

Uma análise espacial do envio e recebimento de pacientes para internação nos municípios brasileiros em 2014

Resumo: Dentro do contexto de regionalização e hierarquização do SUS, o objetivo do presente estudo foi avaliar o efeito da rede assistencial do SUS nos municípios e municípios vizinhos sobre o recebimento e envio de pacientes para internação. Para captar os efeitos do próprio município e dos municípios vizinhos sobre o recebimento e envio de pacientes para internação foram empregadas técnicas econométricas espaciais. Os resultados mostraram a existência de dependência espacial em todas as variáveis analisadas, a partir disso foi estimado o modelo econométrico espacial SDM para explicar os condicionantes espaciais do envio e recebimento de pacientes de internação. Foi observado que os pacientes buscam atendimento para internação onde há maior disponibilidade de profissionais de saúde, seja no próprio município ou nos municípios vizinhos, também foi verificado que aumentos na razão de recebimento de pacientes dos vizinhos aumentam a razão de recebimento de pacientes do município.

Palavras-chave: Saúde Pública. Regionalização. Econometria Espacial. Governos Municipais. Brasil.

Abstract: *Within the SUS regional and hierarchical context, the aim of this study was to evaluate the effect of the SUS care network in the municipalities and neighboring municipalities on the receipt and delivery of patients for hospitalization. In order to capture the effects of the municipality itself and the neighboring municipalities on the reception and sending of patients for hospitalization, spatial econometric techniques were employed. The results showed the existence of spatial dependence in all the analyzed variables, from which the spatial econometric model SDM was estimated to explain the spatial conditions of the sending and receiving of hospitalization patients. It was observed that patients seek care for hospitalization where there is greater availability of health professionals, either in the municipality or in the neighboring municipalities, it was also verified that increases in the ratio of patients receiving from the neighbors increase the ratio of patients receiving the municipality.*

Keywords: *Public health. Regionalization. Spatial Econometrics. Municipal Governments. Brazil.*

Classificação JEL: I18, R12.

Auberth Henrik Venson¹

¹ Doutorando em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR), e Mestre em Economia Regional pela Universidade Estadual de Londrina (UEL). Av. Prefeito Lothário Meissner, 632 - térreo - Jardim Botânico - 80210-170 - Curitiba/PR, Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico – PPGDE/UFPR.

1. Introdução

A Constituição Federal de 1988 estabelece que a saúde seja direito de todos e dever do Estado, sendo este responsável por garantir o acesso universal e igualitário aos serviços de saúde por meio de políticas sociais e econômicas. De acordo com a Lei Orgânica da Saúde (LOS), Lei nº 8080, de 19 de setembro de 1990, o Sistema Único de Saúde (SUS) é constituído pelo conjunto de ações e serviços de saúde, prestados por órgãos e instituições públicas federais, estaduais e municipais, da Administração direta e indireta e das fundações mantidas pelo Poder Público.

O SUS possui como principais diretrizes e princípios estabelecidos pela lei: a universalização do acesso aos serviços de saúde; a igualdade da assistência à saúde; a integralidade de assistência, capacidade de resolução de todos os níveis de assistência; a descentralização político-administrativa, com ênfase na descentralização dos serviços para os municípios e a conjugação dos recursos financeiros, tecnológicos, materiais e humanos da União, dos Estados, do Distrito Federal e dos Municípios na prestação de serviços de assistência à saúde da população.

Segundo Rocha et. al. (2012), com a criação do SUS a responsabilidade da provisão dos serviços de saúde seria compartilhada entre as três esferas de governo, ficando a União responsável pelo estabelecimento das políticas de saúde e com os estados e municípios responsáveis pela execução. De acordo com Marinho et. al. (2001), o SUS é responsável pela maior parte das internações no país e responde por aproximadamente 1/3 do valor total despendido com saúde no Brasil. Segundo dados da Organização Mundial de Saúde (OMS), o Brasil está entre os países com maior população, no entanto, os gastos com saúde são inferiores aos destinados em países desenvolvidos (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2013).

A provisão dos serviços de saúde no Brasil é marcada por amplas disparidades regionais, embora a saúde seja um direito de todas as pessoas, com acesso universal e igualitário garantido pela Constituição de 88, frequentemente observam-se grandes barreiras no acesso aos serviços ambulatoriais e hospitalares (GUIMARÃES, *et al.* 2006). Propostas de regionalização e hierarquização dos serviços de saúde no Brasil vêm sendo colocadas como necessárias para uma assistência de melhor qualidade a menor custo (GALVÃO, *et. al.* 1999).

De acordo com Rocha *et. al.* (2013), um avanço de gestão trazido pela Norma Operacional de Assistência à Saúde (NOAS), de 26 de janeiro de 2001, foi o estabelecimento das regionais de saúde, áreas intermediárias entre estados e municípios definidas com o intuito de tornar mais eficaz a gestão dos sistemas de média e alta complexidade. Isto possibilitou uma definição mais clara das responsabilidades de cada esfera de governo. Segundo Ouverney (2005), a estratégia de regionalização trazida pela NOAS tem como objetivos principais a integralidade e equidade no atendimento, e que esses objetivos só podem ser alcançados mediante a um processo de interdependência municipal. De acordo com o autor, a NOAS procurou impulsionar essa interdependência por meio dos processos de territorialização e de planejamento na atenção à saúde.

Neste contexto de regionalização e hierarquização do atendimento no SUS o objetivo do presente artigo é analisar os aspectos espaciais condicionantes do recebimento e envio de pacientes para internação nos municípios brasileiros, mais especificamente o efeito da rede de assistência do SUS nos próprios municípios e dos municípios vizinhos no recebimento e envio de pacientes para internação. O artigo está dividido em 5 seções. Além desta introdução, na segunda seção é feita uma breve revisão da literatura acerca da alocação de recursos e aspectos espaciais da assistência à saúde no Brasil, a terceira apresenta a metodologia adotada e na quarta são analisados os principais resultados obtidos e por fim são tecidas as considerações finais.

2. Revisão de literatura: aspectos espaciais da saúde no Brasil

A economia da saúde trata de como os recursos são alocados e distribuídos neste setor. Seu estudo é relevante por conta da grande alocação de recursos feito pelo setor, da preocupação com políticas públicas e pelo número de problemas de saúde dotados de um elemento econômico substancial (FOLLAND, *et al.* 2008). De acordo com Barros (2009), os principais fatores que diferenciam o setor de saúde dos demais são identificados como sendo a presença de incerteza, o papel das instituições sem fins lucrativos e a existência de fortes juízos éticos no consumo de serviços médicos, como por exemplo, a ideia de que ninguém deve ser privado de cuidados médicos em caso de necessidade.

De acordo com Marinho (2003), hospitais costumam a trabalhar com alguma capacidade ociosa, isso ocorre devido à imprevisibilidade da demanda e da impossibilidade ou não adequabilidade da transferência de excessos de demanda para outras unidades, assim a ocorrência de equilíbrios não é muito frequente nesse tipo de organização. Devido ao elevado grau de complexidade dos serviços de saúde, os mercados de serviços de saúde são, em geral, altamente regulamentados; desta forma, o Estado desempenha com frequência um papel importante na propriedade e gestão de hospitais, e também é responsável por financiar grande parte dos serviços de saúde e desempenha um papel crucial na determinação de contratos entre provedores de saúde e consumidores (MATEUS, 2008).

Em diversos países os serviços de saúde são tratados como bens meritórios, com o governo tendo por objetivo garantir que toda a população possa usufruí-los (VIEGAS, 2000). No Brasil a constituição de 1988 estabeleceu formalmente o chamado Sistema Único de Saúde (SUS). O sistema representou uma mudança significativa no sistema de saúde no Brasil, estabelecendo o cuidado em saúde como direito fundamental e dever do Estado, iniciando um processo que tinha como objetivo tornar o sistema de saúde brasileiro universal (WORLD BANK, 2008).

De acordo com Guimarães *et al.* (2006), a produção em saúde é composta por serviços básicos, que são de utilização frequente e envolvem menores custos, e de serviços complexos que, por envolverem maior tecnologia e menor densidade espacial de demanda, estão sujeitos a economias de escala, assim a distribuição da oferta apresenta-se espacialmente diferenciada.

Na política alocativa do Ministério da Saúde a equidade na distribuição dos recursos foi pouco valorizada. Ainda que a expansão de ações de atenção básica tenha favorecido regiões e os segmentos populacionais com maiores necessidades de saúde, o custeio da rede própria do MS, os atendimentos ambulatoriais de média e alta complexidade, por exemplo, apresentaram distribuições *per capita* que favorecem as regiões mais desenvolvidas do Sudeste, Sul e Centro-Oeste. (UGÁ *et al.*, 2003)

Segundo Simões *et al.* (2004), a localização dos serviços de saúde mostra-se como uma questão de grande importância no Brasil, que apresenta recursos escassos para financiar a saúde pública. Propostas de regionalização e hierarquização dos serviços de saúde no Brasil vêm sendo colocadas como necessárias para uma assistência de melhor qualidade a menor custo (GALVÃO, *et al.* 1999).

