

**Márcio Marconato**<sup>1,2,3\*</sup>

ORCID: [0000-0001-9198-7610](https://orcid.org/0000-0001-9198-7610)

**Odirlei Fernando Dal  
Moro**<sup>1,4</sup>

ORCID: [0000-0002-8877-4769](https://orcid.org/0000-0002-8877-4769)

**José Luiz Parré**<sup>1,5</sup>

ORCID: [0000-0002-1569-8224](https://orcid.org/0000-0002-1569-8224)

**Jackelline Favro**<sup>1</sup>

ORCID: [0000-0002-4027-5821](https://orcid.org/0000-0002-4027-5821)

1 Universidade Estadual de Maringá,  
Maringá, Paraná, Brasil.

2 Universidade Estadual de Ponta  
Grossa, Ponta Grossa, Paraná,  
Brasil.

3 Unicesumar, Maringá, Paraná,  
Brasil.

4 Universidade Federal do Mato  
Grosso do Sul, Campo Grande,  
Mato Grosso do Sul, Brasil.

5 Escola Superior de Agricultura  
“Luiz de Queiroz”, Universidade de  
São Paulo, São Paulo, Brasil.

\* [marconatoce@bol.com.br](mailto:marconatoce@bol.com.br)

## RESUMO

O objetivo do presente estudo foi analisar as condições de saúde básica nos municípios brasileiros no ano de 2010 e verificar sua relação com as variáveis renda *per capita*, gasto *per capita* com saúde, educação e infraestrutura domiciliar. A metodologia utilizada foi a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e os modelos econométricos espaciais. Para testar a presença de autocorrelação espacial global foi utilizado o *I* de Moran Global; e, através do *I* de Moran Local, foi possível verificar os *clusters* espaciais. Os modelos econométricos espaciais permitiram verificar o impacto das variáveis renda *per capita*, educação, gasto com saúde e infraestrutura sobre o índice de saúde FIRJAN. Os resultados apontaram uma autocorrelação espacial positiva do indicador de saúde nos municípios brasileiros. A análise local revelou que os *clusters* com elevado indicador estão situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e as aglomerações com baixo índice estão no Norte e Nordeste. O modelo econométrico com defasagem espacial se mostrou mais adequado para explicar a relação entre o índice de saúde FIRJAN e as variáveis explicativas.

**Palavras-chave:** AEDE; *I* de Moran; Economia da Saúde; Desenvolvimento Econômico; Pobreza.

## ABSTRACT

The aim of this study was to analyze the basic health conditions in Brazilian cities in 2010 and to verify its relationship with the variables per capita income, per capita spending on health, education and household infrastructure. The methodology used was the Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and spatial econometric models. To test the presence of global spatial autocorrelation was used Moran's *I* Global; and by means of the Moran's *I* Local, it was possible to verify the spatial clusters. The spatial econometric models allowed us to verify the impact of variables per capita income, education, health expenditure and infrastructure on the health index FIRJAN. The results showed a positive spatial autocorrelation health indicator in Brazilian cities. Local analysis showed that clusters with high indicator are located in the South, Southeast and Midwest; and agglomerations with low rates are in the North and Northeast. The econometric model with spatial lag was more appropriate to explain the relationship between the health index FIRJAN and the explanatory variables.

**Keywords:** ESDA; Moran's *I*; Health Economics; Economic Development; Poverty.

**JEL Code:** C01; C49; I32.

## INTRODUÇÃO

O Brasil apresenta grande extensão territorial e diversas disparidades sociais, culturais e econômicas, que afetam a população de uma forma geral e podem ser verificadas em todas as regiões brasileiras. Essas heterogeneidades também podem ser observadas no campo da saúde, seja nas desiguais condições de saúde da população, seja nos variados níveis de riscos sanitários, seja no acesso diferenciado aos recursos disponíveis no sistema de saúde (BARRETO, 2017).

As desigualdades na área da saúde podem ser constatadas por meio dos indicadores de saúde, que são calculados para facilitar a quantificação e a avaliação das informações produzidas, com a finalidade de retratar as condições de saúde em todos os municípios brasileiros.<sup>1</sup>

Em termos gerais, esses indicadores contêm informações relevantes sobre determinados atributos e dimensões do estado de saúde das pessoas. Vistos em conjunto, devem refletir a situação sanitária de uma população e servir para a vigilância das condições de saúde em determinada localidade (RIPSA, 2008).

Nesse contexto, os estudos focados nos municípios são de grande relevância, pois permitem conhecer de forma mais detalhada as esferas socioeconômicas da população e as condições de saúde as quais ela tem acesso. Frente ao exposto, o objetivo do presente estudo consiste em analisar as condições de saúde básica nos municípios brasileiros no ano de 2010, e verificar sua relação com as variáveis renda *per capita*, gasto *per capita* com saúde, educação e infraestrutura domiciliar. A justificativa para a elaboração deste trabalho se dá pelo fato de que conhecer as condições de saúde da população na esfera municipal é de significativa importância, dado que o indicador em estudo influencia diretamente as situações socioeconômicas dos municípios e das regiões. Logo, esse diagnóstico é de interesse dos agentes públicos e da sociedade como um todo.

Os procedimentos metodológicos utilizados, neste estudo, consistem na Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e no modelo econométrico espacial com erro autorregressivo (SEM). A análise exploratória de dados espaciais (AEDE), que tem por objetivo descrever a distribuição espacial da variável sob estudo e os seus padrões de associação espacial, pode auxiliar na visualização geográfica dos dados, apresentando informações pontuais acerca dos municípios com melhores e piores índices de saúde no país.

Além do mais, a aplicação das técnicas de análise exploratória de dados espaciais permite uma identificação mais clara das regiões que apresentam altos e baixos indicadores de saúde, fornecendo informações mais detalhadas para que o poder público possa adotar medidas e ações que tenham como finalidade melhorar as condições de vida da população nos municípios brasileiros. Visto que a análise mais particularizada, por

---

<sup>1</sup>A exemplo do indicador de saúde produzido pela Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (2016).

municípios, depende da disponibilidade dos dados, serão utilizadas as informações do Censo Demográfico do IBGE do ano de 2010.

A hipótese a ser investigada, neste estudo, é a de que municípios com altos indicadores de saúde estão, geralmente, localizados em regiões onde os municípios vizinhos apresentam condições semelhantes, ocorrendo dependência de vizinhança, pois, os indivíduos residentes em unidades com serviço de saúde público precário tendem a recorrer aos municípios mais próximos com melhores condições. De acordo com investigação empírica, acredita-se que os indicadores de pobreza e concentração de renda estão concentrados nas regiões Norte e Nordeste, haja vista que, normalmente, essas regiões, que são mais pobres e manifestam maior desigualdade de renda e baixos indicadores educacionais, também apresentam péssimas condições de saúde.

Para atender o objetivo proposto, o artigo está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na primeira seção, será apresentada uma revisão de literatura; na segunda, detalha-se o procedimento metodológico; enquanto na terceira, serão apresentados os resultados encontrados.

## REVISÃO DE LITERATURA

A melhora das condições de saúde nos municípios brasileiros está diretamente relacionada ao desenvolvimento econômico. Todavia, até o início dos anos 1970, o desenvolvimento era entendido, em grande parte da literatura econômica, como sinônimo de crescimento, tendo na industrialização seu principal instrumento (SOUZA, 1994). Contudo, os projetos de industrialização mostraram-se insuficientes para garantir a inclusão social, a eliminação da pobreza e a diminuição das desigualdades (DIAS, 2011).<sup>2</sup>

Uma importante contribuição sobre a temática do desenvolvimento no Brasil foi dada por Celso Furtado (BIELSCHOWSKY, 2004). Além de destacar a insuficiência do crescimento da economia como fato gerador do desenvolvimento, o autor ressaltou os aspectos regionais e o papel do mercado interno como fatores dinâmicos no processo de crescimento e desenvolvimento econômico do país (MENDES; TEIXEIRA, 2004).

Em termos de aplicação empírica, diversos trabalhos sobre os índices de desenvolvimento humano municipal foram realizados no Brasil com o intuito de conhecer melhor as condições de vida da população e identificar regionalmente as unidades com maiores problemas socioeconômicos (MELO, 2007; MELO; PARRÉ, 2007; MACEDO; CRUZ; FERREIRA, 2011; CAVALCANTE et al., 2010; SHIKIDA, 2009).

Estudos sobre o desenvolvimento econômico tendo como base metodológica a econometria espacial ganharam força no Brasil,

---

<sup>2</sup> Ver também Leite (1983), Souza (1994), Sandroni (1999) e Xerxenevsky e Fochezatto (2015).

principalmente nos últimos anos. Segundo Golgher (2015), isso ocorreu em decorrência da disponibilidade de dados georreferenciados e do surgimento de *softwares* específicos para esse fim.

Para Almeida (2012), essas condições permitiram que a econometria espacial começasse a ser aplicada em diversas áreas, como criminalidade, pobreza, economia, entre outras (LIMA; CALDARELLI; CAMARA, 2014; COSTA et al., 2007; LORENA; BERGAMASCHI; LEITE, 2011; LINS et al., 2015; RODRIGUES; SIMÕES; AMARAL, 2007; FREITAS; CABRAL, 2011; GOMES, BASTOS; FERES, 2014; CAVALCANTE, 2014).

