os municípios estariam caminhando para uma redução do indicador de médicos por mil habitantes. Por fim, caso não se verifique a concentração de probabilidades numa única coluna, pode-se afirmar que os municípios caminham para um processo divergente no indicador de médicos por mil habitantes.

As matrizes de transição de Markov não consideram nenhuma questão espacial, na medida em que o comportamento de cada município é observado independentemente do que ocorre em sua vizinhança. As matrizes espaciais de Markov visam explorar essa lacuna, investigando, por exemplo, se os municípios que pertencem ao estado 1 com até 0,6759 médicos por mil habitantes tendem a permanecer nesse estado caso estejam rodeados de vizinhos que pertencem ao mesmo estado e quais suas chances de melhorar.



Verificaremos também como localidades que pertencem aos estados maiores e menores afetam o comportamento de determinado município e qual destes efeitos é mais forte.

A literatura sobre o tema foi explorada por Rey (2001), que utilizou matrizes de transição espaciais de Markov em sua análise sobre a evolução no tempo e no espaço da distribuição da renda regional americana. No Brasil Schettini e Azoni (2013), utilizaram as cadeias espaciais de Markov para analisar a competitividade setorial da indústria brasileira considerando os aspectos regionais na distribuição de sua produtividade.

As cadeias espaciais de Markov geram resultados sobre a frequência de transição entre classes (ou categorias) das regiões considerando a dependência espacial no processo de transição. Ela é a fusão de duas origens teóricas: a metodologia de cadeias de Markov, que analisa a dinâmica de processos, e a de econometria espacial. Desta forma, é possível analisar a dinâmica da evolução das regiões dentro de seus contextos espaciais locais.

Uma vez considerada a dinâmica do processo, é necessário incluir a influência da dependência (ou defasagem) espacial nas regiões. A estatística  $I$  de Moran é utilizada na análise de autocorrelação espacial e o índice  $LISA$  um índice local que identifica a presença de aglomerações espaciais.

$$I_t = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{i,t} - \bar{y}_t)(y_{j,t} - \bar{y}_t)}{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2} \quad (6)$$

em que  $n$  é o número de regiões,  $w_{ij}$  são os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$ ,  $y_{i,t}$  é a observação na região  $i$  no período  $t$  e  $\bar{y}_t$  é a média das observações entre as regiões no período  $t$ . De acordo com Anselin (1995), a matriz  $W$  conterá as informações referentes à dependência espacial entre as  $n$  regiões. Os elementos  $w_{ij}$  na diagonal principal são iguais a zero, enquanto os elementos  $w_{ij}$  indicam a associação espacial entre as regiões  $i$  e  $j$ .

Anselin (1995) demonstra que, uma vez calculada, a estatística  $I$  de Moran global deve ser comparada ao seu valor esperado  $E(I) = -w_i/(n-1)$ , em que  $w_i$  é o somatório dos elementos da linha, ou seja,  $\sum_j w_{ij}$ . Considerando uma matriz de pesos espaciais normalizada, esta soma será equivalente a um. Valores calculados maiores em relação ao valor esperado e estatisticamente significantes evidenciam a autocorrelação espacial positiva, enquanto valores menores corroboram a presença de autocorrelação espacial negativa. A hipótese nula testada é a aleatoriedade dos dados, ou seja, a ausência de dependência espacial da variável em estudo, enquanto a hipótese alternativa corrobora a presença de dependência espacial.

Na análise da autocorrelação espacial local, será utilizado o indicador local de autocorrelação espacial  $LISA$ , definido por Anselin (1995) como qualquer estatística que satisfaça dois critérios: 1) o  $LISA$  para cada observação fornecerá uma indicação de *clusters* ou agrupamentos espaciais significativos, de valores semelhantes, em torno daquela observação, bem como uma identificação de instabilidades locais, ou seja, *outliers* significativos; e 2) a soma do  $LISA$  para todas as observações será proporcional ao indicador global de associação espacial. A medida  $LISA$  para cada região e período pode ser expressa da seguinte forma:

$$I_{i,t} = \frac{(y_{i,t} - \bar{y}_t) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_{j,t} - \bar{y}_t)}{m_0}, \text{ em que } m_0 = \frac{\sum_{i=1}^n (y_{i,t} - \bar{y}_t)^2}{n} \quad (7)$$

em que um valor positivo de  $I_{i,t}$  indica o agrupamento de valores similares (alto ou baixo), enquanto um valor negativo indica um agrupamento de valores desiguais.