Ainda são escassos os estudos a respeito dos aspectos espaciais relacionados à saúde no Brasil. Galvão *et al.* (1999), ao discutirem a aplicação de modelos matemáticos de organização de espacial para a saúde, apontam a importância dessas ferramentas, ainda pouco utilizadas no Brasil, para o planejamento e distribuição da saúde pública. Assim sendo, é relevante buscar avançar na literatura empírica sobre os aspectos espaciais da

saúde no Brasil como forma de discutir os efeitos da distribuição locacional da estrutura de assistência à saúde e possíveis políticas que tragam melhorias nessa questão.

Cavalcante (2014) avalia políticas sociais nos municípios brasileiros através da análise exploratória de dados espaciais. O autor não identifica uniformidade na distribuição espacial para a provisão de serviços de saúde, indicando que a dependência espacial, apesar de estatisticamente significativa, não seria tão relevante na provisão de saúde como é, por exemplo, para a provisão de serviços de educação.

Contudo, outros estudos empíricos apontaram grande importância dos aspectos espaciais para assistência de saúde no Brasil, nesse grupo podem citados os trabalhos de Guimarães *et. al.* (2007); Barros e Gomes (2014); Simões *et. al.* (2004); Póvoa *et. al.* (2004); Freitas e Cabral (2011) e Marconato *et. al.* (2016).

Guimarães *et. al.* (2007) utilizam análise exploratória de dados espaciais para avaliar a formação de *clusters* espaciais na rede assistencial, recursos humanos e estrutura física, de saúde no Brasil. Os autores identificam alta concentração espacial e existência de grandes disparidades entre as macrorregiões na oferta de serviços em saúde no Brasil.

Barros e Gomes (2014) avaliaram a distribuição de espacial dos profissionais de saúde nos estados brasileiros e identificaram a existência alta concentração espacial de profissionais de saúde nos estados do Sul e Sudeste. Ao desagregar por categorias profissionais, foram identificados *clusters* Alto-Alto na região Sudeste e Baixo-Baixo na região Norte para médicos, Alto-Alto no Sudeste para enfermeiros, Baixo-Baixo no Nordeste para técnicos em enfermagem e Alto-Alto no Sul e Sudeste e Baixo-Baixo no Nordeste para auxiliares de enfermagem, indicando disparidades regionais na distribuição

Simões *et. al.* (2004) realizaram uma análise exploratória de dados espaciais para analisar a rede assistencial de saúde nos municípios do estado de Minas Gerais, também verificando a existência de desigualdades espaciais na rede assistencial, principalmente ao comparar as regiões norte e sul do estado. Póvoa *et. al.* (2004) analisaram a distribuição de empregos médico em Minas Gerais, por meio de uma análise econométrica espacial foram identificados impactos positivos e relevante da renda *per capita* e do tamanho do município como fator de concentração nos empregos médicos, os autores também apontaram que o tamanho da população dos vizinhos pelo efeito negativo que tem na disponibilidade de médicos nos municípios.

Esses resultados encontrados na literatura mostram a importância de se considerar os aspectos de distribuição espacial ao se analisar a estrutura de assistência à saúde, tanto para tratar de questões de recursos físicos como para a questão de recursos humanos, dado que em ambos parecem haver efeitos de vizinhança relevantes.

Com relação ao financiamento da assistência à saúde nos municípios, Freitas e Cabral (2011) analisaram a convergência local dos gastos municipais em saúde no Brasil entre 2003 e 2008 e encontraram evidências de existência de convergência, absoluta e condicional nos gastos municipais em saúde, entretanto também identificaram uma maior velocidade de convergência nas regiões mais desenvolvidas do país, o que contribui para acentuar as desigualdades regionais na saúde no Brasil.

Para analisar um indicador mais geral sobre a situação de saúde no Brasil, Marconato *et. al.* (2016) avaliaram as condições de saúde nos municípios brasileiros por meio de uma análise espacial para o índice FIRJAN de saúde. Os autores detectaram forte presença de autocorrelação espacial nas condições de saúde no Brasil, foram identificados *clusters* Alto-Alto nas regiões Sul e Sudeste e Baixo-Baixo nas regiões Norte e Nordeste. Na análise dos modelos econométrico espaciais foi encontrado um efeito positivo do indicador de saúde dos vizinhos, indicando que a existência de um efeito de transbordamento espacial de saúde nos municípios brasileiros. Também foram destacados os impactos positivos de renda *per capita*, gastos em saúde *per capita*, educação e infraestrutura

nas condições de saúde dos municípios.

Ainda que recente e em crescimento, a literatura sobre os aspectos espaciais da saúde no Brasil tem apontado para a existência de grandes disparidades regionais, tanto em relação à rede assistencial, com distribuição espacial de profissionais e estrutura física fortemente concentrada nas regiões mais desenvolvidas, como nas condições de saúde no Brasil. Assim a desigualdade regional se mostra como um grande desafio na elaboração de políticas públicas na área de saúde. Cabe ressaltar que o presente artigo busca avançar nessa literatura ao abordar os efeitos de vizinhanças no envio de pacientes do SUS entre os municípios brasileiros, questão ainda não tratada especificamente na literatura nacional.

3. Metodologia

Nesta seção está detalhada a metodologia utilizada para a análise espacial do recebimento e envio de pacientes para internação nos municípios brasileiros no ano de 2014. Primeiramente foi construída uma variável, Razão de Recebimento de Pacientes (RRP), para medir o fluxo de pacientes de internação entre os municípios e então foram empregadas técnicas econométricas espaciais para avaliar os efeitos da rede de assistência do SUS e gastos públicos em saúde dos próprios municípios e dos municípios vizinhos sobre a RRP.

3.1 Base de dados e variáveis

Os dados utilizados no presente estudo são provenientes do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH/SUS), do Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde do Brasil (CNES), disponibilizados pelo Departamento de Informática do SUS (DATASUS), nas seções em que se encontram as informações a respeito da assistência à saúde e da rede assistencial, respectivamente. Também foram empregados dados provenientes do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS).

Do SIH/SUS foram coletados os dados referentes às internações para construir o indicador de recebimento e envio de pacientes. A chamada Razão de Recebimento de Pacientes foi definida como:

$$RRP = \frac{\text{número de internações por local de internação}}{\text{número de internações por local de residência}} \quad (1)$$

A RRP é a razão entre o número de internações que foram realizadas dentro do município e o número de residentes dos municípios que foram internados em algum município, seja no próprio município como em outro município. Esse indicador representa o fluxo líquido de pacientes de internação. Um valor da RRP maior que 1 significa que o município é receptor líquido de pacientes, um valor menor que 1 significa que o município é exportador líquido de pacientes. A RRP pode ser considerada uma *proxy* de especialização no atendimento à saúde, uma vez que os municípios que recebem muitos pacientes provenientes de outros municípios são, mais provavelmente, centros de referência em algum tipo de atendimento.

Do CNES foram coletados os dados referentes à rede assistencial do SUS nos municípios, número de estabelecimentos com internação, leitos de internação do SUS, médicos e profissionais de enfermagem (enfermeiros, técnicos de enfermagem e auxiliares de enfermagem) vinculados ao SUS.

Do SIOPS são provenientes os dados referentes às transferências do SUS aos

municípios, transferências fundo a fundo, e aos gastos municipais em saúde com recursos próprios dos municípios.

Também foram empregados os dados de estimativa de população dos municípios, utilizado pelo Tribunal de Contas da União (TCU) como referência para a determinação de cotas do Fundo de Participação dos Municípios e para as transferências fundo a fundo do SUS, disponibilizados pelo DATASUS. Em todas as bases de dados, os dados consolidados foram encontrados em nível municipal para os 5570 municípios brasileiros referentes ao ano de 2014. A tabela 1 apresenta um resumo das variáveis e bases de dados.

Tabela 1. Variáveis selecionadas e bases de dados

Variável	Definição	Base de Dados
RRP	nº de internação por local de internação/nº de internações por local de residência	SIH/SUS, DATASUS
LTSUS	Leitos de Internação do SUS/ 1000 hab.	CNES, DATASUS
ESTSUS	Estabelecimentos com internação do SUS/ 1000 hab.	CNES, DATASUS
MEDSUS	Médicos do SUS/ 1000 hab.	CNES, DATASUS
ENFSUS	Profissionais de enfermagem do SUS/ 1000 hab.	CNES, DATASUS
TRSUS	Transferências do SUS para os municípios <i>per capita</i>	SIOPS
DRP	Despesas municipais em saúde com recursos próprios <i>per capita</i>	SIOPS
LNPOP	Logaritmo natural da população do município	TCU/DATASUS

Fonte: Elaboração própria.