A chamada teoria dos “Determinantes Sociais da Saúde” propõe que as desigualdades socioeconômicas geram impactos negativos sobre as condições de saúde das pessoas. Nesse sentido, não apenas políticas voltadas diretamente para a saúde teriam o efeito de melhorar a situação da população em relação a esse serviço, mas sim todo o conjunto de ações dirigidas à melhoria das condições de vida da população que incorporasse as variáveis educação, infraestrutura e renda (DAHLGREN; WHITEHEAD, 1991).

Desse modo, alguns estudos empíricos focaram nas condições de saúde dos municípios brasileiros e sua relação com os indicadores socioeconômicos. Dentre estes, é possível destacar o trabalho realizado por Teixeira et al. (2016), que verificaram os fatores determinantes na oferta de saúde pública nos municípios do estado de Minas Gerais. Utilizando a abordagem multivariada, observaram que o aumento nos investimentos em saneamento, a aplicação de programas sociais, como o PSF e o Bolsa Família, e as transferências do Sistema Único de Saúde (SUS), conjuntamente, causam impactos positivos sobre a saúde da população nos municípios mineiros.

O estudo realizado por Gomes, Bastos e Feres (2014) objetivou identificar os espaços urbanos saudáveis no Brasil, verificar se esses espaços configuravam *clusters* espaciais e capturar os Determinantes Sociais da Saúde (DSS) que influenciam a boa qualidade de vida nesses espaços urbanos. O período de análise contemplou os anos 1980, 1991, 2000 e 2010 e a metodologia incluiu a análise da partição da base de dados em quartis, comparação e teste *t* de médias e a análise exploratória de dados espaciais (AEDE). Os resultados apontaram crescimento aleatório dos espaços urbanos saudáveis, uma vez que as políticas públicas no Brasil são cada vez mais de cunho local, verificando-se uma maior concentração desses espaços urbanos saudáveis nas regiões Sul e Sudeste. Além do mais, entre as variáveis testadas estão educação, infraestrutura domiciliar e renda, que se mostram importantes para a redução da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias.

Outro trabalho a ser destacado é o de Lopes, Toyoshima e Gomes (2010), que procurou relacionar as condições de saúde nas microrregiões de Minas Gerais de acordo com as suas características sociais. A metodologia empregada foi a Análise Fatorial, de agrupamentos e discriminantes. Os autores concluíram que as principais variáveis que podem ser utilizadas como instrumentos eficazes de políticas voltadas para a melhoria da saúde

local são: o nível educacional dos adultos e a taxa de alfabetização, a taxa de abastecimento de água, esgoto e energia elétrica, a distribuição de renda, o número de pré-natais que as mães realizam e o número de leitos, médicos e de alguns tipos de equipamentos.

Freitas e Cabral (2011) investigaram se houve, ao longo do período de 2003 a 2008, redução das disparidades socioeconômicas nos municípios brasileiros, controlando os efeitos espaciais (heterogeneidade observável, não observável e dependência) para 5.063 localidades. As evidências obtidas no trabalho mostraram que houve indícios de convergência dos gastos *per capita* em saúde. Todavia, os municípios que apresentaram as maiores velocidades de convergência foram aqueles situados nas regiões Sul e Sudeste, as mais desenvolvidas do Brasil. Isso tende a aumentar ainda mais a produtividade dessas regiões, e como consequência, a disparidade regional existente pode se acentuar. Os autores ainda destacam a importância de investimentos em saneamento básico e na construção de hospitais.

## METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se o procedimento metodológico desta pesquisa. Primeiramente, é discutida a análise exploratória de dados espaciais, em seguida, os modelos econométricos e, por último, a descrição das variáveis e os respectivos bancos de dados.

### Análise Exploratória dos Dados Espaciais

A análise exploratória dos dados espaciais (AEDE) trata diretamente de dois efeitos: a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial. A autocorrelação espacial ocorre quando o valor de uma variável da região  $i$  está relacionado com o valor da mesma variável da região  $j$ . Já a heterogeneidade espacial, surge ao se utilizar dados de unidades espaciais muito distintas para explicar um mesmo fenômeno (ANSELIN, 1988; ALMEIDA, 2012; ALMEIDA; PEROBELLI; FERREIRA, 2008).

Um aspecto fundamental na determinação da autocorrelação espacial diz respeito ao grau de vizinhança com o qual se deseja realizar a análise de dependência espacial. Uma vez escolhido o critério de vizinhança, pode ser construída a matriz de pesos espaciais (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011). A matriz de pesos é usada na econometria espacial para descrever a estrutura de dependência entre as unidades de análise, assim, deve-se identificar a matriz mais apropriada possível (PIRAS; LOZANO-GRACIA, 2012).

As matrizes de pesos espaciais são baseadas na contiguidade e podem ser definidas de acordo com a vizinhança, a distância geográfica ou socioeconômica (ALMEIDA, 2012). Com base nesse conceito de contiguidade, é atribuído um valor unitário na matriz quando duas regiões são vizinhas; caso contrário, atribui-se um valor nulo. Nesse caso, temos que:

$$w_{ij} = \{1 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são contíguos; } 0 \text{ se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos}\} \quad (1)$$

Teoricamente  $W_{ii} = 0$ , pois, nenhuma região é considerada vizinha de si mesma, implicando que a matriz de contiguidade possui a sua diagonal principal completada com valor zero. Entre as formas de matrizes de pesos espaciais utilizadas, as mais comuns são as convenções rainha e torre. A convenção de contiguidade rainha considera, na visualização de um mapa, além das fronteiras com extensão diferente de zero, também os vértices (nós) como contíguos. Caso apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero entre as regiões sejam levadas em conta, a convenção de contiguidade é considerada como torre (ALMEIDA, 2012).

Outro critério de proximidade na definição de pesos espaciais é a distância geográfica: a ideia central é que duas regiões próximas geograficamente têm uma maior interação espacial entre si. A matriz de  $k$  vizinhos mais próximos  $w_{ij}(k)$  é um tipo de convenção que utiliza como critério medidas em quilômetros ou milhas. Formalmente:

$$w_{ij}(k) = \{1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k); 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k)\} \quad (2)$$

em que  $d_i(k)$  é a distância de corte para a região  $i$  especificamente, a fim de que essa região  $i$  tenha  $k$  vizinhos. Assim,  $d_i(k)$  é a menor distância para a região  $i$ , a fim de que ela possua exatamente  $k$  vizinhos.

Dados os diferentes tipos de matrizes de pesos espaciais, a tarefa é descobrir qual delas melhor representa a interação entre as regiões. No presente artigo, foi usado como critério para escolha da matriz de pesos espaciais aquela que apresentou o maior valor do teste de autocorrelação espacial, realizado através do  $I$  de Moran. O coeficiente  $I$  de Moran univariado é utilizado para testar a presença da autocorrelação espacial. A apresentação matricial da equação  $I$  de Moran é dada por:

$$I = \frac{Z'WZ}{Z'Z} \quad (3)$$

em que  $z$  denota os valores da variável de interesse padronizada e  $w_z$  representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial  $w$ . Já o coeficiente  $I$  de Moran bivariado, permite verificar se o valor de um atributo observado numa dada região está relacionado espacialmente com os valores de outra variável observada em regiões vizinhas (ALMEIDA, 2012). A equação 4 mostra o  $I$  de Moran bivariado para duas variáveis,  $z_1$  e  $z_2$ :

$$I_{z_1z_2} = \frac{z_1'wz_2}{z_1'z_1} \quad (4)$$

em que  $z_1$  representa uma variável de interesse, e  $z_2$ , o valor de outra variável defasada na região vizinha, e  $w$  é a matriz de pesos espaciais. De acordo com Anselin, Syabri e Smirnov (2003), essa estatística mostra uma indicação do grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor para uma variável em uma dada localização  $i$  e a média de uma outra variável nas localidades vizinhas  $j$ .

A média teórica do  $I$  de Moran é dada pela equação da esperança:  $E(I) = [-1 / (n - 1)]$ , em que  $n$  é o número de regiões. O valor da estatística  $I$  de Moran superior ao da esperança indica que há autocorrelação positiva, e esse

resultado revela a existência de similaridade entre os valores do atributo estudado e sua localização espacial. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

O  $I$  de Moran fornece três informações: a significância estatística informa se os dados estão distribuídos aleatoriamente ou não; o sinal positivo da estatística  $I$  de Moran indica que os dados, desde que significativos, estão concentrados nas regiões, apresentando valores similares; e o sinal negativo, por sua vez, indica a concentração nas regiões, mas com valores dissimilares. A magnitude da estatística mostra a força da autocorrelação espacial: quanto mais próxima de um ou de menos um, mais forte é a autocorrelação, e quanto mais próxima de zero, mais dispersos estão os dados (ALMEIDA, 2012).