Uma vez que existe uma ligação entre o indicador de associação espacial local e o  $I$  de Moran global, a identificação de focos de não-estacionariedade espacial, ou seja, a presença de valores discrepantes (*outliers*) ou regimes espaciais (*clusters*) será semelhante ao uso do Diagrama de Dispersão de Moran. Esse diagrama, cuja versão cartográfica é conhecida como *Moran Map*, representa graficamente a regressão do valor original da variável em análise sobre o seu valor espacialmente defasado, cujo coeficiente de inclinação é o  $I$  de Moran global, sendo dividido em quatro quadrantes representantes dos diferentes tipos de associação espacial: os *clusters High-High* (HH), região que apresenta alto valor da variável em estudo, circundada por uma vizinhança em que o valor médio da mesma variável também é alto, e *Low-Low* (LL), região de baixo valor na qual a média dos seus vizinhos também é baixa; e os *outliers Low-High* (LH), região com baixo valor, circunvizinha de uma vizinhança cujo valor médio é alto, e *high-low* (HL), região com alto valor na qual a média das regiões contíguas é baixa.

Como é possível que todas as regiões migrem para estados diferentes, mantendo a mesma estrutura da defasagem espacial, é preciso decompor essa mudança entre as classes de estados. A matriz de transição espacial de Markov mostra esse processo, reunindo aspectos dinâmicos e espaciais. O primeiro passo é decidir o número de classes, ou seja, de categoriais, em que a variável de análise será dividida.

Rey (2001) condiciona as probabilidades de transição entre classes à classe inicial em que os vizinhos da região se encontram, chamando o sistema de Matriz Espacial de Transições de Markov. Portanto, se existem  $k$  classes, a dimensão da matriz será  $k \times k$  (os possíveis estados inicial e final da região e os possíveis estados dos vizinhos da região de análise). Dessa forma, a Matriz Espacial de Transições de Markov estuda a dinâmica de transição entre estados em dois instantes no tempo, considerando as características espaciais das regiões.

Nas matrizes de transição de estados de Markov, os municípios eram classificados dependendo do indicador de número de empregos médicos por mil habitantes. Ao incorporar a defasagem espacial, considera-se também o estado do indicador da vizinhança do município. Este valor é calculado por meio de uma matriz de pesos espaciais  $W$  e o resultado é dividido de acordo com o número de classes  $k$  que se deseja obter. Considerando-se a vizinhança, se há quatro estados ( $k = 4$ ), obtém-se quatro situações nas quais as mesorregiões são enquadradas, da mesma forma como o indica o LISA (HH, HL, LH e LL). O quadro 2 exemplifica uma Matriz Espacial de Transições de Markov considerando  $k = 2$  estados e dois períodos  $t_0$  (inicial) e  $t_1$  (final).

**Quadro 2. Exemplo da matriz espacial de transições de Markov**

Situação da Defasagem Espacial	Estado	$t_1$	
	$t_0$	Estado 1	Estado 2
L	Estado 1	$P_{E_1E_1/L}$	$P_{E_1E_2/L}$
	Estado 2	$P_{E_2E_1/L}$	$P_{E_2E_2/L}$
H	Estado 1	$P_{E_1E_1/H}$	$P_{E_1E_2/H}$
	Estado 2	$P_{E_2E_1/H}$	$P_{E_2E_2/H}$

Fonte: elaboração própria.

Cada célula da matriz contém a probabilidade de transição de estado. A primeira célula,  $P_{E_1E_1/L}$ , indica a probabilidade que um município tem de, saindo de um baixo indicador de médico por mil habitantes no período  $t_0$  permanecer nesse mesmo estado em  $t_1$  ( $P_{E_1E_1/L}$ ), dado que pertence a uma vizinhança de baixa aglomeração de empregos médicos por mil habitantes ( $P_{E_1E_1/L}$ ). Já a probabilidade  $P_{E_1E_2/L}$  da primeira linha e segunda coluna, indica a probabilidade da município sair do estado de baixo indicador de médico por mil habitantes em  $t_0$  ( $P_{E_1E_2/L}$ ) e mover-se para um maior indicador de médico por mil habitantes em  $t_1$  ( $P_{E_1E_2/L}$ ), dada a vizinhança de baixa aglomeração de médicos por mil habitantes  $P_{E_1E_2/L}$ . Isto é, o município é bem sucedido, pois não só aumento seu indicador, como também o fez inserido em um ambiente de baixa aglomeração de médicos por mil habitantes.