3.2 Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais é a técnica para descrever e visualizar distribuições espaciais, identificar localidades espaciais atípicas, descobrir padrões de associação espacial e sugerir diferentes regimes espaciais. O primeiro passo no estudo da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) é testar a hipótese de que os dados espaciais sejam distribuídos aleatoriamente. Intuitivamente, aleatoriedade espacial significa que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores deste atributo nas regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012).

No entanto, essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis *per capita*, por área, etc.). Nesse sentido Perobelli *et. al* (2007) reforça que a partir da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos.

Segundo Almeida (2012), a estatística I de Moran é um coeficiente de autocorrelação espacial, usando a medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Algebricamente a estatística I de Moran é representada pela equação:

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2)$$

Na forma matricial, a equação (2) é representada pela equação:

$$I = \frac{n}{s_0} \frac{z' W z}{z' z} \quad (3)$$

Em que n é o número de regiões, z denota os valores da variável de interesse padronizada, Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos

vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W . Um elemento dessa matriz, referente à região i e a região j , é registrado como w_{ij} , significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados.

A matriz de pesos espaciais empregada nesse estudo foi a matriz de vizinhança de distância euclidiana dos k -vizinhos mais próximos, para captar a distância percorrida pelos pacientes para internação fora do próprio município de residência, o número de k -vizinhos foi como sendo os 13 vizinhos mais próximos, que representa aproximadamente o número médio de municípios por regional de saúde. A escolha dessa definição para a matriz de vizinhança carrega a hipótese implícita de que os pacientes só são internados na própria ou mais próxima regional de saúde do município onde residem, apesar não captar internações de pacientes muito distantes de seu município de residência, essa hipótese é plausível dada a estratégia de regionalização e hierarquização que, de acordo com o Art. 198 da Emenda Constitucional nº 29 de 2000, constitui a rede de assistência do SUS e ao fato de que, de acordo com dados do DATASUS, foram realizadas internações em todas as regionais de saúde no ano de 2014.

Os valores de I maiores (ou menores) que o valor esperado de $I = -1/(n-1)$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa). De acordo com Almeida (2004), a autocorrelação espacial positiva revela que existe uma similaridade entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial.

Segundo Almeida (2012), o I de Moran fornece três tipos de informações: o nível de significância fornece a informação sobre os dados estarem distribuídos aleatoriamente ou não; o sinal positivo da estatística I de Moran, desde que significativos, indica que os dados estão concentrados em regiões. O sinal negativo, por sua vez, indica a dispersão dos dados; a magnitude da estatística fornece a força da autocorrelação espacial, quanto mais próximo de um mais forte é autocorrelação e quanto mais próximo de -1 mais disperso estão os dados.

Segundo Haddad e Pimentel (2004), o valor do I de Moran calculado maior que o I esperado indica a presença de uma autocorrelação espacial positiva, no caso do I de Moran calculado ser menor que o I esperado apresentará uma autocorrelação negativa. A autocorrelação espacial global univariada é verificar se uma variável observada em determinada região está associada a valores da mesma variável em regiões vizinhas.

Então se pode dizer que a presença de autocorrelação espacial positiva indica uma associação do valor da variável entre as localidades. O I de Moran esperado, dado por $E(I) = -1/(n-1)$, fornece o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados, no caso estudado $E(I) = -0,0002$. Sendo que os valores de I acima desse valor indicam autocorrelação espacial positiva e os valores abaixo indicam autocorrelação negativa.

O indicador LISA demonstra o grau de autocorrelação espacial local. Conforme enfatiza Anselin *apud* Almeida (2012, p.130), para que isso ocorra é necessário que essa estatística satisfaça a dois critérios: a) esses indicadores devem possuir, para cada observação, uma indicação de clusters espaciais significantes de valores similares ao redor de cada observação, b) o somatório dos indicadores LISA, em todas as regiões, deve ser proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Dessa maneira, os indicadores LISA podem ser representados por intermédio da equação:

$$I_{i,d} = \frac{(X_{i,d} - \mu)}{M_0} \sum M_{0,j} W_{i,j} (X_{i,j} - \mu_i) \quad (4)$$

$$\text{Em que: } M_0 = \frac{(X_{i,d} - \mu_i)^2}{n}$$

Na qual $X_{i,t}$ é uma observação e uma variável de interesse na região i para o ano t , μ_t é a média das observações entre as regiões para o ano t , no qual o somatório em relação à j é tal que somente os valores vizinhos de j são incluídos. De acordo com Anselin (1995), a estatística LISA, é usada para testar a hipótese nula, ou seja, a ausência de associação espacial local. Assim, deve-se fazer uso de uma aleatorização condicional, que permitia determinar pseudoníveis de significância.

Para a obtenção de uma distribuição empírica das estatísticas de teste, deve-se observar se o valor da variável de interesse está dentro ou fora da região crítica definida. Dessa maneira, se o valor calculado for superior em magnitude à esperança matemática do I de Moran, seus resultados serão estatisticamente significativos.

Ainda segundo Almeida (2012), é interessante mapear dos indicadores de autocorrelação espacial local, para esse mapeamento dá-se o nome de mapa de dispersão de Moran. Os resultados dos mapas de Moras mostram como os dados das unidades espaciais estão agrupados, esses agrupamentos podem dos tipos Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo ou Baixo-Alto.

Um agrupamento Alto-Alto (AA) significa que as unidades espaciais pertencentes a esse agrupamento exibem valores altos da variável de interesse rodeados por unidades espaciais que apresentam valores também altos. Um agrupamento Baixo-Baixo (BB) refere-se a um agrupamento cujas unidades espaciais mostram valores baixos circundados por unidades espaciais que ostentam valores também baixos.

Um agrupamento Alto-Baixo (AB) diz respeito a um cluster no qual uma unidade espacial qualquer com um alto valor da variável de interesse é circunvizinho de unidades espaciais com um baixo valor. Um agrupamento Baixo-Alto (BA) concerne a um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com um baixo valor da variável de interesse é circundada por unidades espaciais com alto valor.

3.3 Modelos econométricos espaciais

A econometria espacial trata de dados coletados que levam em consideração a localização, medida como pontos no espaço (LeSage, 1999). Segundo Anselin (2003), no contexto de análise de regressão, efeitos espaciais podem ser especificados de duas formas, uma trata da dependência espacial, ou na sua forma mais fraca, autocorrelação espacial, a outra trata de heterogeneidade espacial. De acordo com LeSage e Pace (2009), a econometria espacial é capaz de quantificar a magnitude de efeitos de transbordamento espacial, tanto da variável dependente quanto das variáveis explicativas. O custo de ignorar a dependência espacial na variável dependente e/ou nas variáveis explicativas pode incorrer em viés por omissão de variáveis relevantes no modelo (ELHORST, 2010).

Segundo Elhorst (2010), o procedimento padrão em trabalhos empíricos começa o com o modelo linear clássico sem levar em consideração as interações espaciais, o modelo linear clássico é definido como:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (5)$$

Em que y a variável dependente, no caso do presente estudo a RRP, X são as variáveis explicativas definidas anteriormente e ε o termo de erro.

Estimado o modelo linear clássico foi realizado o teste de dependência espacial I de Moran nos resíduos da regressão para identificar se o modelo precisa ser estendido ao levar em consideração os efeitos espaciais.

Após realizado o teste I de Moran, e identificada a presença de autocorrelação espacial no modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), foram estimados os seguintes modelos: Modelo Cruzado Espacial (SLX), Modelo de Defasagem Espacial (SAR) e Modelo Espacial de Durbin (SDM).

Segundo LeSage e Pace (2009), o modelo SLX é utilizado para captar os efeitos de transbordamento espacial das características dos vizinhos sobre a variável independente. O modelo SLX é dado por:

$$y = X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (6)$$

O modelo SLX controla os efeitos de transbordamento espacial das variáveis explicativas adicionando ao modelo, a média espacial das variáveis explicativas dos vizinhos, dada pela inclusão das variáveis explicativas espacialmente defasadas, WX . Esse modelo pode ser estimado por MQO sem incorrer em problemas de viés e inconsistência.

Segundo Anselin (2003), a dependência espacial pode ser controlada incorporando a variável dependente espacialmente defasada, Wy , ao modelo. O modelo de defasagem espacial, modelo SAR é expresso como sendo:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

Em que ρ é o coeficiente autoregressivo espacial, nesse modelo o termo de defasagem espacial Wy é correlacionado com o termo de erro, consequentemente o termo de defasagem espacial deve ser tratado como uma variável endógena e o método de estimação do modelo SAR deve levar em consideração essa endogeneidade, o estimador MQO para o modelo SAR é viesado e inconsistente.

O modelo SDM leva em consideração a defasagem espacial tanto na variável dependente quanto nas variáveis explicativas. Segundo LeSage e Pace (2009), o uso é forma de prevenir o viés de variáveis relevantes omitida. O modelo SDM é definido como:

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (8)$$

De acordo com Elhorst (2010), há duas razões relevantes para a utilização do modelo SDM. Primeiro, esse modelo produz a estimação coeficientes não-viesados, mesmo quando o verdadeiro processo gerador dos dados é um modelo de defasagem espacial, modelo de erro espacial ou modelo de erro espacial de Durbin. Segundo, o modelo SDM produz os efeitos de transbordamento tanto globais quanto locais, e não impõe restrições a priori sobre a magnitude desses efeitos.

