

Índice municipal de desenvolvimento e infraestrutura e sua relação com a mortalidade infantil nos municípios brasileiros

Municipal development and infrastructure index and its relationship with child mortality in brazilian municipalities

Índice de desarrollo e infraestructura municipal y su relación con la mortalidad infantil en los municipios brasileños

Recebido: 04/04/2020 | Revisado: 17/04/2020 | Aceito: 21/04/2020 | Publicado: 22/04/2020

Valéria Andrade Silva

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3316-7459>

Universidade Federal de Minas Gerais, Brasil

E-mail: valeria.andrade81@hotmail.com

Luiz Carlos de Santana Ribeiro

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6374-3811>

Universidade Federal de Sergipe, Brasil

E-mail: ribeiro.luiz84@gmail.com

Fernanda Esperidião

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-8580-2090>

Universidade Federal de Sergipe, Brasil

E-mail: nandaesper16@gmail.com

Resumo

O trabalho objetiva estudar a mensuração e distribuição da qualidade de vida por meio da construção de um índice para os municípios brasileiros no ano de 2010 e observar sua autocorrelação espacial com a taxa de mortalidade infantil. Para tanto, foi utilizada a análise fatorial e a análise exploratória de dados espaciais. Os resultados apontam a existência de forte heterogeneidade no desenvolvimento dos municípios brasileiros. Os municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste que estão cercados por municípios com uma média alta de óbitos infantis, apresentaram o menor índice de desenvolvimento, o que confirma a alta disparidade socioeconômica nas regiões brasileiras.

Palavras-chave: Qualidade de vida; Saúde; Estatística multivariada.

Abstract

The objective of this study is to study the measurement and distribution of quality of life through the construction of an index for the Brazilian municipalities in the year of 2010 and to observe its spatial autocorrelation with the infant mortality rate. For that, we used factorial analysis and exploratory spatial data analysis. The results point to the existence of strong heterogeneity in the development of Brazilian municipalities. The municipalities of the North, Northeast and Center-West regions that are surrounded by municipalities with a high average of infant deaths, presented the lowest rate of development, which confirms the high socioeconomic disparity in the Brazilian regions.

Keywords: Quality of life; Health; Multivariate statistics.

Resumen

El trabajo tiene como objetivo estudiar la medición y distribución de la calidad de vida a través de la construcción de un índice para los municipios brasileños en 2010 y observar su autocorrelación espacial con la tasa de mortalidad infantil. Para eso, se utilizaron análisis factoriales y análisis exploratorio de datos espaciales. Los resultados apuntan a la existencia de una fuerte heterogeneidad en el desarrollo de los municipios brasileños. Los municipios de las regiones Norte, Nordeste y Centro-Oeste, que están rodeados de municipios con un alto promedio de muertes infantiles, tuvieron la tasa de desarrollo más baja, lo que confirma la alta disparidad socioeconómica en las regiones brasileñas.

Palabras clave: Calidad de vida; Salud; Estadísticas multivariadas.

1. Introdução

Desde o pós-guerra o nível de desenvolvimento tem sido determinado com base no Produto Interno Bruto (PIB), ou seja, o desenvolvimento confundiu-se com o crescimento econômico das regiões. Essa medida, considerada tradicional, tem recebido críticas quanto à sua possibilidade de refletir sobre o nível de qualidade de vida da população, uma vez que possui caráter quantitativo e unidirecional. Assim, de acordo com Sen (2000), o crescimento econômico não deve ser confundido com o desenvolvimento, já que este último tem caráter social.

São muitas as concepções do termo “desenvolvimento”. Neste estudo, que realiza a análise a partir de uma visão multidimensional, ele é compreendido como desenvolvimento humano, tal como proposto por Sen (2000). Abandona-se, portanto, a visão utilitarista que

considerava o nível monetário como fator determinante da pobreza, utilizando como critério classificatório, em seu lugar, as capacidades humanas.

Autores como Kropiweic, Franco & Amaral (2017) e Marinho, Soares & Benegas (2004) analisam o desenvolvimento de uma sociedade pela ótica do desenvolvimento humano e utilizam o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) com o intuito de verificar a evolução do bem-estar de uma determinada região. Tal índice foi criado por Mahbub Ul-Haq e Amartya Sen, nos anos de 1990, baseados nas teorias de Sen (2000), que classifica os países de acordo com o bem-estar da sociedade, em oposição às análises realizadas somente pelo PIB, uma vez que o crescimento econômico não se traduz automaticamente em melhorias na vida da população, ainda que seja uma condição necessária.

O IDH engloba três dimensões: longevidade, renda e educação. Para Cardoso e Ribeiro (2015), a existência de apenas três dimensões, nesse indicador, confunde sua análise e não garante que os níveis de bem-estar e de qualidade de vida estão sendo avaliados e expressos da forma mais próxima à realidade. Sen (2002) afirma que o desenvolvimento humano consiste na eliminação das privações de direitos básicos, sendo um deles a falta de abastecimento de água e esgoto sanitário adequado.

Para Cohn (2005), o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) não reflete os níveis de desigualdade social, já que os municípios que possuem menor nível do indicador não são, necessariamente, os que possuem o maior número de indivíduos pobres. Nesses casos, o IDH pode indicar apenas que existem indivíduos não pobres que são menos ricos que os demais da região.

Segundo Barros, Carvalho e Franco (2003), as principais limitações do IDH norteiam a forma como é realizada a seleção dos indicadores que o compõem e seus correspondentes pesos (um terço para cada), pois a seleção é realizada sem o devido rigor científico. Trazem como exceção a quantidade dos indicadores utilizados, por serem considerados os mais relevantes. Porém, como a escolha é realizada por juízo de valor, isso pode provocar uma preocupação maior, tendo em vista que pode não estar refletindo as verdadeiras preferências sociais.

Outra limitação concerne ao fato de que não é possível fazer comparações entre países e nem verificar situações extremas sobre os níveis de pobreza, uma vez que as medidas utilizadas são médias. Assim como a utilização apenas do PIB *per capita*, na dimensão renda, também não permite verificar a incidência de pobreza causada pelas desigualdades de renda em países com grandes disparidades como, por exemplo, o Brasil (Guimarães & Jannuzzi, 2004; Viega, 2013; Rocha, 2003).