## 2.1 Testes para matriz de transição markoviana

Segundo Bickenbach e Bode (2001), existem várias propriedades num processo de Markov que podem ser testadas no contexto de um conjunto de dados agrupados em vários períodos e de várias regiões. A primeira delas, a homogeneidade ao longo do tempo (*time-stationarity*), pode ser verificada através da divisão do total da amostra em  $T$  períodos. Este teste verifica se existem diferenças significativas entre a estimação da matriz de transição para cada uma das sub-amostras  $T$  e a matriz estimada a partir da amostra total. Mais especificamente, testa  $H_0: \forall t: P_{ij}(t) = P_{ij}(t = 1, \dots, T)$  contra a hipótese alternativa de que as probabilidades de transição difere entre os  $t$  períodos:  $H_a: \exists t: P_{ij}(t) \neq P_{ij}$ . A estatística *qui-quadrado* pode ser apresentada como segue:

$$Q^{(T)} = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \sum_{j \in B_i} n_i(t) \frac{(\hat{P}_{ij}(t) - \hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy \chi^2 \left( \sum_{i=1}^n (a_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (8)$$

Onde  $\hat{P}_{ij}$  denota a probabilidade de transição entre a  $i$ -ésima a  $j$ -ésima classe estimada para toda a amostra (conjunto em todos os períodos  $T$ ) e  $P_{ij}(t)$  corresponde a probabilidade de transição estimada a partir da  $t$ -ésima sub-amostra. Desde que  $P_{ij}(t)$  sejam assumidos como independentes entre si através das sub-amostras de acordo com  $H_0$ , os  $N^2$  parâmetros podem ser estimados similarmente a (1) como  $\hat{P}_{ij}(t) =$

$n_{ij}(t)/n_i(t)$ .  $n_i(t)$  denota o número absoluto de observações inicialmente pertencentes a  $i$ -ésima classe dentro da  $t$ -ésima sub-amostra. Somente aquelas probabilidades positivas são tomadas em conta em toda a amostra, ou seja,  $B_i = \{j: \hat{P}_{ij} > 0\}$ ; probabilidades de transição que não são observações para toda a amostra são excluídas. Note que  $n_i(t)$  pode ser zero: linhas ( $i$ ) para as quais não estão disponíveis observações dentro de uma sub-amostra não contribuirão para a estatística de teste.

$Q^T$  tem uma distribuição de *qui-quadrado* assintótica com os graus de liberdade determinados pelo número de observações em  $Q^T$ , com exceção daquelas onde  $n_i(t) = 0$ , menos o número de probabilidades de transição estimado em  $\hat{P}_{ij}$ , anos corrigidos para o número de restrições ( $\sum_{j \in B_i} \hat{P}_{ij}(t) = 1$  e  $\sum_{j \in B_i} \hat{P}_{ij} = 1$ ). Conseqüentemente, os graus de liberdade podem ser calculados como  $\sum_{i \in A_i} (b_i - 1) - (b_i - 1)$  onde  $b_i$  ( $b_i = |B_i|$ ) é o número de entradas positivas na  $i$ -ésima linha da matriz para toda a amostra e  $a_i$  é o número de sub-amostras ( $t$ ) em que as observações da  $i$ -ésima linha estão disponíveis ( $a_i = |A_i|$ ;  $A_i = \{t: n_j(t) > 0\}$ ).

A segunda propriedade a ser trabalhada se refere à homogeneidade espacial (*spacial-homogeneity*). Este teste realiza uma comparação entre a matriz de transição para toda a amostra e as matrizes estimadas para  $n$  subconjuntos da mesma. Homogeneidade na dimensão de espaço testa  $H_0: \forall r: P_{ij}(r) = P_{ij}$  ( $r = 1, \dots, R$ ) contra  $H_a: \exists r: P_{ij}(r) \neq P_{ij}$ , ou seja, avalia se existem diferenças entre as probabilidades de transição entre as regiões. A estatística de testes segue uma distribuição *qui-quadrado* que pode ser apresentado como segue:

$$Q^{(R)} = \sum_{r=1}^R \sum_{i=1}^N \sum_{j \in B_i} n_i(r) \frac{(\hat{P}_{ij}(r) - \hat{P}_{ij})^2}{\hat{P}_{ij}} \sim asy \chi^2 \left( \sum_{i=1}^n (c_i - 1)(b_i - 1) \right) \quad (9)$$

Onde  $c_i = |C_i|$ ;  $C_i = \{r: n_i(r) > 0\}$ .

Estes são os dois principais procedimentos para a validação dos resultados expressos pela matriz de transição markoviana. Como se pode notar, ambos os testes são realizados pela comparação das estimações da amostra global com as matrizes estimadas a partir de subconjuntos provenientes da mesma. Estes subconjuntos são construídos a partir da divisão da amostra baseada em dois critérios: tempo e espaço. Para o presente estudo, dada a limitação da amostra utilizada, que corresponde somente a dois períodos (2007 e 2013), torna-se impraticável a implementação do teste para a verificação da hipótese de homogeneidade temporal, provocando a imposição de tal propriedade *a priori*. No que se refere ao critério no espaço, será dividida a amostra em 5 subconjuntos, de acordo com a divisão política administrativa brasileira em regiões, e através da equação (9) verificar-se-á a hipótese de homogeneidade espacial na matriz de probabilidades de transição que será estimada para avaliar a mobilidade no indicador de número de médicos por mil habitantes nos municípios brasileiros.