4. Resultados e discussão

Nesta seção estão apresentadas as análises da autocorrelação espacial das variáveis selecionadas e os resultados dos modelos econométricos espaciais empregados. Primeiramente, foi observada a distribuição espacial dos municípios que são recebedores líquidos de pacientes e dos municípios que exportadores líquidos de pacientes e em seguida foram calculadas as médias das variáveis dividindo os municípios de categoria de recebimento de pacientes, recebedores líquidos e exportadores líquidos de pacientes.

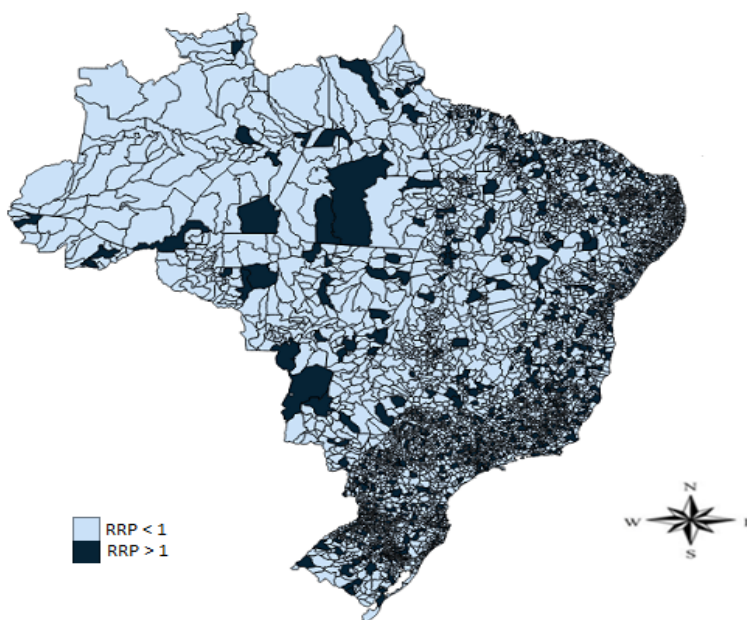
Na figura 1 foi possível observar como estão distribuídos espacialmente os municípios que são recebedores líquidos de pacientes, que possuem razão de recebimento de

pacientes maior que 1, e os municípios de são exportadores líquidos de pacientes, que possuem razão de recebimento de pacientes menor do que 1.

Foi possível notar que em todos os estados brasileiros há pelo menos um município receptor líquido de pacientes, ou seja, todos os estados possuem algum município que é referência em termos de internação, contudo notou-se que uma grande quantidade de municípios que são receptores líquidos de paciente estão concentrados nos estados das regiões Sul e principalmente Sudeste.

Os resultados da tabela 2 mostraram que os municípios que são receptores líquidos de pacientes possuem em média mais leitos de internação, médicos e profissionais de enfermagem por mil habitantes que os municípios que são exportadores líquidos. A quantidade média de estabelecimentos com internação por mil habitante é muito próxima entre os municípios que são receptores ou exportadores de pacientes, o que pode indicar que a quantidade de estabelecimentos não necessariamente leva a um atendimento de alta especialização/referência para algum de tipo de internação.

Figura 1. Distribuição espacial dos municípios receptores líquidos de pacientes nos municípios brasileiros – 2014



Fonte: Elaboração própria.

Em relação aos gastos públicos com saúde, a média de recursos transferidos do SUS *per capita* foi maior para os municípios que são receptores líquidos de pacientes. Já para as despesas em saúde com recursos próprios do município *per capita* a média foi mais elevada para os municípios que são exportadores líquidos, indicando que municípios com atendimento pouco especializados em determinado tipo de atendimento despendem recursos para enviar pacientes para serem internados em outros municípios que são centros de referência no determinado tipo de atendimento.

Tabela 2. Média das variáveis por categoria de recebimento e envio de pacientes e média total

Variáveis	Recebedores Líquidos	Exportadores Líquidos	Total
RRP	1,4783	0,3027	0,4346
MEDSUS	2,7599	1,4233	1,5732
ENFSUS	3,7040	2,2121	2,3795
ESTSUS	0,0505	0,0552	0,0547
LTSUS	2,7175	1,2281	1,3953
TRSUS	275,62	215,62	222,35
DRP	295,90	407,04	394,57
Observações	625	4945	5570

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados da tabela 3 indicaram a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa para a RRP nos municípios brasileiros, essa dependência espacial pode significar a possibilidade da existência de um efeito de transbordamento espacial de atendimento especializado, podendo se caracterizar como agrupamentos de municípios com atendimentos especializados que possuem alguma complementaridade. De acordo com Ouverney (2005), a estratégia de regionalização do SUS, por meio do processo de territorialização, é propício para a formação de *clusters* de atendimento.

Para as variáveis da estrutura assistencial do SUS também foi possível notar a presença de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa. Esses resultados evidenciaram a existência de uma alta concentração espacial na estrutura de assistência do SUS, principalmente em relação a quantidade de médicos por mil habitantes, que apresentou o maior valor no coeficiente de I de Moran dentre as variáveis da estrutura da rede assistencial. Esse padrão de alta concentração espacial na rede assistencial do SUS já havia sido apontado por estudos como os de Simões et. al (2004), Guimarães et. al. (2007) e Barros e Gomes (2014). Eles revelaram a grande desigualdade regional na assistência à saúde no Brasil.

Em relação às variáveis de gastos públicos, também foi identificada uma autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa, com destaque para as despesas com recursos próprios dos municípios *per capita* que apresentou o valor do coeficiente I de Moran mais elevado entre todas as variáveis, o que está em acordo com o que foi apresentado por Freitas e Cabral (2011), de que a despeito de ter havido convergência nos gastos municipais em saúde ainda existe uma grande desigualdade entre as regiões, com maiores gastos municipais em saúde concentrados nas regiões mais desenvolvidas.

Tabela 3. Estatística I de Moran de autocorrelação espacial global

Variáveis	I de Moran	p-valor
RRP	0,0437	0,001
MEDSUS	0,3134	0,001
ENFSUS	0,1476	0,001
ESTSUS	0,1876	0,001
LTSUS	0,1035	0,001
TRSUS	0,1345	0,001
DRP	0,376	0,001

Fonte: Elaboração própria.

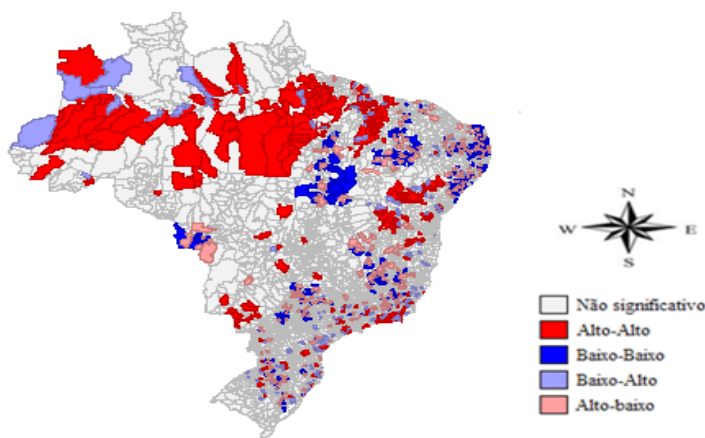
Para complementar os resultados da tabela 3, as figuras 2 a 8 apresentam os mapas de *clusters* espaciais LISA de autocorrelação espacial local. A figura 2 traz o mapa de *clusters*

LISA para a RRP dos municípios brasileiros. Comparando a figura 2 com a figura 1, foi observado que nas regiões Sudeste e Nordeste, se formaram *clusters* do tipo Alto-Alto e Alto-Baixos em municípios recebedores líquidos de pacientes, indicando a existência de uma hierarquia entre os municípios na realização de internações nessas regiões.

Essa hierarquização observada nas internações é coerente com a proposta de regionalização do SUS, e pode contribuir com uma melhora no atendimento e gestão da saúde nos municípios, conforme apontado por Galvão *et. al.* (1999), através de uma maior interdependência entre os municípios na prestação dos serviços de saúde como destacado por Ouverney (2005).

Houveram também formações de *clusters* do tipo Alto-Alto na região Norte, mesmo em municípios que não eram recebedores líquidos de pacientes, essa configuração deve indicar que a formação desses *clusters* é de municípios que realizaram algum tipo de internação ($RRP > 0$), independentemente de serem ou recebedores líquidos, uma vez que muitos municípios na região Norte não realizam nenhuma internação ($RRP = 0$).