Outra forma de visualizar a autocorrelação espacial é utilizando o diagrama de dispersão de Moran que permite duas diferentes abordagens: univariada e bivariada. No diagrama univariado, a variável de interesse ( $x$ ) é colocada no eixo horizontal, e a defasagem espacial da variável de interesse ( $w_x$ ), no eixo vertical. Já o gráfico bivariado, é indicado para visualizar a autocorrelação espacial entre duas variáveis, sendo que no eixo horizontal, aparece o valor da variável de interesse ( $x$ ), e no eixo vertical, a defasagem de outra variável de interesse ( $w_y$ ). Quando a autocorrelação é positiva, as unidades tendem a se agrupar no primeiro e no terceiro quadrantes, por outro lado, quando existe autocorrelação espacial negativa, as unidades se concentram, em sua grande maioria, no segundo e no quarto quadrantes.

A interpretação dos resultados indica, em um agrupamento Alto-Alto (AA), as unidades espaciais com valores altos para a variável de interesse, rodeadas por unidades espaciais que apresentam valores também altos (primeiro quadrante). Um agrupamento Baixo-Baixo (BB) refere-se às unidades espaciais que mostram valores baixos, circundadas por unidades espaciais que apresentam valores também baixos (terceiro quadrante). Um agrupamento Alto-Baixo (AB) diz respeito a uma aglomeração com alto valor para a variável de interesse, cercada por unidades espaciais com baixo valor (quarto quadrante). Já um agrupamento Baixo-Alto (BA), compreende um *cluster* no qual uma unidade espacial qualquer com baixo valor para a variável de interesse é circundada por unidades espaciais com alto valor (segundo quadrante).

Do ponto de vista estatístico, a análise global da dependência espacial pode distorcer os resultados a nível local e esconder algumas particularidades presentes em determinadas localidades do conjunto geográfico considerado. Assim, as análises relacionadas com o território, normalmente, estão mais direcionadas para a identificação do comportamento local, bem como das características próprias de cada espaço analisado. Desse modo, o método estatístico Indicador Local de Associação Espacial (LISA) é mais apropriado para verificar a autocorrelação espacial local (SABATER; TUR; AZORÍN, 2011).

Segundo Almeida (2012), o coeficiente  $I_i$  de Moran local empreende, na contribuição local de cada observação, a decomposição do indicador global de autocorrelação em quatro categorias: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA), cada uma, individualmente, correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran. O coeficiente  $I_i$  de Moran local univariado, observado para a região  $i$ , pode ser expresso pela equação 5:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^i W_{ij} Z_j \quad (5)$$

O cômputo de  $I_i$  só abrange os vizinhos da observação  $i$ , definidos conforme matriz de pesos espaciais, assim, para que  $I_i$  seja um indicador LISA, é necessário que o somatório dos indicadores locais seja equivalente ao indicador global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade (ANSELIN, 1995). Segundo Almeida (2012), é possível obter uma medida de autocorrelação espacial local multivariada para duas variáveis de interesse,  $z_1$  e  $z_2$ , respectivamente. A equação 6 representa o  $I$  de Moran local bivariado:

$$I_1^Z z_2 = Z_{1i} W Z_{2i} \quad (6)$$

em que  $z_{1i}$  é uma variável de interesse e  $W Z_{2i}$  é a defasagem espacial da outra variável de interesse  $z_{2i}$  na região vizinha. Assim, somente os vizinhos da observação  $i$ , definidos conforme matriz de pesos espaciais, são incluídos no cálculo. O Indicador Local de Associação Espacial (LISA) fornece o grau de autocorrelação espacial, estatisticamente significativo, em cada unidade regional (PIMENTEL; HADDAD, 2004). Combinando as informações do diagrama de Moran com o mapa LISA de significância, obtemos o mapa de *cluster*, que permite uma visualização geográfica mais adequada do grau de concentração das variáveis estudadas.

### Métodos Econométricos Espaciais

Em econometria espacial, existem alguns modelos que são denominados globais, dentre os quais é possível destacar os modelos de defasagem espacial (SAR) e o modelo de erro espacial (SEM), que consideram a correlação espacial na estimação de parâmetros (GOLGHER, 2015). O modelo de defasagem espacial (SAR) informa que a variável dependente  $y$  é influenciada pela variável dependente das regiões vizinhas ( $W_1y$ ). Devido à multidirecionalidade da dependência espacial, a variável  $W_1y$  é endógena, implicando que os valores de  $y$  nas regiões vizinhas influenciam a variável dependente em um processo de causalção circular (ALMEIDA, 2012). O modelo SAR é representado pela equação 8:

$$y = \rho W_1y + \beta_1 + X\beta_2 + \varepsilon \quad (8)$$

em que  $W_1y$  é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais e  $\rho$  é o coeficiente autorregressivo espacial que mede a influência média dos vizinhos sobre a observação no vetor  $y$ , indicando a proporção da variação total em  $y$ , explicada pela dependência espacial. Esse modelo não pode ser estimado por MQO devido à endogeneidade do regressor  $W_1y$ . Em relação

ao MQO, o modelo possui um termo a mais para capturar o efeito da vizinhança.

Pace e Zhu (2012) afirmam que o modelo SEM tem como principal vantagem, em relação a modelos de defasagem espacial, como o SAR, evitar viés nas estimativas. Nesse modelo, segundo Almeida (2012), a dependência espacial é residual, caracterizada pela estrutura autorregressiva de primeira ordem no termo de erro. O modelo de erro espacial é dado pela equação 9:

$$\begin{aligned} y &= \beta_1 + \beta_2 X + u \\ u &= \lambda W\mu + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

em que  $\lambda$  é o coeficiente do parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem  $W\mu$ .

Para a escolha do modelo econométrico espacial mais adequado, Florax et al. (2003) propõem seis procedimentos que devem ser efetuados: 1) estimar o modelo inicial, usando OLS; 2) testar a hipótese de não dependência espacial pela omissão de variáveis desfasadas espacialmente ou erros espacialmente autorregressivos, usando os testes robustos LME e LML; 3) se nenhum desses testes tiverem significância estatística, optar pelo modelo OLS estimado, senão, avançar para o passo seguinte; 4) se ambos os testes tiverem significância, optar pela especificação *spatial lag* ou *spatial error*, cujo teste tem maior significância, senão, seguir para 5; 5) se LML for significativa e LME não, usar a especificação *spatial lag*; 6) se LME for significativa e LML não, usar a especificação *spatial error*.

### Especificações e base de dados

Com base na literatura, propõe-se um modelo empírico para analisar as condições de saúde básica dos 5.570 municípios brasileiros no ano de 2010. Cabe justificar que esse recorte temporal foi definido em função da base de dados disponível. Estabeleceu-se, então, o seguinte modelo a ser estimado:

$$SAÚDE = C + \beta_2 LNRPC + \beta_3 EDUC + \beta_4 LNGPCS + \beta_5 INF + \varepsilon \quad (10)$$

A variável dependente *SAÚDE* consiste no índice IFDM-Saúde. Esse indicador é composto por quatro variáveis: número de consultas pré-natal, óbitos por causa mal definida, óbitos infantis por causas evitáveis e internação sensível à atenção básica. Os valores de referência do índice são divididos em quatro categorias: alto desenvolvimento, quando os municípios possuem IFDM-Saúde acima de 0,8; para valores entre 0,6 e 0,8, considera-se desenvolvimento moderado; quando o índice se situa no intervalo entre 0,4 e 0,6, o desenvolvimento é considerado regular; e no caso do índice menor que 0,4, considera-se baixo desenvolvimento. Quanto mais próximo de um, melhor as condições de saúde da população do município, por outro lado, o indicador próximo de zero demonstra condições de saúde precárias.

A variável *LNRPC* consiste no logaritmo da renda *per capita*, que se refere a toda renda auferida pelos integrantes do domicílio dividida pelo número

de moradores. Com o intuito de se obter o impacto percentual, foi utilizado o logaritmo da renda *per capita*.

A variável *EDUC* refere-se ao índice IFDM-Educação, que consiste em um indicador que engloba as seguintes variáveis: taxa de matrícula na educação infantil, taxa de abandono escolar, taxa de distorção idade-série, percentual de docentes com ensino superior e resultado do IDEB. Esse indicador varia entre 0 e 1, e quanto mais próximo de 1, melhor o índice de educação do município.

A variável *LNGPCS*, logaritmo dos gastos *per capita* com saúde, refere-se ao gasto total do município na área da saúde dividido pelo número de habitantes. Com o intuito de se obter o impacto percentual, foi utilizado o logaritmo dos gastos *per capita*.

Já a *INF*, infraestrutura domiciliar, representa o percentual de domicílios no município que possuem água e banheiro.

Com base nas variáveis supracitadas e no modelo estimado (equação 10), espera-se que as variáveis utilizadas causem um impacto positivo no indicador de Saúde.