#### 4. Resultados e discussões

A matriz (10) é conhecida como matriz de transição de Markov. A partir dela será realizada a análise de mobilidade dos indicadores de médicos por mil habitantes entre 2007 e 2013 para os municípios brasileiros. Cada elemento desta matriz representa a probabilidade de um município que estava em 2007 em um dado nível  $i$  do indicador se encontrar em 2013 no estado  $j$  em relação ao número de médicos por mil habitantes.

$$P_{ij} = \begin{pmatrix} 0,4991 & 0,3237 & 0,1430 & 0,0324 & 0,0018 \\ 0,1770 & 0,4286 & 0,2767 & 0,0979 & 0,0198 \\ 0,0611 & 0,2642 & 0,3962 & 0,2336 & 0,0449 \\ 0,0126 & 0,0916 & 0,2570 & 0,4537 & 0,1851 \\ 0,0036 & 0,0081 & 0,0485 & 0,2273 & 0,7125 \end{pmatrix} \quad (10)$$

A primeira linha desta matriz destaca a probabilidade do município que estava no estado 1 em 2007 permanecer no próprio estado ou passar para os demais níveis em 2013. Como se pode notar, a maior probabilidade encontrada é (0,4991) é que estes municípios permaneçam no estado 1, seguida da probabilidade de que estas localidades alcancem o estado 2 (0,3237). Dada a probabilidade bastante significativa dos municípios permanecerem no estado inicial e alcançarem os estados 2 e 3, associada aos valores bem menos expressivos das probabilidades de alcançar os estados 4 ou 5, é plausível supor que, ao longo do período em questão, a maioria dos municípios do estado 1 não conseguiram evoluir para uma situação melhor. Assim, o indicador do número de médicos por mil habitantes apresentados pelos municípios do estado 1 estaria reduzindo mais, em média, do que os das demais municipalidades, o que poderia facilitar um processo de mobilidade negativa.

A segunda linha destaca a probabilidade do município que estava no estado 2 em 2007 regredir ao estado 1, permanecer no mesmo estado ou, ainda, evoluir para os demais estados (3, 4 e 5) em 2013. Para este grupo de localidades, verifica-se uma probabilidade de 0,1770 de que percam no indicador de médico por mil habitantes e regridam para os patamares do nível 1. Observa-se ainda uma probabilidade de 0,4286 de permanecerem no mesmo patamar, de 0,2767 de atingirem o nível 3, de 0,0979 de atingirem o nível 4 e de 0,0198 de alcançarem a classe superior. Estes resultados podem caracterizar um comportamento onde tais localidades conseguiram permanecer em seu estado inicial ou migraram para o estado posterior. Tal fato é justificado pelos expressivos valores, 0,4286 e 0,2767, respectivamente, das probabilidades de permanecerem no nível atual ou atingirem níveis mais elevados.

A terceira linha apresenta as probabilidades dos municípios que pertenciam inicialmente ao estado 3 mudarem de estado ou permanecerem no mesmo padrão. Assim como foi observado para o comportamento das duas classes anteriores, os elementos do estado 3 apresentaram probabilidade bem elevada para permanência de estado. Observa-se que os resultados destacam a vantagem no sentido de permanência no nível 3 (0,3962), de regredir ao nível 2 (0,2642) ou para a evolução ao patamar 4 (0,2336).

Na quarta linha verifica-se uma probabilidade de (0,4537) de permanência no estado inicial, de (0,2570) de regredirem ao estado 3 ou de (0,1851) de migrarem para o estado 5. Observa-se pouca probabilidade desses municípios regredirem para os estados 1 e 2 no indicador de médicos por mil habitantes.

Finalmente, na última linha são mostradas as probabilidades de um município que se encontrava no estado 5 em 2007 regredir ou permanecer no mesmo enquadramento no ano de 2013. Verifica-se uma significativa probabilidade (0,7125) de permanência no estado inicial, sendo pouco expressivas as probabilidades destes municípios reduzirem seus indicadores de médicos por mil habitantes.

As colunas da matriz de transição apresentam as probabilidades dos municípios se encontrarem num dado estado independentemente do estado inicial. A concentração de probabilidades em uma das colunas pode evidenciar a ocorrência de um processo de

mobilidade para aquele nível. Por outro lado, a dispersão de valores em mais de uma coluna traz consigo a possibilidade de formação de clubes de mobilidade.

A partir dos resultados anteriores, a hipótese de mobilidade parece plausível, haja vista as expressivas probabilidades encontradas na terceira coluna da matriz de transição. Como os resultados destacam, os municípios estão melhorando seus indicadores de médicos por mil habitantes. Assim, a formação de um bloco de municípios que convergem para um patamar melhor ganha fortes evidências.