Figura 2. Mapa de *clusters* LISA da razão de recebimento de pacientes nos municípios brasileiros – 2014

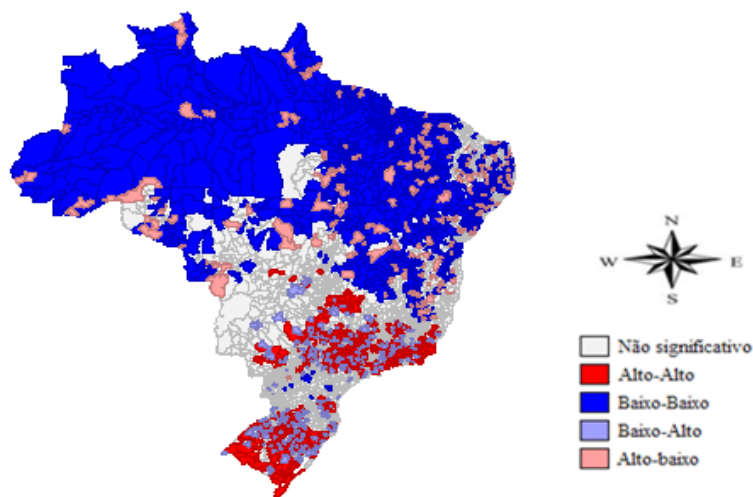


Fonte: Elaboração própria.

Na figura 3 foi possível observar os *clusters* espaciais de quantidade de médicos. Notou-se uma grande formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo englobando as regiões Norte e Nordeste e uma formação de *clusters* Alto-Alto nas regiões Sudeste e Sul. Esses resultados indicam uma grande concentração de profissionais médicos nas regiões Sul e, principalmente, Sudeste e também uma grande carência dos mesmos nas regiões Norte e Nordeste.

Tal disparidade na distribuição espacial de médicos no Brasil já havia sido identificada por Guimarães *et. al.* (2007), em análise segmentada por regiões, e também por Bastos e Gomes (2014), em análise para os estados. Bastos e Gomes (2014) ressaltaram que a distribuição espacial dos profissionais de saúde no Brasil está relacionada com o nível de desenvolvimento dos estados e regiões.

Figura 3. Mapa de *clusters* LISA da quantidade de médicos do SUS por 1000 habitantes nos municípios brasileiros – 2014

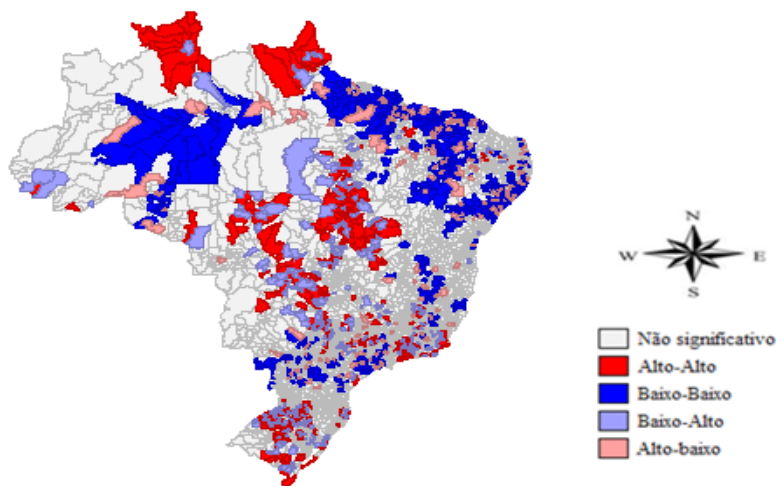


Fonte: Elaboração própria.

Em relação aos profissionais de enfermagem, pela figura 4 notou-se a formação *clusters* do tipo Baixo-Baixo em grande parte da região Nordeste e em pequenas partes nas regiões Norte, Sul e Sudeste. A carência na disponibilidade desse tipo de profissional, mesmo que maior nas regiões menos desenvolvidas, também existe nas regiões mais desenvolvidas.

A presença de *clusters* dos tipos Alto-Alto e Alto-Baixo próximos aos *clusters* Baixo-Baixo indica a existência de locais com maior disponibilidade de profissionais de enfermagem em meio a um quadro geral de maior escassez desses profissionais, refletindo mais uma vez a desigualdade presente na distribuição espacial de profissionais de saúde no Brasil conforme apontado por Bastos e Gomes (2014).

Figura 4. Mapa de *clusters* LISA da quantidade de profissionais de enfermagem do SUS por 1000 habitantes nos municípios brasileiros – 2014



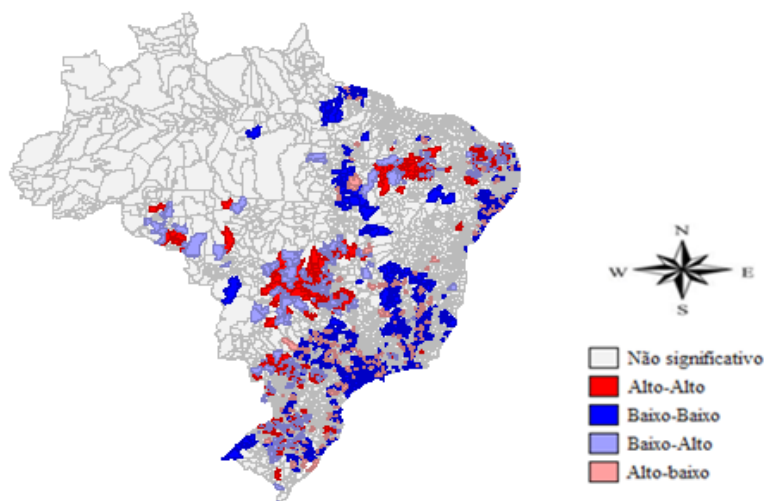
Fonte: Elaboração própria.

Pela figura 5 foi possível observar um dos aspectos de recursos físicos do SUS nos municípios, a quantidade de estabelecimentos com internação. Foi identificado que as formações dos *clusters* espaciais de estabelecimentos com internação seguiram um padrão de serem, ou formações de *clusters* do tipo Alto-Alto próximos aos do tipo Baixo-Alto, ou então formações de *clusters* do tipo Baixo-Baixo próximos aos do tipo Alto-Baixo.

Essa configuração evidencia a existência de uma hierarquização na infraestrutura física nas internações. Para além do processo de hierarquização, Guimarães *et. al.* (2007) destacam a carência de instalações físicas em muitos municípios, o que indica uma deficiência na rede assistencial de saúde. Os autores ainda ressaltam uma falta de municípios de hierarquia intermediária, o que mostra uma certa fragilidade no processo de hierarquização dos atendimentos.

Ainda com relação à estrutura física, a figura 6 traz o mapa de *clusters* da quantidade de leitos de internação do SUS, elemento essencial para a realização de internações nos municípios. A distribuição espacial dos leitos de internação é muito semelhante à dos estabelecimentos com internação, reforçando a hierarquização do atendimento voltado para as internações.

Figura 5. Mapa de *clusters* LISA da quantidade de estabelecimentos com internação do SUS por 1000 habitantes nos municípios brasileiros – 2014



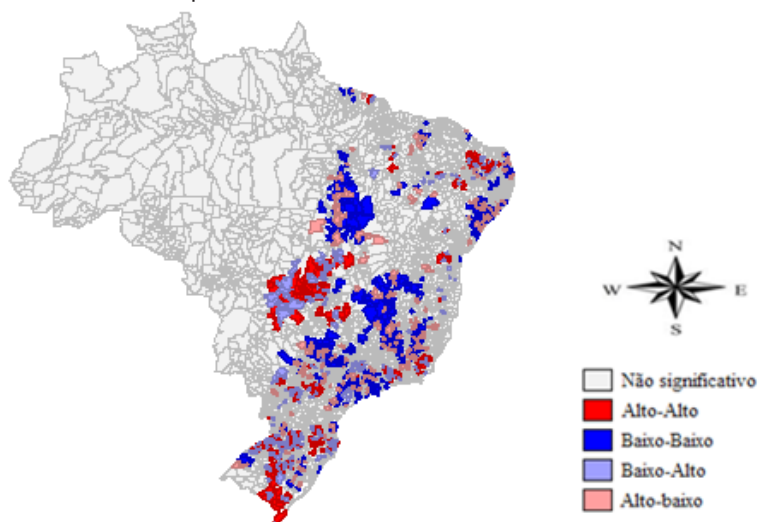
Fonte: Elaboração própria.

Essa estrutura espacial hierarquizada entre os municípios dos recursos físicos necessários para realização de internações, bem como para o recebimento de pacientes outros municípios, observada nas figuras 2, 5 e 6, é consistente com os processos regionalização e hierarquização do atendimento à saúde discutidos por Galvão *et. al.* (1999) e Ouverney (2005), contudo cabe ressaltar a dificuldade nesse processo de hierarquização, apontada por Guimarães *et. al.* (2007), que é a falta de municípios de hierarquia intermediária na infraestrutura física de assistência à saúde.