Nesse contexto, o IDH não pode ser considerado o indicador das condições de vida da população, por não abranger dimensões determinantes do seu bem-estar e da sua qualidade de vida (Oliveira, 2013). A saúde da população, por exemplo, é mensurada pela *proxy* taxa de mortalidade infantil, que está intrinsecamente relacionada à infraestrutura, uma vez que o maior número de mortes infantis ocorre devido a incidência de diarreias. Doença causada pela falta de acesso a serviços básicos de saneamento, os quais não são considerados nos índices do IDH.

Estudos têm verificado que as piores condições de saúde estão concentradas em regiões menos favorecidas, com baixos níveis de alfabetização, de qualidade de moradia e de renda, visto que os impactos causados por essas deficiências ampliam o risco de doenças e, conseqüentemente, morbidade.

Segundo Victora et al. (2011), no Brasil, houve mudanças sociais, econômicas e ambientais significativas ao longo das últimas décadas, o que pode ter provocado mudanças substanciais positivas na condição de saúde da população. Mas, apesar da mortalidade infantil ter sofrido declínio, pode-se observar ainda diferenças regionais no que remete ao número de óbitos infantis que é maior nas regiões mais vulneráveis (Guerreiro et al., 2007; Faria & Santana, 2016). Assim, quanto maior for a desigualdade econômica e menor a qualidade do serviço de saúde e de saneamento prestados à população, maior será a taxa de mortalidade infantil (IBGE, 2018; Oliveira et al., 2004; Oliveira, 2017). No Brasil, houve também mudanças demográficas significativas nos estratos sociais que provocaram mudanças municipais, ao longo do tempo, aumentando as disparidades regionais (Brito, 2007).

Cutler & Miller (2005) mostraram que o serviço de abastecimento de água foi eficiente na redução da taxa de mortalidade infantil. Alves & Belluzzo (2004), por sua vez, estudaram os determinantes da taxa de mortalidade infantil no Brasil e utilizaram variáveis que captavam, além de algumas dimensões apresentadas pelo IDH, as de esgotamento sanitário. Ainda, Carvalho et al. (2015) observam o ambiente urbano como fator importante para a redução da má condição de saúde de crianças menores de um ano, uma vez que as condições sanitárias e socioeconômicas estão diretamente relacionadas às doenças como diarreia etc.

Dada a importância das condições de vida para a saúde e a redução das disparidades regionais, essa pesquisa procura responder à seguinte pergunta: há relação espacial entre o alto/baixo nível de qualidade de vida nos municípios brasileiros e as condições de saúde dos municípios vizinhos?

Assim, o objetivo do estudo é mensurar e ter melhor visualização da distribuição espacial da qualidade de vida por meio da construção de um índice (IMDI) para os 5.565 municípios brasileiros no ano de 2010 e observar o grau de autocorrelação espacial com a taxa

de mortalidade infantil (TMI), *proxy* para a condição de saúde. Isso possibilitará observar se existe correlação entre o IMDI e a TMI no espaço geográfico. Para tanto, são utilizados dados censitários do Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas (PNUD) para a construção do indicador a partir da análise fatorial e para a construção de *clusters* espaciais, por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE).

O estudo deve contribuir para o avanço da compreensão do conceito de qualidade de vida e subsidiar a elaboração e condução de possíveis políticas públicas voltadas para o desenvolvimento humano, a fim de alcançar melhorias na condição de saúde da população principalmente daquelas menos favorecidas.

Além desta introdução, o presente artigo está estruturado em mais quatro seções. A próxima seção apresenta as metodologias para alcançar os objetivos propostos. Na terceira seção são apresentados os dados utilizados. A quarta seção apresenta os resultados obtidos. E, por fim, são apresentadas as considerações finais e as referências bibliográficas.

2. Metodologia

Trata-se de um estudo descritivo realizado com abordagem quantitativa, uma vez que são utilizados dados secundários para uma determinada amostra, sendo aplicados à um modelo estatístico multivariado (Pereira et al., 2018).

2.1 Análise Fatorial

A função principal da análise fatorial consiste em reduzir o número de variáveis selecionadas para extrair fatores independentes capazes de explicar as variáveis originais, facilitando a representação de conjuntos complexos de variáveis definidas como uma combinação linear dos fatores comuns (Hair, 2005; Fávero et al., 2009; Farias, 2017). A parcela da variância total explicada são as comunalidades que podem variar de 0 a 1, e quanto mais próximo de 1, maior será o poder explicativo dos fatores comuns sobre todas as variâncias. A parte não explicada é denominada especificidades.

A análise começa a partir da observação das relações entre as variáveis por meio dos coeficientes de correlação. De acordo com Fávero et al. (2009), isso possibilita verificar a significância da utilização da técnica, sendo as variáveis que possuem maior nível de correlação aquelas que tendem a estar em um mesmo fator. Segundo Hair et al. (2006), a matriz de

correlações deve apresentar a maioria dos valores acima de 0,30; caso contrário, isso implicaria dizer que a aplicação da análise fatorial não é recomendada.

Dessa maneira, de modo geral, a análise fatorial apresenta-se no seguinte formato:

$$X_i = a_{ij}f_j + e_i, \quad (1)$$

em que, $(X = X_1, X_2, \dots, X_n)^t$ é um vetor transposto de variáveis aleatórias observáveis; $(f = f_1, f_2, \dots, f_n)^t$ é um vetor transposto ($r < p$) de variáveis não observáveis ou fatores; a_{ij} é uma matriz ($p \times r$) de coeficientes fixos denominados cargas fatoriais; $(e = e_1, e_2, \dots, e_n)^t$ é um vetor transposto de erros aleatórios.