No que concerne aos dados utilizados para a formulação das variáveis do modelo, verifica-se que os índices IFDM-Saúde e IFDM-Educação foram extraídos do banco de dados da Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN), as informações sobre renda *per capita* e infraestrutura domiciliar (percentual de domicílios com água e banheiro) estão disponíveis no Atlas Brasil 2013 do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e o valor referente ao gasto com saúde foi extraído do Sistema de Informações sobre Orçamentos Públicos em Saúde (SIOPS) no site do Ministério da Saúde.<sup>3</sup>

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Análise descritiva

A estatística descritiva do IFDM-Saúde e de seus determinantes abordados na presente pesquisa é apresentada na Tabela 1. Observa-se que a taxa média do indicador de saúde é igual a 0,6750, já no que tange ao logaritmo da renda *per capita*, observou-se o valor de 6,07. O logaritmo dos gastos *per capita* com educação foi de 5,82, o indicador de educação mostra uma média de 0,6846 e a taxa média de residências que possuem água e banheiro é de 80,87% no Brasil.

---

<sup>3</sup> Ver Ministério da Saúde (2007) e Programa das Nações Unidas (2013).

**Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis consideradas na pesquisa, para os municípios do Brasil, em 2010**

Variáveis	OBS	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
IFDM-SAÚDE	5565	0,6750	0,1639	0,0826	1,0000
LNRPC	5565	6,0799	0,5019	4,5669	7,6225
LNGPCS	5565	5,8288	0,3897	2,7950	8,4169
EDUC	5565	0,6846	0,1305	0,2469	1,0000
INF	5565	80,87	21,71	3,26	100,00

Fonte: Resultados da pesquisa (2018). Elaboração própria.

### **Análise Exploratória de Dados Espaciais**

A distribuição geográfica das variáveis utilizadas no estudo (IFDM-Saúde, renda *per capita*, IFDM-Educação, gasto *per capita* com saúde e infraestrutura) pode ser visualizada no mapa de desvio padrão apresentado na Figura 1. As regiões denotadas em azul representam as unidades onde o indicador está acima da média e os pontos realçados em vermelho mostram os valores abaixo da média.

Para o IFDM-Saúde, em torno de 55% dos municípios brasileiros apresentaram índice acima da média e encontram-se, em sua grande maioria, situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. No que tange às unidades espaciais com índice abaixo da média, foi observado que 45% delas estão nessa situação e localizam-se, principalmente, em estados das regiões Norte e Nordeste.

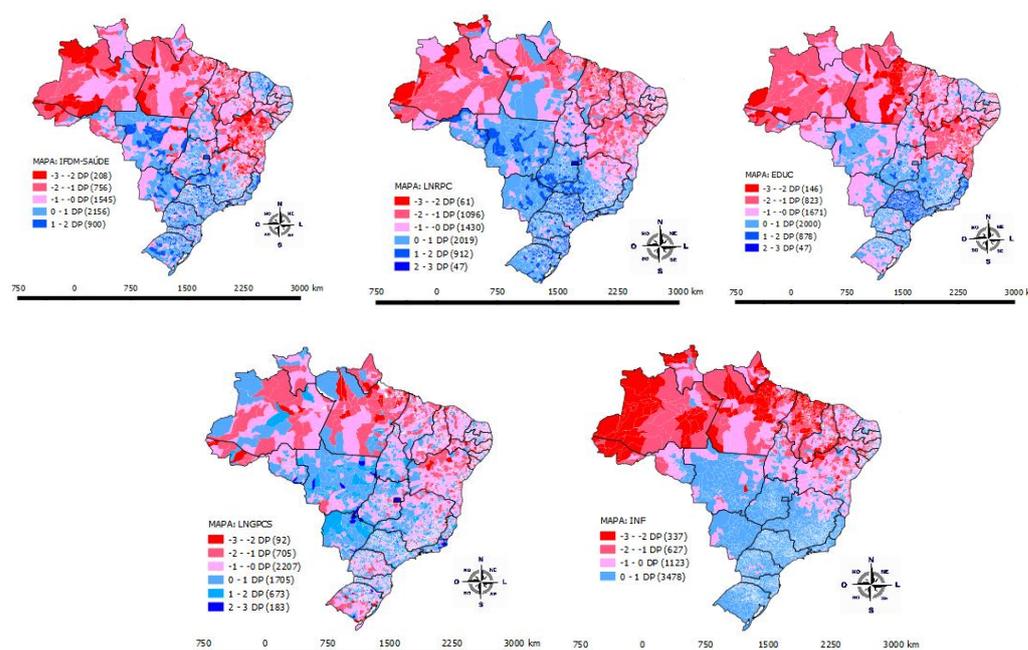
No mapa referente à renda *per capita*, é possível observar que 47% das unidades com valor acima da média estão localizadas principalmente nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Já os municípios que apresentaram renda *per capita* abaixo da média, correspondem a 53% e estão localizados sobretudo nos estados das regiões Norte e Nordeste. Vale ressaltar também que, na região Sudeste, o estado de Minas Gerais apresenta um número expressivo de municípios com baixa renda *per capita*.

A análise sobre o índice de educação da FIRJAN revelou que aproximadamente 53% das unidades apresentaram indicador acima da média e estão localizadas principalmente nas regiões Sul e Sudeste, com destaque para 47 municípios situados no estado de São Paulo que exibiram indicador acima de 0,9458. Nos estados do Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Tocantins e Ceará, também estão em evidência alguns municípios com índice acima da média. No que tange às unidades abaixo da média, destacam-se 43% dos municípios. Os estados do Norte e Nordeste registraram os piores indicadores, porém, algumas unidades situadas nas regiões Centro-Oeste e Sul também exibem diversos pontos que mostram municípios com índice abaixo da média.

No que se refere ao gasto médio com saúde *per capita*, verificou-se que em torno de 38% dos municípios apresentaram gastos com saúde por habitante acima da média. No mapa, é possível observar a predominância do número de unidades onde o gasto *per capita* se situa a um desvio padrão acima da média. Essas unidades estão localizadas principalmente nos estados de São

Paulo, Rio de Janeiro, Mato Grosso do Sul e Mato Grosso. Nota-se que 62% das unidades apresentaram gastos com saúde por habitante abaixo da média, e em termos de localização geográfica, é possível observar que a maior parte desses municípios está localizada nas regiões Norte e Nordeste, porém, em muitas unidades situadas na região Sul também foi observada a mesma situação, refletindo os baixos investimentos realizados pelo setor público municipal na área de saúde.

A variável infraestrutura domiciliar busca refletir as condições de moradia da população nos municípios brasileiros em termos de acesso a serviços básicos, como água encanada e saneamento. Os resultados apresentados no mapa de desvio padrão mostram que, em pouco mais de 63% dos municípios, o percentual de pessoas atendidas está acima da média. No mapa, a grande extensão realçada em azul indica que essas unidades estão localizadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Na outra ponta, 37% das unidades apresentaram percentual de atendimento abaixo da média. O mapa evidencia que, nos estados das regiões Norte e Nordeste, a carência desse tipo de serviço básico atinge grande parte da população.



**Figura 1. Mapas de Desvio Padrão referentes aos índices IFDM-SAÚDE, LNRPC, EDUC, LNGPCS e INF dos municípios do Brasil, no ano de 2010**  
 Fonte: Elaboração própria.

Na sequência, são apresentados os resultados da AEDE, iniciando pelo teste de autocorrelação espacial através da estatística *I* de Moran do indicador IFDM-Saúde dos municípios brasileiros no ano de 2010 (Tabela 2). Foram testadas as matrizes rainha, torre e *k vizinhos*, no qual se considerou os 5, 7 e 10 vizinhos mais próximos. Observa-se que independente da matriz utilizada o valor do *I* de Moran foi positivo (acima do valor esperado de

0,0002) e significativo a 1%, indicando a presença de autocorrelação espacial positiva.

Porém, o maior valor da estatística *I* de Moran foi alcançado utilizando uma matriz de pesos espaciais do tipo torre, sendo assim, todas as análises e resultados apresentados posteriormente empregaram essa configuração espacial, pois é a que melhor representa a conexão entre os municípios. Nesse sentido, é possível inferir que municípios que apresentam elevado índice IFDM-Saúde estão cercados por unidades com indicadores acima da média e as unidades municipais onde o indicador é baixo estão cercadas por vizinhos em situação semelhante.

**Tabela 2. Autocorrelação espacial global**

Matrizes de contiguidade	<i>I</i> de Moran	P-Valor
Rainha	0,6429	0,001
<b>Torre</b>	<b>0,6439</b>	<b>0,001</b>
K 5 vizinhos	0,6396	0,001
K 7 vizinhos	0,6315	0,001
K 10 vizinhos	0,6259	0,001

Fonte: Elaboração própria.