Inicialmente, dividiu-se a amostra em cinco partes, contendo 1112 municípios no primeiro grupo e 1113 em cada um dos demais, de acordo com o número de médicos por mil habitantes em 2007 (matriz  $A_0$ ). Usando a matriz de transição já calculada em (10) e multiplicando-a pela matriz  $A_0$ , que representa o número de municípios em cada estado no período inicial, é possível verificar a quantidade de municípios presentes em cada grupo no ano 2013. A matriz  $A_1$  (4.11) apresenta o novo enquadramento assumido pelos municípios em 2013.

$$A_1 = A_0 \times P_{ij} = \begin{array}{ccccc} & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ & & & & \\ |1112 & 1113 & 1113 & 1113 & 1113| \end{array} \begin{array}{c} \left( \begin{array}{ccccc} 0,4991 & 0,3237 & 0,1430 & 0,0324 & 0,0018 \\ 0,1770 & 0,4286 & 0,2767 & 0,0979 & 0,0198 \\ 0,0611 & 0,2642 & 0,3962 & 0,2336 & 0,0449 \\ 0,0126 & 0,0916 & 0,2570 & 0,4537 & 0,1851 \\ 0,0036 & 0,0081 & 0,0485 & 0,2273 & 0,7125 \end{array} \right) \end{array}$$

$$A_1 = |838 \quad 1242 \quad 1248 \quad 1163 \quad 1073| \quad (11)$$

Como se pode verificar, a distribuição dos municípios foi alterada. Houve uma redução de 24,64% na quantidade de municípios com número de médicos por mil habitantes abaixo de 0,6759 (estado 1), um aumento de 11,59%, 12,13% e 4,49% no número de localidades com indicador entre 0,6760 e 1,0696 (estado 2); 1,0697 e 1,5873 (estado 3); 1,5874 e 2,5557 (estado 4) respectivamente. Observou-se uma redução de 3,59% na quantidade de municípios com número de médicos por mil habitantes acima de 2,5558. Estes resultados reforçam a hipótese de mobilidade entre os municípios brasileiros, para patamares melhores no indicador de médicos por mil habitantes.

Para testar a robustez dos resultados foi realizada a avaliação da propriedade de homogeneidade espacial. Devido à limitação do banco de dados utilizado, como destacado anteriormente, a propriedade de homogeneidade temporal não pode ser testada, levando a adoção de tal hipótese sobre a matriz (4.10). Para identificar a propriedade de homogeneidade espacial foi utilizada a estatística de *Qui-Quadrado* apresentada na equação (9). Os resultados confirmam tal característica para a matriz de transição estimada com 95% de confiança. O teste de homogeneidade espacial retrata que os resultados de qualquer segmentação da amostra deve coincidir com o resultado para o total da mesma. Assim, a divisão dos espaços de forma aleatória ou mesmo a partir da criação de grupos baseados em características como tamanho da população, PIB, etc. apresentariam resultado semelhante.