A extração dos fatores, neste trabalho, é realizada por meio do método de análise de componentes principais (ACP), um dos mais conhecidos e utilizados por sua simplicidade. Esse método baseia-se na suposição de que é possível definir vetores não correlacionados estatisticamente a partir de combinações não lineares dos indicadores iniciais. Para garantir a ortogonalidade e, assim, a melhor interpretação dos fatores, a rotação foi realizada por meio do método Varimax, que garante a minimização do número de variáveis que possuem alta correlação com cada fator (Fávero et al., 2009; Cardoso & Ribeiro, 2015; Vinici, 2005).

Como forma de testar a adequação da análise foram aplicados os testes de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o de esfericidade de Bartlett. Sendo o teste de KMO aquele que permite realizar a verificação das correlações parciais entre as variáveis, seu resultado varia entre 0 e 1. Já o teste de esfericidade de Bartlett serve para testar a hipótese nula de a matriz de correlações ser uma matriz identidade. Ou seja, deve-se rejeitar a hipótese nula do teste. Posto isso, com o intuito de melhorar a observação dos resultados obtidos a partir desta técnica, é utilizada a análise exploratória de dados espaciais, a qual é apresentada a seguir.

2.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais – AEDE

A heterogeneidade e a dependência espaciais são relevantes para a AEDE que utiliza ambas para observar e descrever as distribuições espaciais e os padrões de associação espacial, conhecidos como *clusters* espaciais (Perobelli, 2007) permitindo, assim, visualizar medidas de autocorrelação espacial global e local de forma mais segura, já que a percepção humana tende a ser enviesada para encontrar padrões (Faria, 2017).

Como medida para verificar a dependência espacial é utilizada a estatística I de Moran que, segundo Cliff e Ord (1981), em termos formais é calculada da seguinte forma:

$$I_t = \left(\frac{n}{S_0}\right) \left(\frac{z_t^T W z_t}{z_t^T z_t}\right) \quad t = 1, \dots, n, \quad (2)$$

em que, z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é a matriz de pesos espaciais. Os elementos w_{ii} na diagonal são iguais a zero e os w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente conectada com a região j . Já o S_0 é um escalar igual à soma de todos os elementos de W . O I de Moran indica qual é o grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo e a média ponderada dos valores na vizinhança.

Para analisar a correlação espacial em nível local é necessário utilizar o diagrama de dispersão de Moran (*Moran Scatterplot*) e as estatísticas Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA). O diagrama permite visualizar a correlação por meio de uma reta entre os valores defasados espacialmente (wz) e os valores observados em cada unidade espacial (z) assim como as tendências locais, no gráfico de duas variáveis. A partir do gráfico é possível visualizar também possíveis valores atípicos, os *outliers*.

As associações espaciais locais podem ser classificadas de acordo com a distribuição do diagrama de dispersão, já que este é dividido em quatro quadrantes. O primeiro é o Alto-Alto (*High-High*) que reflete a situação em que existem unidades espaciais com alto valor da variável que está sendo analisada, cercada de vizinhos que também possuem valores semelhantes, é o quadrante superior direito. O segundo padrão, Baixo-Alto (*Low-High*), encontra-se no quadrante superior esquerdo, no qual existem unidades espaciais de baixo valor que estão cercadas por vizinhos com alto valor. O terceiro padrão é o Baixo-Baixo (*Low-Low*) que é o inverso do primeiro, acontece no quadrante inferior esquerdo. O último é o Alto-Baixo (*High-Low*), o qual está localizado no quadrante inferior direito, é o inverso do segundo.

A interpretação para o I de Moran Bivariado é realizada para duas variáveis, sendo as relações dos padrões entre o valor da variável sob análise da região e a média da outra variável nas localizações vizinhas. O indicador de associação espacial local é aquele que possui, para cada observação, uma indicação de *clusters* espaciais significativos de valores similares em torno de cada observação. O somatório do LISA para todas as regiões é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global (Perobelli, 2007)

A AEDE permite que as características principais dos dados sejam resumidas e melhor visualizadas por meio de figuras que representam mapas, possibilitando melhor entendimento sobre as questões centrais a serem analisadas. Dessa forma, a relação entre o nível de desenvolvimento dos municípios brasileiros com a sua condição de saúde fica mais perceptível.

3. Dados

A base de dados utilizada neste trabalho foi coletada do Atlas do Desenvolvimento Humano do Programa das Nações Unidas (PNUD) para os 5.565 municípios brasileiros no ano de 2010; trata-se, portanto, de uma análise *cross-section*. Os dados censitários são utilizados por possibilitarem a eliminação da questão de áreas mínimas comparáveis por sua homogeneidade.

Como exposto inicialmente, o IDH não representa de forma segura o nível de desenvolvimento humano, por não abranger dimensões consideradas importantes na análise da qualidade de vida e bem-estar da população. No intuito de oferecer uma alternativa a esse indicador, foi utilizado um conjunto de variáveis classificadas de acordo com a necessidade observada na literatura.

Na Tabela 1, é possível visualizar as variáveis utilizadas para criação do índice e como *proxy* para a condição de saúde.

Tabela 1 - Variáveis Coletadas.

Variável	Siglas	Descrição
Taxa de Mortalidade Infantil	TMI	Número de crianças que não deverão sobreviver a cada mil crianças nascidas vivas
Dimensões	Siglas	Descrição
Longevidade	esper_vida_nascer	Esperança de vida ao nascer
Educação	Tanalf	Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais
	TFC	% de 18 anos ou mais com fundamental completo
Renda	Rp	Renda per capita
	rp_vul_pob	Renda per capita dos vulneráveis à pobreza
Infraestrutura	água_enc	% da população em domicílios com água encanada
	banh_água_enc	% da população em domicílios com banheiro e água encanada

Fonte: elaboração própria.

As variáveis foram organizadas de acordo com a sua dimensão. Pode-se observar que foram mantidas as dimensões presentes no IDH e acrescentada a dimensão infraestrutura e a variável vulnerabilidade para a criação do índice que, segundo Sen (2000), estão ligadas às liberdades do indivíduo, com impacto direto na sua qualidade de vida e oportunidades, caracterizando-se como privações.