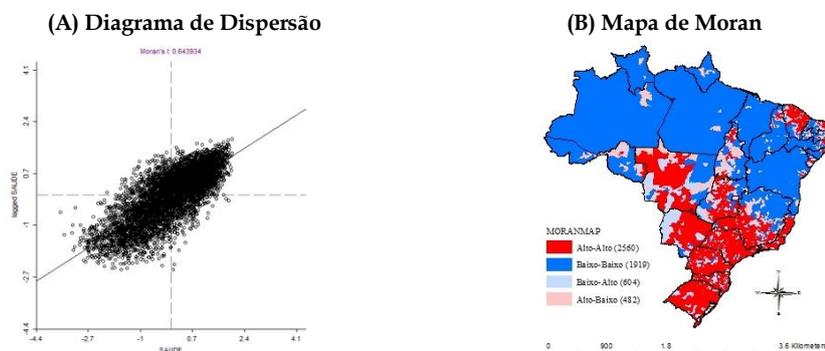
O diagrama de dispersão de Moran do índice IFDM-Saúde dos municípios do Brasil no ano de 2010 permite verificar o padrão de concentração das unidades. No eixo das abscissas, está colocada a variável IFDM-Saúde, e no eixo das ordenadas, a defasagem da variável IFDM-Saúde. O diagrama apresenta quatro categorias: alto-alto, baixo-baixo, baixo-alto e alto-baixo.

O agrupamento alto-alto (AA) mostra as unidades com elevado indicador de saúde, sendo a média dos vizinhos também alta; já as aglomerações baixo-baixo (BB), referem-se aos municípios com baixo índice de saúde cujas unidades vizinhas apresentam média baixa. Os *clusters* baixo-alto (BA) compreendem as unidades com baixo índice de saúde cujos municípios vizinhos possuem indicador médio alto; e as unidades caracterizadas como alto-baixo (AB) representam os municípios com elevado indicador de saúde, mas a média das unidades contíguas é baixa.

O mapa de Moran facilita a visualização geográfica das informações apresentadas no diagrama de Moran. Os municípios com elevado indicador de saúde, ou seja, correspondentes ao agrupamento alto-alto (AA), estão destacados em vermelho no mapa, já as unidades municipais que exibem baixo índice de saúde, sendo assim pertencentes ao aglomerado baixo-baixo (BB), estão realçadas em azul mais escuro. As unidades baixo-alto (BA) estão indicadas em azul mais claro e o agrupamento alto-baixo (AB) abrange as unidades sinalizadas em vermelho mais claro (Figura 2).

A disposição dos municípios no diagrama de Moran mostra que 46% das unidades estão agrupadas no primeiro quadrante, e no mapa de Moran, os pontos denotados em vermelho (alto-alto) revelam sua localização geográfica, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e no estado do Ceará. No segundo quadrante, estão 11% dos municípios, que aparecem realçados

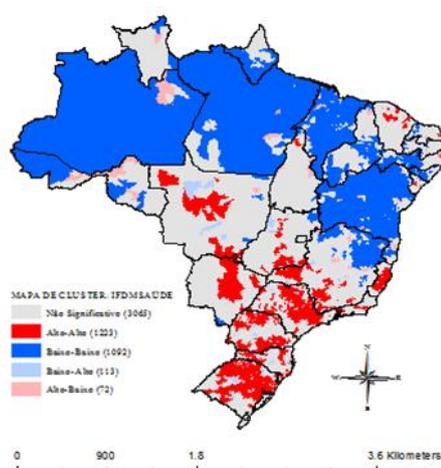
em azul claro no mapa (baixo-alto) e concentram-se principalmente nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Outros 34% estão aglomerados no terceiro quadrante, correspondendo às localidades destacadas em azul escuro no mapa (baixo-baixo), situadas predominantemente nas regiões Norte e Nordeste. No quarto quadrante, encontram-se 9% dos municípios, os quais estão destacados em vermelho claro no mapa (alto-baixo) e localizados em alguns estados do Nordeste e do Centro-Oeste (Figura 2).



**Figura 2. Diagrama de dispersão e Mapa de Moran referentes ao índice IFDM-Saúde dos municípios do Brasil, no ano de 2010**

Fonte: Elaboração própria.

No que se refere à autocorrelação espacial local, observa-se, por meio do mapa de *cluster* (Figura 3), que é possível visualizar onde foram formados os agrupamentos estatisticamente significativos a pelo menos 5%. Em vermelho escuro, estão destacadas as unidades municipais referentes ao aglomerado alto-alto, e em azul escuro, os municípios compreendidos pelo agrupamento baixo-baixo.



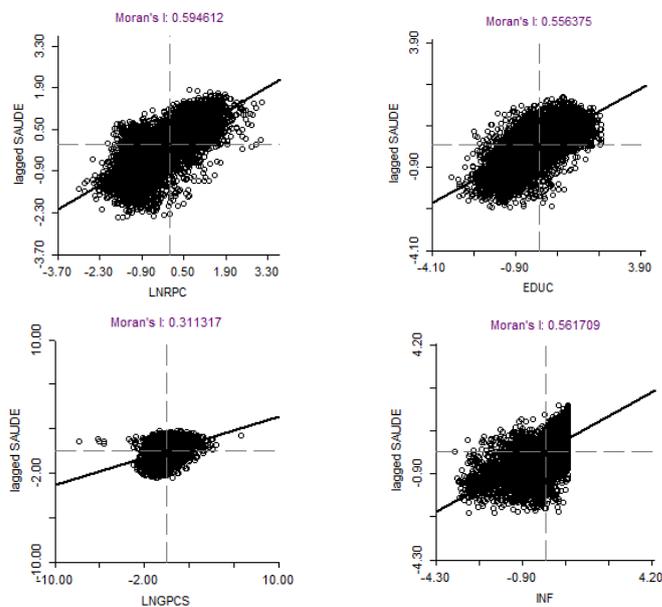
**Figura 3. Mapa de Cluster referente ao IFDM-Saúde dos municípios do Brasil, no ano de 2010**

Fonte: Elaboração própria.

Do total, 1223 municípios compõem o agrupamento espacial com elevado indicador IFDM-Saúde e estão localizados nos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Paraná, São Paulo, Espírito Santo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás. Nota-se a formação da aglomeração com baixo indicador, envolvendo 1092 municípios, situados, em grande parte, nos estados das regiões Norte e Nordeste, dentre os quais se destacam Pará, Amazonas, Acre, Bahia, Pernambuco, Paraíba e Piauí. É possível ainda visualizar a formação de alguns agrupamentos baixo-alto, realçados em azul claro, e alto-baixo, denotados em vermelho claro, que aparecem dispersos pelo mapa.

A análise seguinte apresenta os resultados da autocorrelação espacial bivariada entre o IFDM-Saúde e as variáveis utilizadas no estudo. No diagrama de Moran, o indicador IFDM-Saúde está colocado no eixo vertical, enquanto as outras variáveis são apresentadas no eixo horizontal. O diagrama é dividido em quatro quadrantes, compreendendo as associações espaciais alto-alto no primeiro quadrante, baixo-alto no segundo, baixo-baixo no terceiro e alto-baixo no quarto quadrante (Figura 4).

No primeiro quadrante (AA), estão concentradas as unidades cujas variáveis selecionadas apresentam valor elevado, sendo que o índice de saúde médio das unidades vizinhas também é alto. Já o segundo quadrante (BA), engloba as unidades com baixo valor para as variáveis selecionadas, mas o indicador de saúde médio dos vizinhos é elevado. O terceiro quadrante (BB) compreende as unidades com baixo valor para as variáveis selecionadas, sendo o indicador de saúde médio das unidades contíguas também baixo. Já no quarto quadrante (AB), estão agrupados os municípios cujas variáveis selecionadas apresentam alto valor e o índice de saúde médio dos vizinhos é baixo.



**Figura 4. Estatística *I* de Moran Global Bivariada, para os municípios do Brasil, no ano de 2010**

Fonte: Elaboração própria.

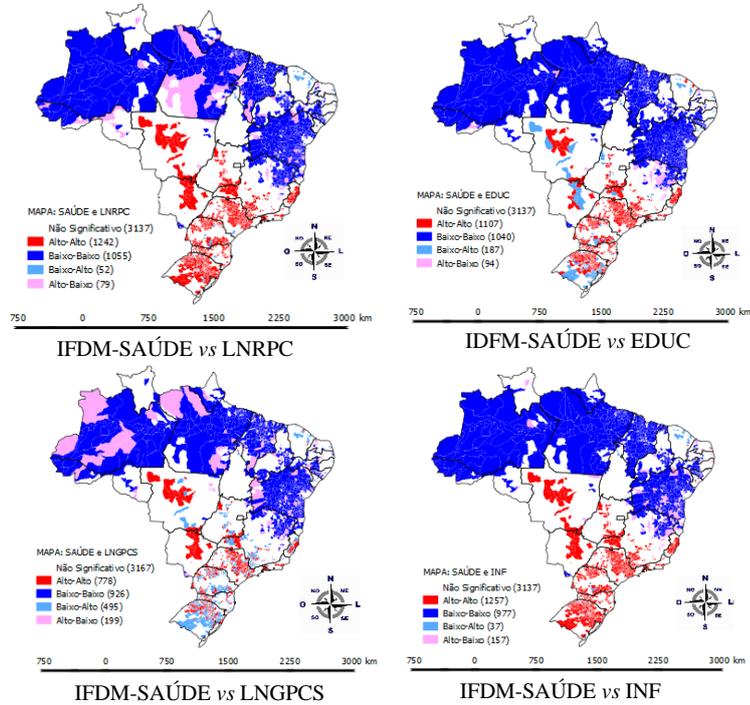
Os diagramas apresentados na Figura 4 evidenciam que o IFDM-Saúde está relacionado positivamente com as variáveis selecionadas, e os resultados são reforçados pela inclinação positiva da reta de regressão. Nesse sentido, é possível afirmar que as unidades municipais com elevado indicador de saúde, ou seja, índice acima da média, estão cercadas por municípios vizinhos que apresentam altos valores para renda *per capita*, índice de educação, gasto *per capita* com saúde e infraestrutura domiciliar.