Em relação a distribuição espacial do financiamento, pela figura 7 foi possível notar uma alta concentração espacial dos gastos em saúde com recursos próprios dos municípios. Foi identificada uma concentração de *clusters* do tipo Alto-Alto, principalmente, no Sudeste, região com maior nível de desenvolvimento, cujos municípios têm maior capacidade de arrecadação. Houve também uma grande formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo nas regiões menos desenvolvidas, Norte e Nordeste, em que os municípios possuem menor receita própria e menos capacidade de realizar as

despesas em saúde com recursos próprios.

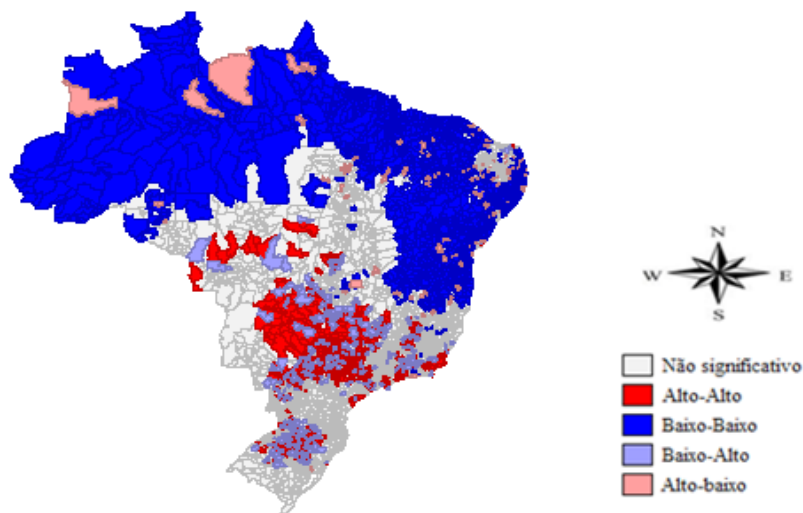
Figura 6. Mapa de clusters LISA da quantidade de leitos de internação do SUS por 1000 habitantes nos municípios brasileiros – 2014



Fonte: Elaboração própria.

De acordo com Freitas e Cabral (2011), a maior velocidade de convergência dos gastos municipais em saúde nas regiões mais desenvolvidas contribui para acentuar as desigualdades regionais. Essa convergência local mais rápida nas regiões mais desenvolvidas apontada pelos autores, ajuda a explicar a forte concentração espacial das despesas em saúde com recursos próprios dos municípios, observada na figura 7.

Figura 7. Mapa de *clusters* LISA das despesas municipais em saúde com recursos próprios *per capita* dos municípios brasileiros – 2014



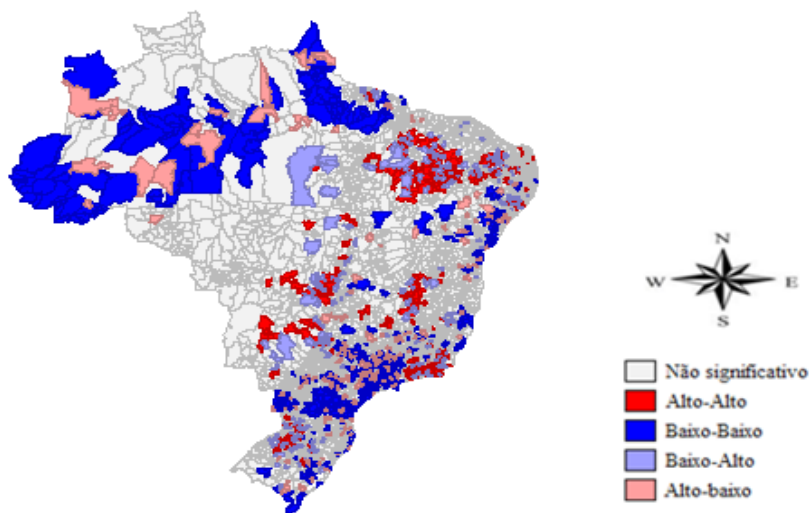
Fonte: Elaboração própria.

Pela figura 8, foi possível observar a distribuição espacial das transferências do SUS para os municípios. Em comparação com a figura 7, das despesas com recursos próprios dos municípios, notou-se diferenças no padrão de concentração espacial, como

a formação de *clusters* do tipo Alto-Alto em partes do Nordeste e *clusters* Baixo-Baixo no Sul e Sudeste.

É possível pensar as transferências do SUS como uma forma de redistribuição para amenizar as disparidades regionais verificadas no atendimento à saúde, entretanto a existências de *clusters* do tipo Baixo-Baixo na região Norte, já com carência de outros recursos, mostra que a redução das desigualdades regionais na saúde permanece um grande desafio para as políticas públicas de saúde, conforme destacado pela literatura.

Figura 8. Mapa de *clusters* LISA das transferências do SUS *per capita* para os municípios brasileiros – 2014



Fonte: Elaboração própria.

A seguir são apresentados os resultados dos modelos econométricos estimados que tem como variável dependente a RRP dos municípios brasileiros no ano de 2014. Primeiramente na tabela 4 foram apresentados os resultados dos modelos de MQO e SLX. No primeiro modelo estimado por MQO todos os coeficientes foram estatisticamente significativos, ao nível de significância de 1%, o teste F de significância global do modelo também foi estatisticamente significativo ao nível de 1%.

O número de médicos, de profissionais de enfermagem e de leitos de internação por mil habitantes apresentaram efeito positivo sobre a razão de recebimento de pacientes, o número de estabelecimentos com internação por mil habitantes apresentou coeficiente negativo, o que pode indicar que o aumento no número de estabelecimentos com internação não se dá necessariamente em estabelecimentos de alta especialização.

A variável de transferências do SUS *per capita* apresentou efeito positivo e a variável de despesas em saúde com recursos próprios *per capita* apresentou efeitos negativo, o que reforça o indicativo de que municípios com atendimento menos especializado despendem recursos para enviar pacientes de internação para outros municípios. Foi identificado também que o tamanho da população teve impacto positivo e significativo estatisticamente a 1%.

Foi estimado também o modelo SLX, que leva em consideração o efeito dos valores médios das variáveis explicativas dos municípios vizinhos sobre a razão de recebimento de pacientes, o resultado do teste F para esse modelo também foi estatisticamente significativo ao nível de significância de 1% e o modelo também apresentou maiores valores de R^2 e R^2 ajustado do que o modelo de MQO.

Os coeficientes das variáveis do próprio municípios no modelo SLX foram similares ao modelo MQO, tanto em valor dos coeficientes como em termos de significância estatística. Em relação aos efeitos dos vizinhos, os números de médicos e profissionais enfermagem por mil habitantes apresentaram sinais negativos e estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%. Para o número de estabelecimentos com internação o efeito não foi estatisticamente significativo. Para os leitos de internação por mil habitantes o efeito foi positivo e estatisticamente significativo a 1%.

As transferências do SUS *per capita* apresentaram efeito positivo estatisticamente significativo a 1% de significância. Para as despesas com recursos próprios *per capita* o efeito foi negativo e estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%. E o tamanho dos municípios vizinhos apresentou impacto negativo na razão de recebimento de pacientes.

Foram realizados os testes para diagnóstico de dependência espacial nos modelos MQO e SLX, o teste I de Moran difuso foi estatisticamente significativo ao nível 1% em ambos os modelos, indicando a presença de autocorrelação espacial nesses modelos.

Nos testes de Multiplicador de Lagrange, para o modelo de MQO os testes foram estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%, tanto para autocorrelação espacial na variável dependente como para autocorrelação espacial no erro, e as significância estatísticas permaneceram mesmo nas versões robustas dos testes.

Tabela 4. Resultados dos modelos MQO e SLX

Variáveis	Modelo MQO		Modelo SLX	
	Coeficientes	P-valor	Coeficientes	P-valor
Intercepto	-1,7931***	0,0000	-1,0257***	0,000
MEDSUS	0,1206***	0,0000	0,1483***	0,000
ENFSUS	0,0650***	0,0000	0,0582***	0,000
ESTSUS	-0,7764***	0,0000	-0,9260***	0,000
LTSUS	0,1153***	0,0000	0,1086***	0,000
TRSUS	0,0004***	0,0000	0,0003***	0,000
DRP	-0,0003***	0,0000	-0,0002***	0,000
LNPOP	0,1899***	0,0000	0,2173***	0,000
W_MEDSUS	-	-	-0,1347***	0,000
W_ENFSUS	-	-	-0,0252***	0,009
W_ESTSUS	-	-	0,2774	0,206
W_LTSUS	-	-	0,0417***	0,000
W_TRSUS	-	-	-0,0005***	0,000
W_DRP	-	-	0,0001*	0,096
W_LNPOP	-	-	-0,0836***	0,000
Diagnósticos de Regressão				
	Valor	P-valor	Valor	P-valor
Teste F	1.358,167***	0,0000	753,5071***	0,000
Teste Jarque-Bera	389.428,9***	0,0000	471.329,4***	0,000
Teste Breusch-Pagan	11.806,6***	0,0000	12.660,8***	0,000
R ²	0,6309	-	0,6551	-
R ² Ajustado	0,6304	-	0,6542	-
Diagnósticos de Dependência Espacial				
	Valor	P-valor	Valor	P-valor
Teste I de Moran	22,029***	0,000	16,146***	0,000
Teste Multiplicador de Lagrange (defasagem)	16,232***	0,000	254,594***	0,000
Teste ML Robusto (defasagem)	149,837***	0,000	5,867**	0,015
Teste Multiplicador de Lagrange (erro)	477,524***	0,000	249,959***	0,000
Teste ML Robusto (erro)	611,129***	0,000	1,232	0,267
Observações	5570		5570	

***estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%

** estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%

* estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria.