Foram selecionados sete indicadores para os municípios brasileiros no ano de 2010, que contemplam as seguintes dimensões: longevidade (saúde); educação; renda e infraestrutura.

São contemplados, dessa maneira, aspectos da infraestrutura e a vulnerabilidade das regiões. Na literatura, são encontrados estudos como os de Amaral, Lemos & Chein (2010) que compreenderam a dificuldade de mensuração do desenvolvimento, dado o seu caráter multidimensional, e propuseram uma análise com base em dimensões tais como infraestrutura e vulnerabilidade.

Frei (2002) elaborou o Índice de Desenvolvimento Municipal (IDM), que traz uma análise multidimensional por meio de técnicas estatísticas, o que permite visualizar o nível de desenvolvimento relativo dos municípios cearenses. Ribeiro & Jorge (2019), Cardoso & Ribeiro (2015), Barbosa (2017), Silveira, Silva & Carvalho (2008) também propuseram indicadores alternativos ao IDH e deram relevância para a adição de variáveis que mostrassem, entre outras dimensões, a infraestrutura e a vulnerabilidade. Esses autores também fizeram uso da análise fatorial para alcançar os seus objetivos. Na próxima seção são expostos e discutidos os resultados obtidos por meio da análise fatorial e da AEDE.

4. Resultados e Discussão

Para verificar se a análise fatorial poderia ser utilizada, ou seja, para saber se os dados são adequados à análise, foram realizados dois testes que podem ser observados na Tabela 2.

Tabela 2 - Teste de adequação à análise fatorial.

Medida de Kaiser-Meyer-Olkin para adequação da amostra		0,9
Teste de Esfericidade de Bartlett	Qui-quadrado aproximado	37713,869
	Graus de liberdade	21,000
	Significância	0,000

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 2 apresenta os resultados para os testes de adequação dos dados à análise fatorial. O primeiro é o teste de KMO, para verificar a adequação da amostra e validar a aplicação da técnica. Esse teste varia entre 0 e 1 e quanto mais próximo for de 1, melhor, pois quer dizer que a variável é perfeitamente predita pelas demais. O valor obtido para a amostra foi 0,9, considerado excelente por Friel (2009).

O teste de esfericidade de Barlett foi o segundo realizado para verificar se há correlações entre as variáveis e apresentou um valor estatisticamente significativo a 1%, permitindo rejeitar a hipótese nula de que a matriz de correlações seja a matriz identidade e mostrando que há correlação entre as variáveis. Conclui-se, dessa maneira, que as variáveis utilizadas podem ser tratadas pela análise fatorial.

A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos com a aplicação da análise fatorial. As comunalidades de todas as variáveis foram maiores que 0,5, o que reflete a existência de alto poder de explicação de sua variabilidade.

Tabela 3 - Resultados da Análise Fatorial.

Variáveis	Matriz de Componente	Comunalidades	Matriz de componente rotativa	Variância acumulada (%)
	1		Apenas 1 comp.	75,281
água_enc	0,7628	0,5819		
banh_água_enc	0,8745	0,7648		
esper_vida_nascer	0,8747	0,7651		
Tanalf	-0,9214	0,8490		
TFC	0,8152	0,6645		
Rp	0,8978	0,8061		
rp_vul_pob	0,9156	0,8383		

Fonte: elaboração própria.

As cargas fatoriais apresentadas são os coeficientes que mostram o grau de correlação existente entre as variáveis e os fatores que estão correlacionados. Após a rotação por Varimax, que redistribui a variância percentual explicada de cada fator e mantém o percentual de explicação total dos fatores no total da variância dos indicadores selecionados, nota-se que o valor da variância total explicada foi de 75,28% para o primeiro fator.

O critério de raiz latente também foi utilizado na escolha do número de fatores, no qual apenas um autovalor (*eigenvalue*) ficou acima de 1, ou seja, apenas um fator foi significativo, confirmando a importância das dimensões na análise, uma vez que todas as variáveis foram sintetizadas em um único fator, reafirmando a construção do IDMI.

Sendo assim, percebe-se que o fator está associado negativamente ao indicador “analf” e mostra que uma correção negativa entre analfabetismo e o nível de desenvolvimento e de infraestrutura dos municípios, enquanto com relação aos demais indicadores, o fator relaciona-se de forma positiva.

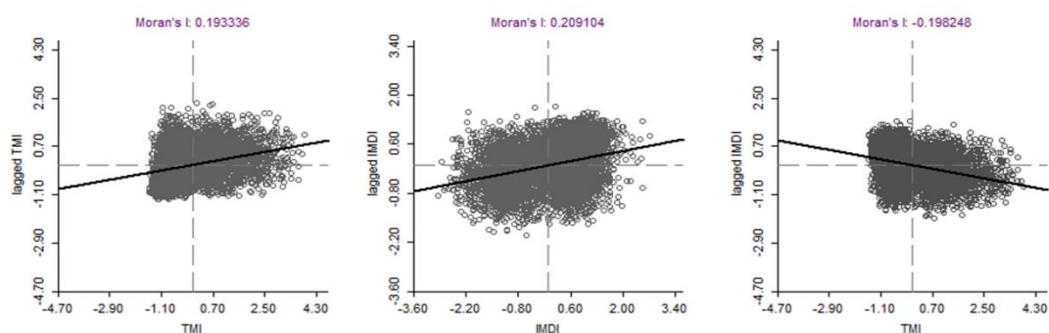
Quanto maior forem os indicadores Percentual da população em domicílios com água encanada (água_enc), Percentual da população em domicílios com banheiro e água encanada (banh_água_enc), Esperança de vida ao nascer (esper_vida_nascer), Taxa de analfabetismo – 15 anos ou mais (TFC), Renda *per capita* dos (rp) e Renda *per capita* dos vulneráveis à pobreza (rp_vul_pob), maior será o nível de desenvolvimento e infraestrutura dos municípios brasileiros. Esses sinais de correlações corroboram a literatura, uma vez que pela teoria do desenvolvimento como liberdade, o analfabetismo reduz a liberdade dos indivíduos e diminui as oportunidades sociais, distanciando-os do processo de desenvolvimento. Os sinais positivos das variáveis representam a eliminação das privações e o aumento das oportunidades sociais e econômicas por meio das liberdades instrumentais, oportunidades sociais e facilidades econômicas (Sen, 2000).