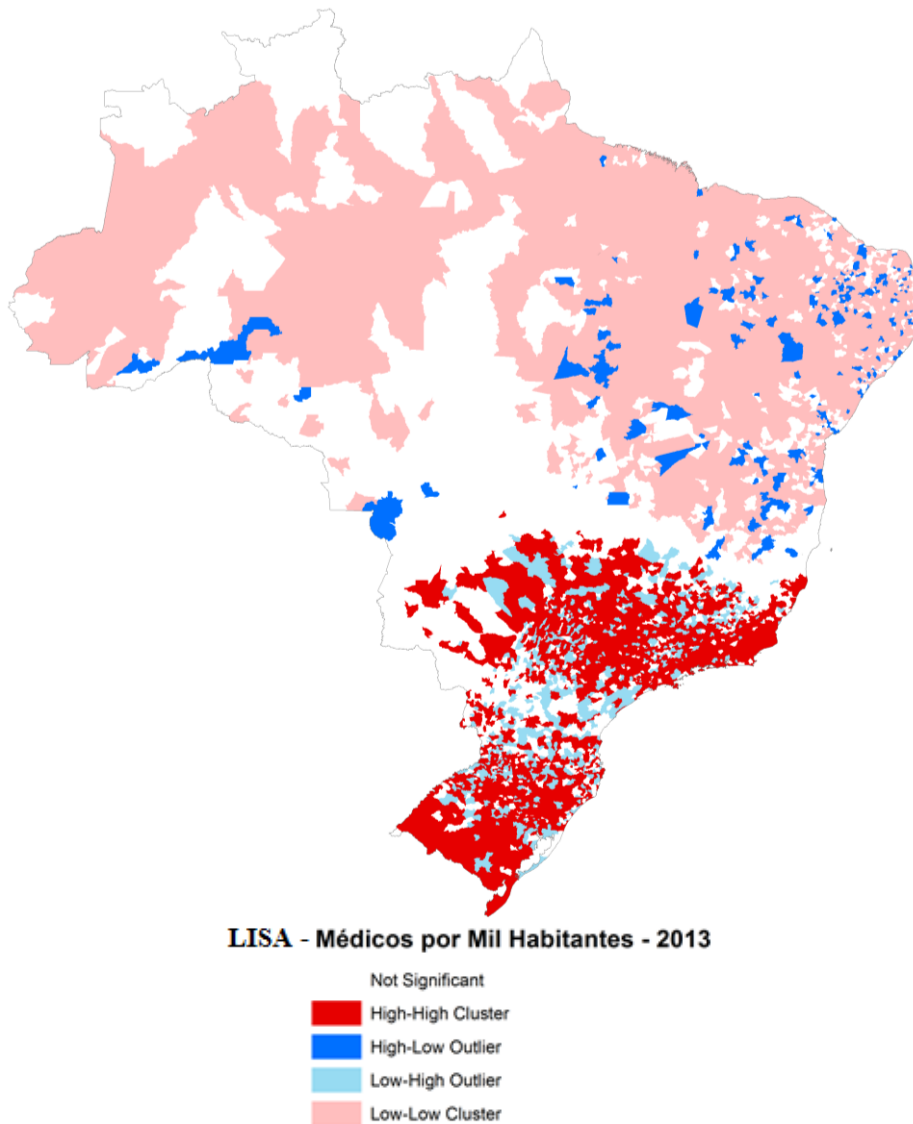
Uma vez considerada a dinâmica do processo, é necessário incluir a influência da dependência (ou defasagem) espacial nos municípios. A estatística *I* de Moran é utilizada na análise de autocorrelação espacial e o índice *LISA* um índice local que identifica a presença de aglomerações espaciais.

A Figura 3 apresenta o mapa de significância de Moran, ou seja, aponta os municípios onde a estatística Local de Moran apresenta-se significativa a 5%. Neste mapa podemos visualizar as regiões brasileiras onde existem aglomerações espaciais

estatisticamente significativas, ou seja, municípios onde o número de médicos por mil habitantes está correlacionado espacialmente (esta correlação foi verificada através da estatística I de Moran).

Os municípios estão classificados em cinco categorias, de acordo com a sua interação espacial com os vizinhos: (*not significant*) não significativo; (*high – high*) municípios com altas taxas de médicos por mil habitantes cuja média de médicos por mil habitantes dos vizinhos é alta; (*high – low*) municípios com altas taxas cercados por municípios onde a média é baixa; (*low – high*) municípios com baixas taxas de médicos por mil habitantes cercados por municípios cuja média é alta; e (*low – low*) municípios com baixas taxas de médicos por mil habitantes onde a média de médicos por mil habitantes dos vizinhos também é baixa. Por exemplo, nas regiões Sudeste e Sul, alguns municípios parecem induzir a presença de médicos nos municípios vizinhos. Enquanto que nas regiões Nordeste e Norte o efeito é inverso.

**Figura 3. Moran Local Médicos por Mil Habitantes em 2013**



As matrizes espaciais de transição de Markov serão analisadas considerando o indicador do número de médicos por mil habitantes. A definição dos estratos seguem o que foi realizado para a cadeia de Markov. Toda a análise das Cadeias Espaciais de

Markov será construída baseada em dois períodos 2007 e 2013. Como serão consideradas as transições dos municípios brasileiros entre estados em dois períodos de tempo, temos apenas uma transição possível.

A tabela 3 mostra o número de casos de determinada situação de transição para os anos de 2007 e 2013. Por exemplo, a linha cinco da matriz indica a probabilidade de transição de um município que iniciou em 2007 no estado 5 ir para outros estados do indicador de médicos por mil habitantes, dado que o município é cercado de vizinhos com baixa-baixa concentração de médicos por mil habitantes. A diagonal principal, com valores destacados, indica situações em que não houve mudança na situação relativa do município.