A distribuição dos municípios, verificada no diagrama bivariado que relaciona o indicador de saúde com a renda *per capita*, mostra 42% das unidades concentradas no primeiro quadrante (AA), 38% no terceiro (BB), 15% no segundo (BA) e 5% no quarto quadrante (AB). No que tange ao diagrama que confronta o indicador de saúde com a educação, verificou-se que 44% dos municípios estavam agrupados no primeiro quadrante (AA), já 34% aparecem situados no terceiro (BB), no segundo (BA) estão 13% das unidades e 9% estão aglomerados no quarto quadrante (AB).

O diagrama que mostra a relação entre o indicador de saúde e os gastos *per capita* com saúde revelou que 30% dos municípios estão concentrados no primeiro quadrante (AA), 34% no terceiro (BB), outros 28% se concentram no segundo (BA) e 8% aparecem no quarto quadrante (AB). O diagrama em que o índice de saúde é relacionado com a variável infraestrutura domiciliar mostrou que 51% dos municípios estão concentrados no primeiro quadrante (AA), no terceiro (BB) aparecem 30% das unidades, 7% estão situados no segundo (BA) e no quarto quadrante (AB) estão 12%.

No que tange à autocorrelação espacial local bivariada, os mapas de *clusters* bivariados, exibidos na Figura 5, permitem visualizar as regiões em que foram formados os agrupamentos espaciais estatisticamente significativos, referentes às relações entre o indicador de saúde e as variáveis renda *per capita*, educação, gasto *per capita* com saúde e infraestrutura domiciliar. As associações espaciais alto-alto (AA) aparecem destacadas em vermelho no mapa, e os agrupamentos baixo-baixo (BB), em azul.

Os mapas de *clusters* apresentados na Figura 5 demonstram que, dada a relação positiva entre o indicador de saúde e as variáveis selecionadas, a maioria dos agrupamentos formados são do tipo alto-alto (AA) e baixo-baixo (BB). As associações espaciais com elevados valores para o indicador de saúde e para renda *per capita*, educação, gastos *per capita* com saúde e infraestrutura domiciliar aparecem predominantemente localizadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Por outro lado, os agrupamentos espaciais com baixos valores para o indicador de saúde e para as variáveis selecionadas estão situados nas regiões Norte e Nordeste.



**Figura 5. Estatística *I* de Moran Bivariada Local, para os municípios do Brasil, no ano de 2010**

Fonte: Elaboração própria.

### Resultados econométricos

Os resultados dos modelos econométricos são apresentados na Tabela 3, a variável dependente é o índice IFDM-Saúde e as variáveis explicativas representam características dos municípios que podem impactar no indicador. Na parte superior, estão os coeficientes estimados, os quais foram todos estatisticamente significativos e apresentaram o sinal esperado. Na segunda parte, observa-se que o modelo apresenta multicolinearidade, já que o teste de *condition number* ficou acima de 30. Por outro lado, o teste de Jarque-Bera mostra que os erros não se distribuem normalmente e há presença de heterocedasticidade.

O diagnóstico para autocorrelação espacial apresenta o *I* de Moran do erro difuso igual a 0,3554 e significativo a 1%, o que evidencia a presença de autocorrelação espacial no modelo econométrico. Os testes de multiplicador de Lagrange apresentados foram estatisticamente significativos a 1% (Tabela 3), sendo assim, o modelo de MQO não é o mais apropriado, pois não inclui os efeitos espaciais. Nesse caso, é necessário utilizar os modelos econométricos espaciais para representar a relação entre o indicador de saúde e as variáveis explicativas.

**Tabela 3. Resultado do Modelo Econométrico MQO - Variável dependente: IFDM-Saúde**

VARIÁVEIS	COEFICIENTES
CONSTANTE	- 0,4397*
LNRPC	0,1083*
EDUC	0,3073*
LNGCSPC	0,0292*
INF	0,0001*
DIAGNÓSTICO DA REGRESSÃO	
R-Quadrado	0,4543*
<i>Condition number</i>	66,36
Jarque-Bera	116,60*
Koenker-Bassett	171,97*
DIAGNÓSTICO PARA AUTOCORRELAÇÃO ESPACIAL	
<i>I</i> de Moran dos erros	0,3554*
ML (Defasagem)	1.803,97*
ML (Defasagem) robusto	102,79*
ML (Erro)	1.873,23*
<b>ML (Erro) robusto</b>	<b>172,05*</b>

Fonte: Elaboração própria. Obs.: \*Significativo a 1%.

O valor referente ao multiplicador robusto do erro (172,05) foi superior ao valor do multiplicador robusto da defasagem (102,79), indicando que o modelo econométrico espacial com erro autorregressivo (SEM) é o mais adequado para verificar a relação entre as variáveis explicativas selecionadas e o indicador de saúde da FIRJAN nos municípios do Brasil. A equação 11 apresenta formalmente o modelo SEM a ser estimado:

$$SAÚDE = B_1 + B_2 LNRPC + B_3 EDUC + B_4 LNGPCS + B_5 INF + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \tag{11}$$

Na Tabela 4, estão os resultados referentes ao modelo econométrico espacial com erro espacial (SEM). Como as hipóteses de normalidade e de homocedasticidade foram rejeitadas, o modelo SEM foi estimado pelo Método dos Momentos Generalizados. Os resultados apresentados indicam que um aumento de 1% na renda eleva em 0,0797% o indicador de saúde dos municípios. O índice da educação também apresentou sinal positivo, assim, verificou-se que um aumento de 1% no indicador IFDM-Educação eleva em 0,2768% o índice de saúde. Um aumento de 1% nos gastos *per capita* com saúde, por sua vez, eleva o índice em 0,0339%, e aumentando em 1% o número de domicílios nos municípios com acesso a água e banheiro ocorre crescimento de 0,0008% no indicador de saúde.

**Tabela 4. Modelo Econométrico SEM - Variável dependente: IFDM-Saúde**

VARIÁVEIS	COEFICIENTES DO MODELO SEM
Constante	- 0,2669 *
LNRPC	0,0797*
EDUC	0,2768*
LNGCSPC	0,0339*
INF	0,0008*
Lambda	0,5721*

Fonte: Elaboração própria. Obs.: \*Significativo a 1%.

O coeficiente de erro espacial Lambda apresentou sinal positivo e significativo a 1%, ou seja, existem fatores que podem afetar o indicador de saúde nos municípios vizinhos e que não estão representados pelo modelo exposto.

### Discussões

Os resultados da presente pesquisa permitiram verificar a situação da saúde básica nos municípios brasileiros. Utilizando como referência o indicador de saúde calculado pela FIRJAN, foi possível observar, a partir do mapa de desvio padrão, que as condições de saúde entre os municípios apresentavam significativas disparidades no ano de 2010, sendo constatadas as melhores condições nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Essas evidências já haviam sido apontadas no estudo de Gomes, Bastos e Feres (2014); sendo assim, os achados desta pesquisa corroboram as diferenças entre as regiões brasileiras e reforçam a necessidade de criar e ampliar as políticas públicas direcionadas a melhorar as condições de saúde básica nos municípios brasileiros. Os desequilíbrios também se revelaram quanto a outros indicadores socioeconômicos, uma vez que análise mais pontual mostrou que os estados das regiões Sul e Sudeste apresentavam melhores condições de renda, infraestrutura e educação. Um fator relevante constatado neste estudo diz respeito aos gastos com saúde por habitante, pois apenas 38% dos municípios investiram valores acima da média. Essa situação se reflete, por exemplo, na mortalidade infantil, que aflige muitos estados brasileiros, sobretudo os mais pobres. Dados do Censo de 2010 do IBGE revelaram que, no Norte e Nordeste do Brasil, alguns estados, como Sergipe, Tocantins e Acre, apresentaram taxa de mortalidade infantil, de crianças com até 5 anos, acima de 20%, enquanto que nas regiões Sul e Sudeste esse percentual se situa abaixo de 16% (IBGE, 2010).

As análises realizadas a partir da AEDE revelaram concentração espacial do indicador IFDM-Saúde. Esse resultado indica a formação de aglomerações espaciais constituídas por municípios que apresentaram elevados índices de saúde básica, como também agrupamentos espaciais cujos indicadores encontram-se abaixo da média. Essa constatação permite, primeiramente, inferir que municípios que apresentam índices de saúde acima da média estão próximos de unidades na mesma situação. Além do mais, é possível

identificar quais são os fatores, as ações e as estratégias, características dos municípios que apresentaram bons resultados, que podem ser aplicadas nas unidades que manifestaram baixo desempenho. Gestores públicos de todas as esferas de governo, com base nessas informações, devem direcionar as políticas públicas com o intuito de melhorar os indicadores de saúde nas unidades mais necessitadas. No mapa de *cluster* univariado, é possível visualizar que nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste encontram-se os principais *clusters* com elevado índice IFDM-Saúde, e nas regiões Norte e Nordeste, os agrupamentos com valores abaixo da média para tal indicador.