A partir disso, foram extraídos os escores do fator que são utilizados na análise de autocorrelação espacial global e autocorrelação espacial local, fazendo a integração entre os métodos, de forma a complementar os resultados. Foi utilizada a AEDE para a análise dos padrões espaciais com relação ao IMDI, a TMI e a análise bivariada entre o IMDI e a TMI.

Para a AEDE foi utilizada, neste trabalho, a matriz de pesos espaciais W de k -vizinhos mais próximos, sendo considerados os quatro vizinhos. Existem vários tipos de matrizes na literatura e, segundo Perobelli (2007), a matriz de pesos representa a estrutura espacial dos dados que pode ser entendida como um grande círculo entre os centros das regiões. Vale ressaltar que foi realizado para todas as análises espaciais o teste de significância, cuja hipótese nula diz respeito à ausência de autocorrelação espacial entre as observações no espaço. Foi aplicado o teste de permutação aleatória para a variável com 9.999 permutações para estimação do p -valor e randomização que assumem características de probabilidade e aleatoriedade de ocorrência das observações nas localidades.

Na Figura 1 é possível visualizar o índice global de Moran univariado para o IMDI e a TMI e o índice global de Moran bivariado entre o IMDI e a TMI, respectivamente, sendo que o bivariado apresenta a TMI no eixo horizontal e, no eixo vertical, a defasagem espacial da variável IMDI (a variável de interesse) para os municípios brasileiros em 2010.

Figura 1 - Diagramas de Dispersão I de Moran Univariado e Bivariado.



Fonte: elaboração própria.

Os diagramas de dispersão apresentados na Figura 1 permitem que os padrões locais de associação espacial assim como a classificação das unidades espaciais sejam visualizados. Vale ressaltar os quatro diferentes regimes espaciais, quais sejam: Alto-Alto, Baixo-Alto, Baixo-Baixo e Alto-Baixo.

Pode-se concluir, portanto, que os resultados para o I de Moran indicam presença de autocorrelação espacial positiva para o índice Municipal de Desenvolvimento e Infraestrutura e a taxa de mortalidade infantil ao nível de 1% de significância, o que significa que existe um padrão espacial para os municípios brasileiros.

Nesse sentido, é possível inferir que municípios com elevada taxa de mortalidade infantil estão cercados por municípios em situação semelhante. Da mesma forma, municípios que possuem elevado nível de desenvolvimento e infraestrutura são cercados por vizinhos que também possuem alto nível de desenvolvimento e infraestrutura. O inverso também é válido já que autocorrelação positiva diz respeito aos regimes espaciais Alto-Alto e Baixo-Baixo.

O I de Moran Bivariado, que traz no eixo das abscissas a variável taxa de mortalidade infantil e no eixo das coordenadas a defasagem do índice Municipal de Desenvolvimento e Infraestrutura apresenta, ao contrário, autocorrelação espacial global negativa e significativa a 1%, rejeitando a hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial. Isso significa que municípios brasileiros com alto nível de desenvolvimento e infraestrutura estão cercados por municípios que possuem, em média, uma baixa taxa de mortalidade infantil.

Para Hernandez et al. (2011), ainda que a taxa de mortalidade infantil esteja em declínio no Brasil, ela continua em um patamar elevado devido às desigualdades sociais nas regiões menos favorecidas. Leal & Szwarcwald (1997) também identificaram associação negativa entre a mortalidade de crianças com até um ano de idade e fatores socioambientais. Embora se

comparado o número dessa taxa com outros países como a África do Sul, Costa do Marfim e Afeganistão, percebe-se que o Brasil apresenta baixo número de óbitos infantis.

Bezerra Filho et al. (2007a) assinalam que estudar a taxa de mortalidade espacialmente contribui para a sua redução já que permite visualizar os impactos das condições demográficas e da qualidade de vida na saúde e observar as diferenças entre os municípios para comprovar que o número de óbitos é diretamente proporcional às transformações sociais.

Faria & Santana (2014) assinalam que essas diferenças entre municípios se repetem entre as regiões devido a desigualdades sobretudo na qualidade da educação, renda e saneamento disponíveis para a população.

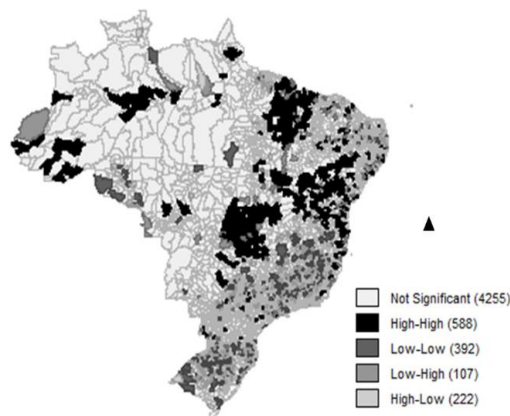
Os primeiros resultados demonstram, portanto, que o aumento da taxa de mortalidade infantil, no Brasil, está associado a níveis insatisfatórios de serviços de saneamento, educação e renda, ou seja, a uma realidade socioeconômica desigual causada pela deficiência de políticas públicas.

A observação do nível de qualidade de vida da população é importante para entender os mecanismos de desigualdades entre os diferentes estratos sociais e sugerir intervenções por meio de ações condizentes com a realidade local.

A autocorrelação negativa pode mascarar padrões positivos em nível local. Assim, para identificar a autocorrelação espacial local é utilizada a estatística *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), que fornece mapas de *clusters* capazes de refletir os regimes espaciais significativos para as variáveis de interesse e permite visualizar possíveis padrões locais de dependência que o I de Moran global pode ocultar.

Na Figura 2, é possível visualizar onde estão formados os agrupamentos estatisticamente significativos a 5% para o Índice Municipal de Desenvolvimento e Infraestrutura. Em preto estão destacadas as unidades municipais classificadas no regime alto-alto e em cinza escuro os municípios baixo-baixo.