Para o modelo SLX, os testes de Multiplicador de Lagrange foram estatisticamente significativos ao nível de 1% da mesma forma que no modelo MQO, porém nas versões robustas, o teste de Multiplicador de Lagrange para autocorrelação espacial no erro se torna não significativo e para autocorrelação espacial na variável dependente o teste foi significativo ao nível de significância de 5%. O modelo SLX, a despeito de ter aparentemente amenizado o problema de dependência espacial não foi capaz de eliminá-lo, sendo assim foram estimados os modelos SAR e SDM, que levam em consideração no modelo a variável dependente espacialmente defasada.

Na tabela 5 foram apresentados os resultados dos modelos SAR e SDM, devido aos resultados dos testes de Jarque-Bera aplicados para os modelos MQO e SLX, que indicaram que os resíduos não são normalmente distribuídos, sendo assim os modelos SAR e SDM foram estimados pelo método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), segundo Elhorst (2010) o uso o método MQ2E para a estimação de modelos SAR e SDM é útil pois produz estimadores consistentes, por ser capaz de lidar com o problema de endogeneidade espacial, e não necessita de hipótese de normalidade nos resíduos. Foram estimados também os erros padrões robustos para controlar a heterocedasticidade apontada pelos testes Breusch-Pagan.

Na comparação dos modelos SAR e SDM, as estimativas dos coeficientes das variáveis do próprio municípios apresentaram mesmo sinal, com valores dos coeficientes e significância estatística muito próximos. Foi realizado o teste Anselin-Kalejian de dependência espacial para ambos os modelos estimados e pelo resultado do teste o modelo SDM foi considerado o mais adequado para explicar a razão de recebimento de pacientes por ter eliminado a dependência espacial. O modelo SDM também apresentou um valor mais elevado de pseudo- R^2 , de aproximadamente 0,67 contra um valor de aproximadamente 0,62 do modelo SAR.

Foi observada também uma mudança no sinal da variável dependente espacialmente defasada entre os modelos SAR e SDM. Essa mudança de sinal pode indicar que os coeficientes estimados pelo SAR sejam viesados devido a omissão de variável espacialmente dependente, problema esse corrigido pela estimação do modelo SDM. O que reforça a melhor adequação do modelo SDM.

Para os coeficientes das variáveis do próprio município, os resultados do modelo SDM revelaram que as variáveis de médicos, profissionais de enfermagem e leitos de internação por mil habitantes apresentaram efeitos positivos e estatisticamente significativos, ao nível de significância de 1%, indicando que uma maior disponibilidade profissionais médicos e de enfermagem e leitos de internação atendendo ao SUS tendem a atrair pacientes de internação para municípios.

A variável de estabelecimentos com internação apresentou efeito negativo, e significativo ao nível de 1%, o que pode indicar uma tendência de os municípios aumentarem a disponibilidade de estabelecimentos que realizam internações que não requerem um atendimento altamente especializado, o que permitiria aos municípios realizarem algumas internações dentro do próprio municípios, porém não eliminaria a necessidade de enviar pacientes para outros municípios em casos de internações que requerem alto nível de especialização.

Tabela 5. Resultados dos modelos SAR e SDM

Variáveis	Modelo SAR		Modelo SDM	
	Coefficientes	p-valor	Coefficientes	p-valor
Intercepto	-1,7712***	0,0000	-0,4773**	0,015
MEDSUS	0,1141***	0,0000	0,1547***	0,000
ENFSUS	0,0638***	0,0000	0,0590***	0,000
ESTSUS	-0,7363***	0,0024	-0,9400***	0,000
LTSUS	0,1173***	0,0000	0,1070***	0,000
TRSUS	0,0003***	0,0002	0,0003***	0,003
DRP	-0,0003***	0,0000	-0,0002***	0,000
LNPOP	0,2010***	0,0000	0,2008***	0,000
W_RRP	-0,2764***	0,0000	0,4527***	0,002
W_MEDSUS	-	-	-0,1529***	0,000
W_ENFSUS	-	-	-0,0461***	0,000
W_ESTSUS	-	-	0,6141**	0,015
W_LTSUS	-	-	-0,0239	0,329
W_TRSUS	-	-	-0,0005***	0,000
W_DRP	-	-	0,0001***	0,009
W_LNPOP	-	-	-0,1533***	0,000
Pseudo R ²	0,6159		0,6701	
Pseudo R ² Espacial	0,6393		0,6552	
Diagnósticos de Dependência Espacial				
	Valor	p-valor	Valor	p-valor
Teste Anselin-Kalejian	230,208***	0,000	0,931	0,335
Observações	5570		5570	

***estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%

** estatisticamente significativo ao nível de significância de 5%

* estatisticamente significativo ao nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração própria.

Para as variáveis de gastos públicos, as transferências do SUS *per capita* apresentaram sinal positivo e a despesas com recursos próprios *per capita* apresentaram sinal negativo, com ambos os coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 1%, esses resultados reforçam a hipótese de que municípios com atendimento menos especializado dispõem mais recursos próprios para enviar pacientes de internação para outros municípios com atendimento mais especializado.

Em relação aos efeitos das variáveis explicativas dos vizinhos, foi observado que para as variáveis de médicos e profissionais de enfermagem apresentaram efeitos negativos, e estatisticamente significativos ao nível de significância de 1%, na razão de recebimento de pacientes evidenciando que a maior disponibilidade de profissionais no atendimento do SUS faz com que os pacientes tendem a buscar internação nos municípios vizinhos.

O efeito dos leitos de internação não foi estatisticamente significativo indicando que, diferentemente da disponibilidade de leitos no próprio municípios, a disponibilidade de leitos para internação do SUS nos municípios vizinhos não influencia o envio e recebimento de pacientes. O número de estabelecimentos com internação por mil habitantes dos vizinhos apresentou coeficiente positivo e significativo ao nível de 5%. Esse efeito pode ser considerado como mais um indicativo de uma tendência de expansão dos estabelecimentos com internação de baixa de especialização nos municípios brasileiros.

Para as variáveis de gastos públicos em saúde dos municípios vizinhos, os efeitos se mostraram opostos aos dos gastos públicos de próprio municípios, tanto para as transferências do SUS como para as despesas com recursos próprios *per capita*. Também foi possível observar os efeitos do tamanho da população sobre a razão de recebimento de pacientes. Os impactos foram positivo para aumento da população no próprio municípios e negativo para aumentos na população dos municípios vizinhos. Esses mesmos efeitos foram apontados por Póvoa (2004) para aglomeração de médicos em Minas Gerais, o que reforça a importância da escala populacional na assistência à saúde destacado pelos autores.

Ao analisar o efeito da defasagem espacial da razão de recebimento de pacientes, ou seja, o efeito da razão de recebimento dos municípios vizinhos, foi observado um coeficiente positivo e estatisticamente significativo ao nível de significância de 1%. Esse resultado reforça a ideia de existência de um efeito de transbordamento espacial de especialização nas internações, que pode estar associado a ganhos de escala e complementaridades no agrupamento de municípios com atendimentos mais especializados.

O resultado encontrado parece consistente com o encontrado por Marconato *et al.* (2016) que apontou para a existência de um transbordamento espacial na saúde, em que a melhora nas condições de saúde nos municípios vizinhos tem um efeito de retroalimentação positivo para um determinado município. Assim, os resultados convergem no sentido de destacar a relevância dos efeitos de vizinhança na saúde, tanto no atendimento quanto nas condições gerais de saúde nos municípios brasileiros.

5. Considerações finais

A estratégia de regionalização e hierarquização do SUS tem como finalidade a integralidade e equidade da assistência à saúde. Nesse contexto o objetivo do presente estudo foi analisar os condicionantes espaciais do recebimento e envio e recebimento de pacientes para internação nos municípios brasileiros no ano de 2014. Com esse intuito foi criada a variável de razão de recebimento, como forma de medir o fluxo líquido de pacientes de internação entre os municípios.