Através da AEDE bivariada, foi possível identificar agrupamentos espaciais a partir da relação entre o índice IFDM-Saúde e as variáveis explicativas. Os resultados reforçaram as evidências de que os maiores indicadores de saúde estão associados a melhores condições de renda, educação, infraestrutura urbana e gastos com saúde por pessoa. Os principais agrupamentos alto-alto, novamente, se concentraram nas regiões Sul e Sudeste, ao passo que as aglomerações baixo-baixo foram verificadas nas regiões Norte e Nordeste. Esses resultados mostram que as ações promovidas pelos governos com foco em melhorar os índices de educação, renda e infraestrutura contribuem positivamente na evolução dos indicadores de saúde. As relações aqui encontradas reforçam o que foi constatado em outros estudos, a exemplo dos publicados por Lopes, Toyoshima e Gomes (2010) e Teixeira et al. (2016), que destacaram ser a renda um elemento importante para melhorar as condições de saúde nos municípios. Nesse sentido, os programas de transferência de renda, como o Programa Bolsa Família, podem auxiliar na redução da pobreza, ao mesmo tempo em que reduzem a mortalidade infantil, conforme destacado por Silva e Paes (2019).

Outro ponto fundamental diz respeito aos gastos *per capita* dos municípios na área da saúde, pois também contribuem para melhorar os indicadores. Nesse caso, é importante que os gestores públicos obtenham receita adequada e se comprometam com as demandas da sociedade, inclusive com a promoção de uma saúde pública de qualidade. Os resultados encontrados no estudo de Freitas e Cabral (2011) mostraram haver convergência dos gastos *per capita* com saúde no Brasil, entretanto, os autores destacaram que esse crescimento vem ocorrendo nas regiões mais desenvolvidas, sobretudo no Sul e no Sudeste. Um ponto que merece atenção é a crise fiscal vivenciada por muitos estados e municípios durante os períodos de instabilidade econômica, uma vez que a queda na atividade econômica leva a reduções na arrecadação de impostos, fazendo com que os recursos destinados a áreas importantes, como saúde e educação, diminuam. Assim, é preciso que haja planejamento por parte dos gestores públicos, a fim de garantir os recursos necessários ao atendimento da população, com vista ao cumprimento da Constituição Federal, que garante o acesso à saúde pública a todos os cidadãos.

Outro importante elemento verificado foi a educação, que apresentou o maior coeficiente no modelo econométrico, indicando assim que as políticas governamentais que visam combater a evasão escolar, diminuir a taxa de analfabetismo, entre outros, tendem a melhorar as condições de saúde. Esse

resultado está alinhado com os que foram encontrados em outros estudos, como os de Teixeira et al. (2016), Lopes, Toyoshima e Gomes (2010) e Gomes, Bastos e Feres (2014). Esses autores corroboram os argumentos a favor dos investimentos na infraestrutura urbana e na educação e, conseqüentemente, seu impacto positivo sobre os indicadores de saúde no Brasil. Além do mais, Mariano e Marta (2015) relatam que a região Nordeste apresenta dificuldades em reduzir os índices de mortalidade, haja vista as elevadas taxas de analfabetismo e de pobreza. Diferentemente, Rintzel et al. (2018) destacaram que a mortalidade infantil na região Sul é a menor do Brasil, apresentando uma redução significativa entre 2000 e 2010, em decorrência dos avanços na educação e na geração de emprego e renda.

Por último, é importante destacar que o coeficiente relacionado à infraestrutura apresentou valor relativamente baixo, porém, foi positivo e significativo. Essa confirmação reforça a necessidade de se manter políticas públicas com o objetivo de levar água encanada e saneamento básico para as residências brasileiras, o que contribui para reduzir a exposição da população a esgotos a céu aberto, que aumentam a proliferação de doenças, sobretudo entre as crianças, diminuindo assim os indicadores de saúde. Essa relação positiva entre indicadores de saúde e saneamento foi avaliada nos estudos de Freitas e Cabral (2011), Lopes, Toyoshima e Gomes (2010) e Gomes, Bastos e Feres (2014), sendo também destacada a importância da infraestrutura domiciliar como forma de elevar os índices de saúde nos municípios brasileiros. Os resultados encontrados neste estudo revelam que as regiões Norte e Nordeste necessitam de investimentos *per capita* maiores do que outras regiões, uma vez que possuem um percentual menor de residências com acesso à água encanada e coleta de esgoto. Assim, é necessário que haja investimentos públicos ou parcerias público-privadas que minimizem os problemas vivenciados pela população brasileira que não tem acesso a serviços básicos, como água encanada e saneamento.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo objetivou analisar as condições de saúde dos municípios brasileiros no ano de 2010, utilizando o indicador IFDM-Saúde calculado pela Federação das Indústrias do Rio de Janeiro (FIRJAN). Foi verificada também a relação entre o IFDM-Saúde e as variáveis renda *per capita*, IFDM-Educação, gasto *per capita* com saúde e infraestrutura domiciliar. Os mapas de desvio padrão permitiram visualizar a distribuição geográfica das variáveis estudadas, ficando constatado que os municípios situados no Norte e Nordeste apresentaram os menores indicadores de saúde e educação. Além do mais, tais regiões manifestaram renda *per capita* e gasto com saúde por habitante abaixo da média, bem como percentual de domicílios com infraestrutura adequada abaixo do observado para o Brasil.

O resultado do teste para autocorrelação espacial do IFDM-Saúde através do *I* de Moran foi positivo, indicando que municípios com elevado índice de saúde estão cercados por vizinhos na mesma situação, e unidades que ostentam baixo indicador são vizinhas de municípios com baixo índice. No diagrama de Moran, tais municípios concentraram-se no primeiro e no

terceiro quadrantes, respectivamente. Utilizando a estatística *I* de Moran local, foi possível visualizar que os agrupamentos com elevado indicador de saúde estão situados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, e as aglomerações com baixo índice estão no Norte e Nordeste.

A análise bivariada revelou que o índice de saúde está relacionado positivamente com todas as variáveis explicativas, reforçando assim que as unidades cujas variáveis renda, educação, gasto *per capita* com saúde e infraestrutura domiciliar exibirem valores maiores tendem a apresentar melhores indicadores de saúde. No mapa de *cluster*, foi possível verificar que as aglomerações alto-alto estão situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, por outro lado, nas regiões Norte e Nordeste, estão grande parte das aglomerações baixo-baixo.

Os resultados dos modelos econométricos mostraram que o indicador de saúde cresce quando ocorre um aumento na renda, na educação, no gasto com saúde ou no percentual de famílias residindo em domicílios com melhor infraestrutura. O modelo de erro espacial se mostrou mais adequado para explicar a relação entre o índice de saúde e as variáveis explicativas, pois o valor do multiplicador de Lagrange robusto do erro espacial foi maior do que o do modelo de defasagem espacial.

Os resultados apresentados neste estudo, bem como os evidenciados em trabalhos empíricos sobre o assunto, conforme apontado na revisão de literatura, mostram que, embora avanços significativos tenham sido conquistados, ainda há um longo caminho a percorrer no sentido de proporcionar melhores condições de vida para as pessoas, sobretudo nas regiões Norte e Nordeste. Sugere-se, para pesquisas futuras, a realização da mesma análise, porém aplicada para a região Sul, com a possibilidade de observar os pormenores de cada estado, tais como a presença de infraestrutura básica e o acesso a rodovias asfaltadas, e fornecer informações mais detalhadas sobre as condições socioeconômicas dos municípios, o que é de suma importância para os gestores públicos.

Para trabalhos futuros, sugere-se também uma análise referente a outros períodos, a fim de comparar se houve melhora nos indicadores de saúde ao longo de determinando intervalo em regiões que apresentaram *clusters* baixo-baixo. Após divulgação dos resultados do próximo Censo pelo IBGE e do próximo índice de saúde da FIRJAN, nos anos 2020, é pertinente uma atualização dos dados com o intuito de confrontar os resultados aqui encontrados e verificar se houve evolução dos indicadores e sua relação com as condições de saúde dos municípios.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, Eduardo. *Econometria espacial aplicada*. Alínea: Campinas, 2012.

ALMEIDA, Eduardo Simões de; PEROBELLI, Fernando Salgueiro; FERREIRA, Pedro Guilherme Costa. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? *Revista de Economia e Sociedade Rural*, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan./mar. 2008.