Figura 2 - Dependência espacial local (LISA) do IMDI para os municípios do Brasil, 2010.



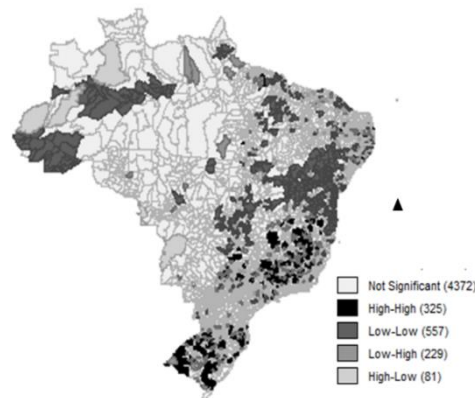
Fonte: elaboração própria.

Observa-se, na Figura 2, os agrupamentos do IMDI para os municípios brasileiros, em que municípios com alto (baixo) nível de IDMI são cercados por municípios vizinhos que também apresentam alto (baixo) nível de IDMI. Percebe-se que 588 municípios brasileiros compõem o regime espacial alto-alto, o que reflete um alto nível de IMDI. Esses municípios estão espalhados em praticamente todas as regiões, mas com maior concentração no Centro-Oeste e no Nordeste. Como exemplo, têm-se os municípios de Juazeiro na Bahia e Araguapaz em Goiás.

Com relação às aglomerações de baixo nível de IMDI, são apresentados 392 municípios que estão situados, em sua maioria, na região Sudeste e Sul. Nota-se, também, aglomerados baixo-alto, que refletem municípios com baixo nível de IDMI cercados por municípios com alto nível de IMDI. Foram 107 municípios, neste regime, espalhados pelo território brasileiro, mas com maior proporção nas regiões Sudeste e Sul. Os aglomerados alto-baixo, ou seja, municípios com alto IMDI cercados por municípios com baixo IMDI concentram-se também nas regiões Sudeste e Sul.

Vale ressaltar que a análise considerou todos os 5.565 municípios, mas 4.255 não foram considerados estatisticamente significativos. Como as condições socioeconômicas dos municípios apresentam um alto nível de heterogeneidade no Brasil, pode ser que os aglomerados alto-alto e baixo-baixo tenham sido concentrados em regiões que, se analisadas de forma mais abrangente, podem não apresentar os mesmos resultados. Na Figura 3 são apresentados os agrupamentos estatisticamente significativos a 5% para a TMI.

Figura 3- Dependência espacial local (LISA) da taxa de mortalidade infantil para os municípios do Brasil, 2010.



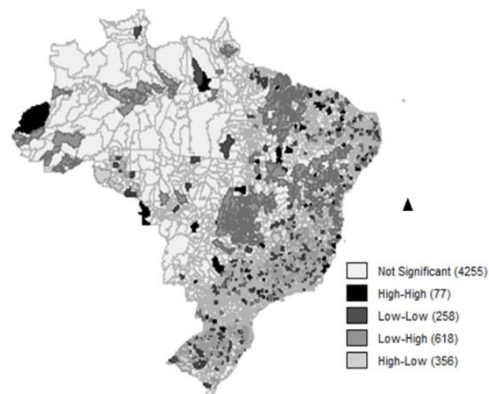
Fonte: elaboração própria.

É possível visualizar, na Figura 3, a dependência espacial local da TMI para os municípios brasileiros. No regime alto-alto há 325 municípios brasileiros que estão localizados em maior proporção nas regiões Sudeste e Sul como, por exemplo, os municípios de João Pinheiro, no estado de Minas Gerais e Barros Cassal, no Rio Grande do Sul. Ou seja, neste grupo há municípios com alta TMI cercados por municípios vizinhos que também possuem alta TMI.

As similaridades entre municípios com baixa TMI também podem ser verificadas a partir do mapa (destacadas em cinza escuro). São 557 municípios, sendo que alguns deles estão localizados na região Norte e em maior proporção na região Nordeste, com destaque para o estado da Bahia como, por exemplo, as cidades de Mundo Novo e Filadélfia.

Observa-se, também, que há dissimilaridades, ou seja, os *clusters* de municípios sem autocorrelação espacial, ou seja, com alta (baixa) TMI que estão cercados por municípios com baixa (alta) TMI. Na Figura 4 observa-se o mapa de *clusters* bivariado para um nível de significância de 5%.

Figura 4 - Dependência espacial local (LISA) Bivariado do IMDI e TMI para os municípios do Brasil, 2010.



Fonte: elaboração própria.

Na Figura 4 é observado o padrão dependência espacial entre as duas variáveis de interesse, o Índice Municipal de Desenvolvimento e Infraestrutura e a Taxa de Mortalidade Infantil. O que possibilita visualizar se há correlação entre o baixo (alto) desenvolvimento e a baixa (alta) condição de saúde da população nos municípios brasileiros.

Essa análise apresenta o grau de associação linear, seja ela positiva ou negativa, entre uma variável em um determinado município e a média de outra variável, nos municípios vizinhos. A variável de interesse é o Índice Municipal de Desenvolvimento e Infraestrutura e procura-se observar sua associação espacial com a taxa de mortalidade infantil (TMI). O IMDI está relacionado negativamente com a TMI, sendo as regiões que apresentam associação espacial baixo-alto destacadas em cinza e os agrupamentos alto-baixo em cinza claro.

Dessa maneira, é possível visualizar que os regimes espaciais baixo-alto estão localizados nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, o que significa que existem 258 municípios com baixo nível de desenvolvimento e infraestrutura cercados por municípios que apresentam, em média, alta taxa de mortalidade infantil. Por outro lado, os agrupamentos com municípios com baixo índice de desenvolvimento e infraestrutura e possuem vizinhos mais próximos com uma média baixa de mortalidade infantil (alto-baixo) estão localizados nas regiões Sudeste e Sul, totalizando 356 municípios. Os *clusters* alto-alto e baixo-baixo são *outliers* e estão espalhados pelo território brasileiro.