**Tabela 3. Matriz de transição espacial de Markov**

Linha	2007	Defasagem Espacial	Número de Caso	2013				
				Estado 1	Estado 2	Estado 3	Estado 4	Estado 5
1	Estado 1	LL	112	0,2857	0,3393	0,2589	0,1161	0,0000
2	Estado 2		278	0,1079	0,3237	0,3561	0,1691	0,0432
3	Estado 3		371	0,0243	0,2156	0,3881	0,3154	0,0566
4	Estado 4		149	0,0201	0,1074	0,2282	0,4832	0,1611
5	Estado 5		202	0,0050	0,0149	0,0743	0,2921	0,6139
6	Estado 1	LH	44	0,4091	0,3409	0,2273	0,0227	0,0000
7	Estado 2		120	0,1583	0,4083	0,3333	0,0917	0,0083
8	Estado 3		336	0,0685	0,2173	0,3810	0,2649	0,0685
9	Estado 4		562	0,0142	0,1210	0,2989	0,4270	0,1388
10	Estado 5		51	0,0196	0,0000	0,0980	0,2549	0,6275
11	Estado 1	L ou M	131	0,3206	0,4275	0,2061	0,0383	0,0076
12	Estado 2		277	0,1733	0,4585	0,2744	0,0758	0,0181
13	Estado 3		360	0,0722	0,3306	0,4444	0,1389	0,0139
14	Estado 4		239	0,0042	0,0460	0,1967	0,5146	0,2385
15	Estado 5		106	0,0000	0,0189	0,0283	0,3302	0,6226
16	Estado 1	HL	400	0,4800	0,3700	0,1275	0,0200	0,0025
17	Estado 2		405	0,2123	0,4889	0,2173	0,0716	0,0099
18	Estado 3		51	0,1961	0,3725	0,3137	0,1176	0,0000
19	Estado 4		123	0,0081	0,0244	0,2439	0,4390	0,2846
20	Estado 5		134	0,0075	0,0000	0,0522	0,2985	0,6418
21	Estado 1	HH	420	0,6381	0,2405	0,1000	0,0214	0,0000
22	Estado 2		29	0,3793	0,3793	0,2414	0,0000	0,0000
23	Estado 3		1	0,0000	0,0000	1,0000	0,0000	0,0000
24	Estado 4		42	0,0238	0,0000	0,2143	0,4286	0,3333
25	Estado 5		621	0,0016	0,0064	0,0386	0,1707	0,7826

Fonte: Elaboração própria.

As linhas de um a cinco reúnem os municípios cujos vizinhos apresentam baixa-baixa (LL) concentração de médicos por mil habitantes. Nas linhas 6 a 10 são os casos dos vizinhos com baixa-alta (LH) concentração de médicos por mil habitantes. Nas linhas 11 a 15 são os vizinhos com baixa (L) concentração. As linhas 16 a 20 com os vizinhos com alta-baixa (HL) concentração de médicos por mil habitantes e, por último,



nas linhas 21 a 25, os vizinhos que possuem alta-alta concentração de médicos por mil habitantes.

As células destacadas em amarelo na diagonal principal apresentam, em geral, o maior valor em cada linha, o que significa que a força da inércia, isto é, a probabilidade do município manter-se no mesmo estado do indicador de médicos por mil habitantes no final do período é grande.

Principalmente para os municípios do estado 5, a probabilidade de permanência no mesmo estado é relativamente elevada, pois os municípios têm sempre mais de 50% de chances de permanecerem inertes. Por exemplo, um município do estado 5 em 2007 tem 78% de chances de permanecer nesse estado no ano de 2013.

A tabela 4 resume a matriz de transição espacial calculada. Os municípios com possibilidade de melhorar estão nos estados 1, 2, 3 e 4, pois o estado 5 é o nível máximo onde já possuem o maior estado do indicador de médico por mil habitantes. Por outro lado, os municípios com possibilidade de piorar estão nos estados 5, 4, 3, 2, pois o estado 1 é o nível mínimo. Na tabela 4.2 contamos os casos de municípios que poderiam melhorar e os que poderiam piorar. Em seguida, verificou-se dentre os casos dos municípios que poderiam melhorar, quantos efetivamente melhoraram e, dividindo os dois valores, obtemos a probabilidade do município melhorar de estado, dado seu potencial de melhorar (o mesmo raciocínio aplica-se no caso de piora).

Em seguida, consideram-se os casos de municípios cujos vizinhos apresentavam melhor estado do que eles e, dentro destes, aqueles municípios que realmente apresentaram melhoria de estado entre períodos. Calcula-se por fim, a probabilidade de melhorar de estado dado que o município é cercado de vizinhos com melhor estado.

**Tabela 4. Resultados das matrizes espaciais de transição de Markov**

Defasagem Espacial	Casos de municípios que poderiam melhorar	Casos de municípios que melhoraram	Probabilidade de melhorar	Casos de municípios que poderiam piorar	Casos de municípios que pioraram	Probabilidade de piorar
LL	910	196	0,2154	1000	122	0,1220
LH	1069	183	0,1712	1062	233	0,2194
L	1007	80	0,0794	982	52	0,0529
HL	979	265	0,2707	713	45	0,0631
HH	492	399	0,8109	693	121	0,1746

Fonte: Elaboração própria.