- ANSELIN, Luc. *Spatial econometrics: methods and models*. London: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, Luc. *Local indicators of spatial association (LISA)*. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ANSELIN, Luc; SYABRI, Ibnu; SMIRNOV, Oleg. *Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows*. *Computing Science and Statistics: University of Illinois*, p. 1-20, 2003.
- BARRETO, Mauricio Lima. Desigualdades em saúde: uma perspectiva global. *Ciência e Saúde Coletiva*. n. 22, v. 7, jul. 2017.
- BIELSCHOWSKY, Ricardo. *Pensamento econômico brasileiro: o ciclo ideológico do desenvolvimentismo*. 5ª edição. Rio de Janeiro: *Contraponto*, 2004.
- CAVALCANTE, Arão de Andrade. et al. Análise da convergência do Índice de Desenvolvimento Humano na Amazônia Sul-Occidental no período de 1991 a 2000. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, Taubaté, v. 6, n.3, p. 214-238, set/dez. 2010.
- CAVALCANTE, Pedro. A Implementação Municipal das Políticas Sociais: Uma Análise Espacial. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 42, jan/jul. 2014.
- COSTA, Ana Mônica de Britto. et al. Comportamento espacial do índice de desenvolvimento humano no Rio Grande do Norte com o uso do programa TerraView (desenvolvido pelo INPE). In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13., 2007, Florianópolis. *Anais...* Florianópolis: Centro de Convenções de Florianópolis, 2007, p. 5159-5166.
- DAHLGREN, Göran; WHITEHEAD, Margaret. Policies and strategies to promote social equity in health. Stockholm: *Institute for Futures Studies*, 1991.
- DIAS, Cora. A estratégia do planejamento nacional. *Desafios do desenvolvimento*, Brasília, ano 8, n. 69, p. 58-64, (Ed. esp.) 2011.
- FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO RIO DE JANEIRO - FIRJAN. *Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal de 2016 - Saúde*. Disponível em: <<http://www.firjan.com.br/ifdm/>>. Acesso em: 29 out. 2016.
- FLORAX, Raymond J. G. M; FOLMER, Hendrik; REY, Sergio J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*. v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.
- FREITAS, Maria Viviana de; CABRAL, Joilson de Assis. Análise de convergência local dos gastos municipais em saúde: 2003-2008. RDE. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 13, p. 115/24-127, 2011.
- GOLGHER, André Braz. *Introdução à econometria espacial*. Jundiaí: Paco Editorial, 2015.

GOMES, Bruno Silva de Moraes; BASTOS, Suzana Quinet de Andrade; FERES, Flávia Lúcia Chein. Espaços Urbanos Saudáveis e os Determinantes Sociais da Saúde. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA A SAÚDE, DESENVOLVIMENTO E TERRITÓRIO & VI CONGRESSO DE ECONOMIA DA SAÚDE DA AMÉRICA LATINA E CARIBE, 11., 2014, São Paulo. *Anais...* São Paulo: ABRES, 2014. p. 1-20.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Censo 2010*. Disponível em: <<https://censo2010.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 20/06/2018.

LEITE, Pedro Sisnando. Novo enfoque do desenvolvimento econômico e as teorias convencionais. Fortaleza: *Imprensa Universitária*, 1983.

LIMA, Vinicius Misael Alves de; CALDARELLI, Carlos Eduardo; CAMARA, Marcia Regina Gabardo da. Análise do desenvolvimento municipal paranaense: uma abordagem espacial para a década de 2000. *Revista Economia e Desenvolvimento*, Santa Maria, vol. 26, n. 1, p. 1-19, jan/jun. 2014.

LINS, Julyan Gleyvison Machado Gouveia. et al. Análise espacial da evolução do índice de desenvolvimento humano nos municípios da região Nordeste. *Revista Economia e Desenvolvimento*, Recife, v. 14, p. 81-96, 2015.

LOPES, Luckas Sabioni; TOYOSHIMA, Silvia Harumi; GOMES, Adriano Provezano. Determinantes Sociais da Saúde em Minas Gerais: uma Abordagem Empírica. *Documentos técnico-científicos. Volume 41, n. 01, jan/mar. 2010*.

LORENA, Rodrigo Borrego; BERGAMASCHI, Rodrigo Bettin; LEITE, Gilmar dos Reis. Análise exploratória espacial do Índice de Desenvolvimento Humano municipal do estado do Espírito Santo. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 15., 2011, Curitiba. *Anais...* São José dos campos: INPE, 2011. p. 4776-4782.

MACEDO, Marcelo Alvaro; CRUZ, Claudia; FERREIRA, Araceli Cristina. Índice de desenvolvimento sustentável: uma análise apoiada em DEA para os municípios do estado do Rio de Janeiro. *Gestão & Regionalidade*, São Caetano do Sul. vol. 27, n. 81, p. 19-31, 2011.

MARIANO, Jorge Luiz; MARTA, Fredna. Eficiência na redução da mortalidade infantil: uma análise para os municípios da região Nordeste. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DO NORDESTE, 23, 2019, Fortaleza. *Anais...* BNB, 2019.

MENDES, Constantino Cronemberger; TEIXEIRA, Joanílio Rodolpho. Desenvolvimento econômico brasileiro: uma releitura das contribuições de Celso Furtado. Brasília: UNB, 12 ago. 2004. 19 p. (*Texto para discussão, n. 320*).

MELO, Carmem Ozana. Índice relativo de desenvolvimento econômico e social dos municípios da região Sudoeste paranaense. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 25, n. 47, p. 149-164, set. 2007.

MELO, Cármem Ozana de; PARRÉ, José Luiz. Índice de desenvolvimento rural dos municípios paranaenses: determinantes e hierarquização. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 329-365, abr/jun. 2007.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. *Introdução à estatística espacial para a saúde pública*. Brasília, DF, 2007. 120 p.

PACE, R. Kelley; ZHU, Shuang. Separable spatial modeling of spillovers and disturbances. *Journal of Geographical Systems*, v. 14, n. 1, p. 75-90, 2012.

PIMENTEL, Edgard Almeida; HADDAD, Eduardo Amaral. *Análise da distribuição espacial da renda no estado de Minas Gerais: uma abordagem setorial*. São Paulo: NEREUS, 2004. 26 p. (Texto para discussão n.2).

PIRAS, Gianfranco; LOZANO-GRACIA, Nancy. Spatial J-test: some Monte Carlo evidence. *Statistics and Computing* 22, p. 169-183, 2012.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO - PNUD. *Atlas Brasil 2013*. Disponível em: <<http://www.pnud.org.br/atlas>>. Acesso em: 29 out. 2016.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÃO PARA A SAÚDE (RIPSA). Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Rede Interagencial de Informação para a Saúde - RIPSA. 2. ed. Brasília: *Organização Pan-Americana da Saúde*, 2008. 349 p.

RINTZEL, Lúbia Tamires. et al. Redução da mortalidade infantil na Região Sul do Brasil nos anos de 2000-2010. *Perspectiva Econômica*, 14(1):17-32, jan/jun, 2018.

RODRIGUES, Cristina Guimarães. SIMÕES, Rodrigo Ferreira; AMARAL, Pedro Vasconcelos. Distribuição da rede de oferta de serviços de saúde na região Norte: uma análise espacial multivariada. *Texto para Discussão 308*. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2007.

SABATER, Luisa Alamá; TUR, Andrés Artal; AZORÍN, José Miguel Navarro. *Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)*. In: COSTA, J. S.; DENTINHO, T. P.; NIJKAMP, P. *Compêndio de Economia Regional: métodos e técnicas de análise regional*. v. 2. Principia, p. 237-298, 2011.

SANDRONI, Paulo. H. *Novíssimo dicionário de economia*. São Paulo: Best Seller, 1999.

SILVA, Everlane Suane de Araújo da; PAES, Neir Antunes. Programa Bolsa Família e a redução da mortalidade infantil nos municípios do Semiárido brasileiro. *Ciência & Saúde Coletiva*, 24(2):623-630, fev. 2019.

SHIKIDA, Perry Francisco Assis. Crimes violentos e desenvolvimento socioeconômico: um estudo para o Estado do Paraná. In: MEETING OF THE LATIN AMERICAN AND CARIBBEAN LAW AND ECONOMICS ASSOCIATION (ALACDE), 13., 2009. *Anais eletrônicos...* Barcelona, Espanha: Universitat Pompeu Fabra, 2009. Disponível em: <<http://repositories.cdlib.org/bple/alacde/052709-1>>. Acesso em: 13 set. 2015.

SOUZA, Nali de Jesus. Desenvolvimento econômico. *Revista de Economia Política*, v. 14, n. 2, p. 54, 1994.

TEIXEIRA, Lusvanio Carlos. et al. Fatores Determinantes da qualidade da saúde nos municípios de Minas Gerais. In: CONGRESSO NACIONAL DE ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE, 17., 2016. *Anais...* RIO DE JANEIRO, RJ. p. 1-14.

XERXENEVSKY, Lauren Lewis; FOCHEZATTO, Adelar. Índice relativo de desenvolvimento socioeconômico dos municípios do Litoral Norte do Rio Grande do Sul: uma aplicação da análise fatorial. *Boletim Geográfico do Rio Grande do Sul*, Porto Alegre, n. 25, p. 31-55, ago. 2015.