Esses resultados indicam que os municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são menos favorecidos em relação ao desenvolvimento, considerando-se serviços públicos como educação, renda e habitação. Além disso, apresentam também baixo nível de saúde já que possuem uma média alta de número de óbitos infantis. O fato de os aglomerados se localizarem

nestas regiões não significa que as demais regiões brasileiras não possuam municípios com problemas semelhantes, mas apenas que não foram encontradas associações espaciais significativas nos demais municípios.

Já nas regiões Sudeste e Sul, a situação dos municípios é mais favorável, visto que apresentam alto nível de desenvolvimento e, portanto, de qualidade de vida. Assim, possuem municípios que estão cercados por outros que apresentam, em média, baixo nível de mortalidade infantil, refletindo um melhor estado de saúde.

Os municípios das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste refletiram as desigualdades inter-regionais e sociais, indicando heterogeneidade de cenários e de fatores socioeconômicos, como renda, educação e acesso aos serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário adequados, os quais são determinantes diretos das condições de saúde da população.

Esses resultados mostram-se importantes na análise do desenvolvimento e na implementação de políticas públicas a fim de melhorar as condições de saúde da população e, conseqüentemente, reduzir os níveis de mortalidade infantil.

Confirma-se, assim, que embora a redução da taxa de mortalidade seja observada em todas as regiões brasileiras, ela acontece de forma desigual devido às condições socioeconômicas, uma vez que regiões que possuem menores níveis de desenvolvimento apresentam maiores números de mortalidade infantil. As maiores taxas de mortalidade infantil encontradas em 2010 foram nas regiões Norte, com 21 óbitos infantis para cada 1.000 crianças nascidas vivas, Nordeste com 19 óbitos infantis para cada 1.000 crianças nascidas vivas e Centro-Oeste, com 15 óbitos infantis para cada 1.000 crianças nascidas vivas.

Segundo Bezerra Filho et al. (2007; 2007a), fatores como renda familiar, escolaridade da mãe e acesso a serviços de saneamento são determinantes das condições de vida das crianças. Ou seja, há uma relação direta entre eles e a qualidade de vida da população, sendo importantes no combate à mortalidade infantil.

Hernandez (2011) observou também que a condição socioeconômica da mãe exerce influência na taxa de mortalidade infantil. Em pesquisa sobre os determinantes da taxa de mortalidade infantil, com gestores e profissionais da saúde, Pizzo et al. (2014), concluíram que as condições de vida são relevantes na determinação da mortalidade infantil.

Os resultados mostram a importância de a análise do desenvolvimento ser realizada por fatores além da renda e da educação, já que para observar as liberdades dos indivíduos é necessário visualizar suas privações e dirimi-las por meio de políticas públicas para que haja desenvolvimento humano.

5. Considerações Finais

O objetivo deste trabalho foi construir um índice de desenvolvimento sintético para os municípios brasileiros para o ano de 2010 no intuito de propor uma alternativa ao IDH, que pudesse abranger variáveis consideradas importantes para o desenvolvimento. Além disso, verificou-se a relação do índice construído, IMDI, com a condição de saúde da população, mensurada pela *proxy* taxa de mortalidade infantil. Em outras palavras, buscou-se avaliar o desenvolvimento dos municípios e identificar regiões que apresentam problemas que podem ser indicados para subsidiar a formulação de políticas públicas com foco nas necessidades específicas de cada local.

O objetivo deste trabalho, portanto, foi plenamente alcançado, uma vez que o que se pretendia era a construção de um índice que pudesse representar algumas características do desenvolvimento dos municípios brasileiros consideradas importantes para o desenvolvimento humano, observado por Sen (2000), assim como relacionar com o estado de saúde municipal.

Os resultados obtidos corroboram a literatura sobre a forte heterogeneidade acerca do desenvolvimento nos municípios brasileiros, de forma que aqueles com maior desenvolvimento e infraestrutura foram os que apresentaram vizinhos com, em média, baixos níveis de mortalidade infantil. Esses municípios concentram-se nas regiões Sudeste e Sul do país. Em contrapartida, a maioria dos municípios com baixo nível do IMDI, que estão cercados por municípios com uma média alta de mortalidade infantil, localizam-se nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste.

Esses resultados ressaltam que os indicadores como as desigualdades socioeconômicas, por exemplo, utilizados no índice construído podem estar correlacionados à condição de saúde da população e podem subsidiar ações de políticas públicas imediatas e focadas na sua diminuição, priorizando as necessidades locais, a fim de obter resultados satisfatórios.

O estudo apresenta como limitação o fato de serem utilizados dados censitários de 2010, último censo disponível. Entretanto, seu uso possibilita o acesso aos dados de todas as regiões, podendo fazer comparações, já que existe uma homogeneidade. Para trabalhos futuros, objetiva-se utilizar dados mais recentes e abranger a análise metodológica para a construção do índice e utilização de econometria espacial. Isto é relevante pois os métodos utilizados só apresentam padrões de associação espacial entre as variáveis, mas não explicam seus determinantes.

Agradecimento

Os autores agradecem o financiamento da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq)

Referências

Alves, D., & Belluzzo, W. (2004). Infant mortality and child health in Brazil. *Economics & Human Biology*, 2(3), 391-410.

Amaral, P. V., Lemos, M. B., & Chein, F. (2010). Disparidades regionais em Minas Gerais: uma aplicação regional de métodos de análise multivariada. *Análise Econômica*, 28(54).

Barbosa, F. R. G. M. (2017). Índice de Desenvolvimento Relativo, IDH-M e IFDM: em busca da operacionalização das liberdades instrumentais de Amartya Sen. *Ensaio FEE*, 38(2), 295-328.

Barros, R. P. D., Carvalho, M. D., & Franco, S. (2003). *O índice de desenvolvimento da família (IDF)*.