Sem distinguir a defasagem espacial, os resultados apontam que a probabilidade do município melhorar o seu estado é maior do que a probabilidade de piorar: 30,95% versus 12,64%. Os municípios que estão cercados de vizinhos de alta-alta e alta-baixa concentração de médicos por mil habitantes, têm 81,09% e 27,07% de chances de melhorar respectivamente. Estes valores são superiores à probabilidade do município piorar se ele estiver na vizinhança de municípios com baixa-baixa, baixa-alta e baixa concentração de médicos por mil habitantes (12,20%, 21,94% e 5,29% de chances de fracasso do município respectivamente).

Portanto, conclui-se que, o *pull effect* (efeito da boa vizinhança em estimular o aumento do indicador de médico por mil habitantes) é maior do que o *drag effect* (efeito da má vizinhança de retrainir o indicador de médicos por mil habitantes), pois a probabilidade dos municípios com vizinhos com alta-alta e alta-baixa concentração de

médicos por mil habitantes melhorarem sua posição relativa é em média de 54,08%, enquanto que a probabilidade dos municípios com vizinhos de baixa-baixa, baixa-alta e baixa concentração de médicos por mil habitantes piorarem seu estado é em média de 13,14%. Estes resultados evidenciam que a vizinhança exerce uma influência elevada no indicador de médicos por mil habitantes dos municípios e que o *pull effect* é maior do que o *drag effect*.

## 5. Conclusão

Com o propósito de avaliar a dinâmica na distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros, construímos um indicador importante para mensurar o padrão da distribuição espacial dos médicos que é o número de médicos por mil habitantes em 2007 e 2013 para os municípios brasileiros. Em seguida, partiu-se para uma análise dinâmica da distribuição espacial dos médicos nos municípios brasileiros, por meio inicialmente de uma matriz de transição markoviana e em seguida no intuito de incerir a dependência espacial entre os municípios foi realizada a análise através das cadeias espaciais de Markov.

Inicialmente a partir das matrizes de transição de Markov. Foi possível detectar uma tendência gradativa rumo a uma situação melhor no indicador de médicos por mil habitantes. A trajetória assumida pelos municípios brasileiros que estavam nos estados 1 e 2 no período estudado, apresentam uma considerável probabilidade de mobilidade para estados superiores onde o indicador de médicos por mil habitantes é o recomendável pela OMS. Percebe-se também que os municípios que encontravam-se nos estados superiores 3, 4 e 5 no indicador de médicos por mil habitantes apresentam forte probabilidade de permanência ou ascensão no indicador.

Quando inserimos a dependência espacial na análise, pretendemos responder ao seguinte questionamento: Existe algum efeito decorrente da proximidade de um município a municípios onde o indicador de médicos por mil habitantes é alto ou baixo?

Para responder a esse questionamento, utilizamos as Matrizes Espaciais de Markov, a partir das quais podemos concluir que a vizinhança afeta o número de médicos por mil habitantes de um município. Quando cercados por uma boa vizinhança (elevado indicador), o município tem quase três vezes mais chance de melhorar o seu indicador de médicos por mil habitantes, em relação à possibilidade de melhorar se estiver cercado por uma má vizinhança. Por outro lado, a má vizinhança aumenta em quase duas vezes a chance de fracasso. Isto indica que o *pull effect* (efeito da boa vizinhança em estimular o aumento do indicador) é maior que o *drag effect* (efeito da má vizinhança de retrain o indicador), pois vizinhos com maior indicador conseguem com 54,1% de chances melhorar o indicador de médicos por mil habitantes do município, enquanto que vizinhos com baixo indicador conseguem piorar seu indicador com 13,14%.

## 6. Referências

ANSELIN, Luc. Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis*, v.27, n.2, p. 91-115, 1995.

BUENO, F. *Cadeias de Markov: práticas e aplicações*. Araranguá: CEFETSC, 2008.

DATASUS (Banco de dados do Sistema Único de Saúde), <http://w3.datasus.gov.br/datasus/index.php>.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Economia da Saúde: uma perspectiva macroeconômica 2000-2005*. Rio de Janeiro, 2008.

MARKOV, A. A. *Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain*. Reprinted in Appendix B of: R. Howard. *Dynamic Probabilistic Systems*, volume 1: Markov Chains. John Wiley and Sons, 1971.

REY, Sergio J. Spatial empirics for economic growth and convergence. *Geographical Analysis*. V. 33, n. 3, p. 194-214, 2001.

RODRIGUES, C. F. L. *Cadeis de Markov clássicas e quânticas*. UFRGS. Dissertação de mestrado. Porto Alegre – RS, 2006.

SCHETTINI, D.; AZZONI, C. R. Diferenciais regionais de competitividade industrial do Brasil no Século 21. *Economia*, Brasília(DF), v.14, n.1B, p.361–387, mai/ago 2013.