Primeiramente foi realizada a análise exploratória de dados de espaciais, para verificar a existência de dependência espacial, na razão de recebimento de pacientes, nas variáveis da rede assistencial do SUS, número de médicos, profissionais de enfermagem, estabelecimentos com internação e leitos de internação por mil habitante, e nas variáveis de gastos públicos com saúde, transferências do SUS e despesas com recursos próprios do município *per capita*.

Foi verificada a presença de autocorrelação espacial positiva e significa em todas as variáveis, indicando uma forte concentração espacial na assistência à saúde do SUS nos municípios, que conforme apontado pela literatura é marcada por grandes disparidades regionais na rede assistencial.

A análise dos modelos econométricos espaciais indicou o modelo SDM como o mais adequado para explicar o envio e recebimento de pacientes. Os resultados do modelo mostraram que aumentos do número de médicos, profissionais enfermagem e leitos de internação disponíveis ao SUS no próprio município aumentam a razão de recebimento de pacientes do município.

O efeito dos vizinhos para essas variáveis apresentou sinal negativo, porém o efeito da disponibilidade de leitos de internação nos vizinhos se mostrou não significativo, ou seja, aumento na quantidade de médicos e profissionais de enfermagem nos municípios vizinhos reduz a razão de recebimento do município, o que indica que os pacientes buscam atendimento para internação onde há maior disponibilidade de profissionais de saúde, seja no próprio município ou nos municípios vizinhos.

O número de estabelecimento com internação apresentou efeito negativo para o próprio município e positivo para os municípios vizinhos sobre a razão de recebimento de pacientes, o que pode significar um aumento no número de estabelecimentos com internação de baixa especialização nos municípios brasileiros, que permitiriam realização de internações no município, mas não se configurariam como centros de referência que receberiam fluxo líquido de pacientes.

Em relação aos gastos públicos, foi identificado que os coeficientes das despesas em

saúde com recursos municipais *per capita* apresentaram sinal negativo para o próprio município e positivo para os vizinhos, o que pode indicar que os municípios com atendimento menos especializados despendem recursos próprios para enviar pacientes de internação para municípios que sejam centro de referência para determinado tipo de atendimento.

Também foram controlados os efeitos do tamanho da população sobre a razão de recebimento de pacientes. Os impactos foram, positivo para aumento da população no próprio municípios e negativo para aumentos na população dos municípios vizinhos, o que indica um efeito de escala no envio e recebimento de pacientes ligado ao tamanho da população dos municípios, em que para municípios de tamanho menor seria mais adequado enviar pacientes de internação para serem atendidos em municípios de maior porte.

Para a defasagem espacial da razão de recebimento de pacientes, isto é, o efeito da razão de recebimento de pacientes dos vizinhos, o coeficiente apresentou sinal positivo, ou seja, aumentos na razão de recebimento de pacientes dos vizinhos aumentam a razão de recebimento de pacientes do município. Esse resultado indica a existência de um transbordamento espacial da especialização nas internações, que pode estar associado a ganhos de escala e complementaridades no agrupamento de municípios que sejam centros de referência em determinados tipos de atendimento.

Por fim, dada a estratégia de regionalização e hierarquização do SUS, cabe ressaltar relevância do aspecto espacial para a saúde, como destacado em estudos como Guimarães *et. al.* (2007), Barros e Gomes (2014), Freitas e Cabral (2011) e Marconato *et. al.* (2016). Assim os efeitos espaciais relevantes devem ser levados em consideração na formulação de políticas de saúde. Nesse sentido o presente artigo avançou ao analisar mais um aspecto espacial relevante para as políticas de saúde, que é o envio e recebimento de pacientes do SUS entre os municípios.

Como sugestão para estudos futuros seria uma investigação mais detalhada das desigualdades regionais na assistência à saúde, que se apresenta como o maior desafio para a estratégia de regionalização e hierarquização da rede assistencial do SUS.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Campinas: Alínea, 2012.

ARROW, K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American Economic Review*, v. 53 n. 5, p. 941-973, 1963.

BARROS, P. P. *Economia da saúde: conceitos e comportamentos*. Coimbra: Almedina, 2009.

BASTOS, S. Q. A; GOMES, B. S. M. Distribuição dos Profissionais de Saúde: Uma Análise Para Os Estados Brasileiros, 2010. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, v. 8, n. 2, p. 109-122, 2015.

CAVALCANTE, P. A Implementação Municipal das Políticas Sociais: Uma Análise Espacial. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 42, p. 239-370, 2014.

DATASUS, MINISTÉRIO DA SAÚDE. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/>>. Acessado em: 01 de junho de 2016.

DINIZ, S. S. Análise espacial da produtividade da Laranja dos municípios do estado de São Paulo: 2002 a 2010. 2012. 118 f. Dissertação (Mestrado em Economia Regional) – PPE-UEL, Universidade Estadual de Londrina, Londrina-PR, 2012, 118 p.

ELHORST, J. P. Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, v. 5, n. 1, p. 9-28, 2010.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A. C.; STANO, M. A Economia da Saúde. Bookman, 2008.

FREITAS, M. V. de; CABRAL, J. de. Análise de Convergência Local dos Gastos Municipais em Saúde: 2003-2008. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 13, n. 24, p. 115-127, 2011.

GALVÃO, R. D.; NOBRE, F. F.; VASCONCELLOS, M. M. Modelos matemáticos de localização aplicados à organização espacial de unidades de saúde. *Revista de Saúde Pública*, v. 33, n. 4, p. 422-434, 1999.

GUIMARÃES, C. G.; AMARAL, P. V. M.; SIMÕES, R. F. Rede Urbana da Oferta de Serviços de Saúde: uma análise multivariada macrorregional-Brasil, 2002. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 9, p. 83-92, 2007.

HADDAD, E.A.; PIMENTEL, E.A. Análise da distribuição espacial da renda no estado de Minas Gerais: Uma abordagem setorial. Núcleo de Economia Regional e Urbana do Estado de São Paulo. Fevereiro de 2004.

LESAGE, J. P. The Theory and Practice of Spatial Econometrics, 1999.

LESAGE, J. P., PACE R. K. Introduction to Spatial Econometric. Taylor & Francis Group, 2009.

MARCONATO, M.; MORO, O. F. D. ; PARRE, J. L. . Uma análise espacial sobre a saúde nos municípios brasileiros em 2010. In: XIX ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 2016, Florianópolis. Anais do XIX ANPEC SUL, Florianópolis: PPGEco/UFSC, 2016.

MARINHO, A. Estudo de eficiência em hospitais públicos e privados com a geração de rankings. *Revista de Administração Pública*, v. 32, n. 6, p. 145-158, 1998.

MASSAMBANI, M. O.; DO NASCIMENTO, S. P.; DA CAMARA, M. R. G.; DINIZ, S. S. Gastos com saúde pública para municípios selecionados do estado do Paraná: Uma análise a partir do modelo de ajustes de poligonais. *Economia & Região*, v. 1, n. 2, p. 76-99, 2013.

MATEUS, A. M. Concorrência, eficiência e saúde. Disponível em: <www.autoridadedaconcorrencia.pt/Download/Concorrencia_e_saude_Abel_Mateus.pdf>. Acesso em: 15 agosto 2016.

OUVERNEY, A. M. Regionalização do SUS: uma análise da estratégia de integração intermunicipal. *Revista Administração em Diálogo-RAD*, v. 7, n. 1, p. 91-106, 2005.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIN, M. I. S.; FERREIRA, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. *Nova Economia*, Belo Horizonte, vol. 17, n. 1, p. 65-91, jan/abr 2007.

PÓVOA, L. M. C.; Andrade, M. V.; Moro, S. Distribuição dos empregos médicos em Minas Gerais: uma análise à luz da economia espacial. In: XI SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 2004, Diamantina. Anais do XI Seminário sobre Economia Mineira. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2004.

ROCHA, F.; DUARTE, J.; GADELHA, S. R. B.; OLIVEIRA, P. P.; PEREIRA, L. F. V. N. Mais Recursos ou Mais Eficiência? Uma Análise de Oferta e de Demanda por Serviços de Saúde no Brasil. Texto para Discussão no 10, Secretaria do Tesouro Nacional (STN). 2012.

SIMÕES, R.; GUIMARAES, C.; GODOY, N.; VELLOSO, T.; ARAÚJO, T.; GALINARI, R.; CHEIN, F. Rede urbana da oferta de serviços de saúde: uma análise espacial multivariada para Minas Gerais. In: XI SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 2004, Diamantina. Anais do XI Seminário sobre Economia Mineira. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2004.

TRAVASSOS, C.; NORONHA, J. C. de; MARTINS, M. Mortalidade hospitalar como indicador de qualidade: uma revisão. *Ciênc. saúde coletiva*, v. 4, n. 2, p. 367-81, 1999.

VIEGAS, M. Ensaio em Economia da Saúde. 2000. 307 f. Tese (Doutorado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia, EPGE, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro-RJ, 2000.

WORLD BANK. Twenty Years of Health System Reform in Brazil: An Assessment of the Sistema Único de Saúde, 2008.