Bezerra Filho, J. G., Kerr, L. R. F. S., Miná, D. D. L., & Barreto, M. L. (2007). Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, 23, 1173-1185.a

Bezerra-Filho, J. G., Kerr-Pontes, L. R. S., & Barreto, M. L. (2007). Mortalidade infantil e contexto socioeconômico no Ceará, Brasil, no período de 1991 a 2001. *Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil*, 7(2), 135-142.

Brito, F. (2007). A transição demográfica no Brasil: as possibilidades e os desafios para a economia e a sociedade. *Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar*, 29-45.

Cardoso, D. F., & de Santana Ribeiro, L. C. (2015). Índice Relativo de Qualidade de Vida para os municípios de Minas Gerais. *Planejamento e políticas públicas*, (45).

Carvalho, R. A. D. S., Santos, V. S., Melo, C. M. D., Gurgel, R. Q., & Oliveira, C. C. D. C. (2015). Desigualdades em saúde: condições de vida e mortalidade infantil em região do nordeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 49, 5.

Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: models & applications*. Taylor & Francis.

Cohn, A. (2005). Equidade, saúde e critérios para alocação de recursos. *Ciência & Saúde Coletiva*, 10, 287-288.

Cutler, D. & Miller, G. (2005). O papel das melhorias da saúde pública nos avanços da saúde: os Estados Unidos do século XX. *Demografia*, 42 (1), 1-22.

Faria, R., & Santana, P. (2016). Variações espaciais e desigualdades regionais no indicador de mortalidade infantil do estado de Minas Gerais, Brasil. *Saúde e Sociedade*, 25, 736-749.

Faria, W. R. (2017). Dimensões e padrão espacial do desenvolvimento no Brasil. *Revista Econômica do Nordeste*, 48(1), 97-113.

Fávero, L. P. L., Belfiore, P. P., Silva, F. L. D., & Chan, B. L. (2009). Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões.

Friel, C. M. (2007). Notes on factor analysis. *Criminal Justice Center, Sam Houston State University*.

Gonçalves, E. (2005). A distribuição espacial da atividade inovadora brasileira: uma análise exploratória. (Texto para discussão, n. 246).

Guerrero, A. F. H., Silva, D. O., Toledo, L. M. D., Guerrero, J. C. H., & Teixeira, P. (2007). Mortalidade infantil em remanescentes de quilombos do Município de Santarém-Pará, Brasil. *Saúde e sociedade*, 16(2), 103-110.

Guimarães, J. R. S., & de Martino Jannuzzi, P. (2016). Indicadores sintéticos no processo de formulação e avaliação de políticas públicas: limites e legitimidades. *Anais*, 1-18.

Hair, J. F. (2005). Preparação para uma análise multivariada. *Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. Análise multivariada de dados. 5ª ed. Porto Alegre: Bookman, 56-60.*

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). Multivariate data analysis (Vol. 6).

Hernandez, A. R., Silva, C. H. D., Agranonik, M., Quadros, F. M. D., & Goldani, M. Z. (2011). Análise de tendências das taxas de mortalidade infantil e de seus fatores de risco na cidade de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, no período de 1996 a 2008. *Cadernos de Saúde Pública, 27(11)*, 2188-2196.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/>. Acesso em: 12 janeiro de 2018.

Kropiwiec, M. V., Franco, S. C., & Amaral, A. R. D. (2017). Fatores associados à mortalidade infantil em município com índice de desenvolvimento humano elevado. *Revista Paulista de Pediatria, 35(4)*, 391-398.

Leal, M. D. C., & Szwarcwald, C. L. (1997). Características da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro na década de 80: uma visão espaço-temporal. *Revista de Saúde Pública, 31*, 457-465.

Marinho, E., Soares, F., & Benegas, M. (2004). Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. *Revista Brasileira de Economia, 58(4)*, 583-608.

Oliveira, J. C.; Albuquerque, F. R. P. C.; Lins, I. B. (2004). Da População, E. A. E. M. Projeção Da População Do Brasil Por Sexo E Idade Para O Período 1980-2050–Revisão 2004 Metodologia e Resultados.

Oliveira, M. N. D., Camargo, B. A., Junior, E. P. P., & da Luz, L. A. (2017). Características dos óbitos infantis em um município de médio porte da região Nordeste do Brasil. *Journal of Health & Biological Sciences, 5(2)*, 160-164.

Oliveira, W. F. (2013). Índice de Desenvolvimento Humano e Pegada Ecológica: Uma proposta de integração.

Perobelli, F. S., Almeida, E. S. D., Alvim, M. I. D. S. A., & Ferreira, P. G. C. (2007). Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. *Nova economia*, 17(1), 65-91.

Pereira, A.S. et al. (2018). *Metodologia da pesquisa científica*. [e-book]. Santa Maria. Ed. UAB/NTE/UFSM. Disponível em: https://repositorio.ufsm.br/bitstream/handle/1/15824/Lic_Computacao_Metodologia-Pesquisa-Cientifica.pdf?sequence=1. Acesso em: 18 Abril 2020.

Pizzo, L. G. P., Andrade, S. M. D., Silva, A. M. R., Melchior, R., & González, A. D. (2014). Mortalidade infantil na percepção de gestores e profissionais de saúde: determinantes do seu declínio e desafios atuais em município do sul do Brasil. *Saúde e Sociedade*, 23, 908-918.

Rocha, S. (2003). *Pobreza no Brasil: afinal, de que se trata?: afinal, de que se trata?*. FGV Editora.

Sen, A. (2000). Desenvolvimento como liberdade. trad. *Laura Teixeira Motta*, São Paulo: *Companhia das Letras*.

Silveira, B. C., da Silva, R. G., & de Araújo Carvalho, L. (2008). Índice relativo de qualidade de vida da Região Norte: uma aplicação da análise fatorial. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, 4(4).

Victora, C. G., Aquino, E. M., do Carmo Leal, M., Monteiro, C. A., Barros, F. C., & Szwarzwald, C. L. (2011). Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The Lancet*, 377(9780), 1863-1876.

Porcentagem de contribuição de cada autor no manuscrito

Valéria Andrade Silva – 50%

Luiz Carlos de Santana Ribeiro – 30%

Fernanda Esperidião – 20%