

Uma análise fatorial e espacial da qualidade de vida dos municípios do estado do Maranhão

Kelly Alice Barbosa Macêdo¹
Alessandro Augusto Costa Xavier²

RESUMO

O presente estudo destaca a necessidade de análises mais específicas da qualidade de vida dos municípios do estado do Maranhão, bem como sua relação com as transferências intergovernamentais, como o Fundo de Participação Municipal (FPM). O objetivo deste estudo consiste em construir um Índice Relativo de Qualidade de Vida (IRQV) para os municípios do estado do Maranhão a partir da extração de fatores de qualidade de vida por meio da técnica multivariada de Análise Fatorial (AF) e para a investigação conjunta dos fatores do IRQV e do FPM foram realizadas análises exploratórias de dados espaciais (AEDE), seguidas pela aplicação de modelos econométricos espaciais. Na AF observou-se que o município de São Luís é o mais desenvolvido relativamente aos demais e o município de Matões do Norte é o menos desenvolvido. As regiões Sul e Oeste do estado possuem a maior concentração de municípios com IRQV classificados como muito alto, ao passo que a maior concentração de municípios com o IRQV baixo está associada as regiões Norte, Leste e Centro. As estimações do modelo espacial indicam que há influência espacial dos municípios sobre o FPM é positiva e autocorrelação espacial global negativa. De modo geral, dado que a vulnerabilidade socioeconômica é o principal determinante do IRQV, tem-se que uma alta vulnerabilidade está associada a um baixo IRQV e alto FPM, possivelmente para conseguir atender às necessidades prioritárias do município.

Palavras-chave: qualidade de vida; FPM; análise espacial;

ABSTRACT

The present study emphasizes the need for more specific analyses of the quality of life of municipalities in the state of Maranhão, as well as their relationship with intergovernmental transfers, such as the Municipal Participation Fund (MPF). The objective of this study is to construct a Relative Quality of Life Index (RQLI) for the municipalities of the state of Maranhão through the extraction of quality of life factors using the multivariate technique of Factor Analysis (FA), and for the joint investigation of RQLI and MPF factors, Exploratory Analyses of Spatial Data (EASD) were conducted, followed by the application of spatial econometric models. In the FA, it was observed that the municipality of São Luís is the most developed in relation to the others, while the municipality of Matões do Norte is the least developed. The South and West regions of the state have the highest concentration of municipalities with RQLI classified as very high, whereas the highest concentration of municipalities with low RQLI is associated with the North, East, and Central regions. The estimates from the spatial model indicate that the spatial influence of municipalities on the FPM is positive, and the global spatial autocorrelation is negative. In general, given that socioeconomic vulnerability is the main determinant of RQLI, high vulnerability is associated with low RQLI and high FPM, possibly to address the priority needs of the municipality.

Keywords: quality of life; FPM; analysis model.

Área 13 - Desigualdade, pobreza e políticas sociais

Classificação JEL: C2; I31; I32.

¹ Doutoranda em Economia no PPGE/UFJF. E-mail: kellyabmacedo@gmail.com

² Doutorando em Economia no PPGE/UFJF. E-mail: augustoxav@hotmail.com

1. INTRODUÇÃO

A melhoria do padrão de vida da população deve ser uma prioridade para qualquer governo que busque garantir o acesso aos serviços básicos de qualidade, tais como saúde, educação, segurança, oportunidades de trabalho e renda. No Brasil, essa preocupação foi consagrada na Constituição de 1988, que reconheceu a qualidade de vida como um direito fundamental (CF-88), intensificando a discussão e culminando na adoção de programas sociais no início dos anos 2000 com foco na redução das desigualdades socioeconômicas e na melhoria das condições de vida da população (Cardoso, Ribeiro, 2015). Embora tenham sido registrados avanços significativos na redução das desigualdades sociais no país, é importante destacar que o Brasil é um país de dimensões continentais, com regiões que possuem diferentes climas, vegetação, extensões territoriais e situações socioeconômicas distintas. Nesse sentido, a preocupação com as desigualdades regionais permanece e requer um diagnóstico preciso para subsidiar políticas públicas específicas que visem elevar o nível de desenvolvimento das localidades menos favorecidas.

Nesse contexto, é fundamental um diagnóstico preciso das desigualdades regionais para subsidiar políticas públicas específicas que visem elevar o nível de desenvolvimento das regiões menos favorecidas. Segundo Krugman (1991), a localização das indústrias é influenciada pela interação entre economias de escala, custos de transporte e mobilidade dos fatores de produção. A concentração de fatores produtivos em uma determinada área exerce grande influência no desenvolvimento regional, e essa concentração é dependente do padrão de desenvolvimento adotado na região em questão. Dessa forma, a disposição espacial das atividades econômicas e da população desempenha um papel fundamental na configuração do desenvolvimento regional e no panorama regional como um todo. Portanto, é essencial que as políticas públicas sejam direcionadas para a promoção da desconcentração econômica e da distribuição equitativa dos recursos e oportunidades, de forma a reduzir as disparidades regionais e promover um desenvolvimento mais justo e sustentável para todo o país. Portanto, a busca pela melhoria do padrão de vida da população e pela redução das desigualdades regionais exige uma abordagem integrada, que considera não apenas a implementação de programas sociais, mas também a compreensão das dinâmicas espaciais das atividades econômicas e a distribuição dos fatores produtivos. Somente assim é possível promover um desenvolvimento equilibrado e sustentável, garantindo acesso a serviços básicos de qualidade em todo o território nacional e elevando a qualidade de vida das localidades menos desenvolvidas.

O debate sobre a qualidade de vida da população tem crescido nos últimos anos, em parte devido ao reconhecimento crescente de que o crescimento econômico por si só não é uma medida adequada de progresso. De modo geral, o conceito de qualidade de vida abrange aspectos econômicos, sociais, culturais e ambientais, e busca avaliar o bem-estar das pessoas em distintas esferas de sua vida, diferente do conceito de crescimento e desenvolvimento econômico. Mais especificamente, a qualidade de vida é determinada por um conjunto de fatores objetivos – condições de vida econômica, sociopolítica, ambiental e cultural –, mas também subjetivos – percepção de um indivíduo sobre a satisfação com as diferentes dimensões de sua própria vida (Somarriba, Pena, 2009). Portanto, o conceito de qualidade de vida é diferente para cada indivíduo que possui suas próprias prioridades, perspectivas e circunstâncias de vida.

Na literatura nacional, crescimento econômico e desenvolvimento econômico não são sinônimos (Furtado, 2008). Como ressalta Bresser-Pereira (2008), crescimento econômico trata-se de um aumento da capacidade produtiva, ao passo que o desenvolvimento econômico, segundo Beltrão e Sugahara (2005), é multifacetado, e inclui, além do crescimento econômico, fatores como redução da pobreza e melhoria da qualidade de vida. Isto é, o

crescimento econômico é condição necessária, mas não suficiente ao desenvolvimento econômico, de modo que se fez necessário desenvolver uma medida que considere o nível de bem-estar da população.

Um índice muito utilizado na literatura para medir a qualidade de vida é o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) que contempla, além da renda, a longevidade da população e grau educacional (Jorge et al., 2010). Alguns estudos buscam aperfeiçoar essa metodologia, a citar Souto et al. (1995), que desenvolveram o Índice Municipal do Instituto Pólis para o ano de 1991 com o objetivo de avaliar a qualidade de vida nos municípios do estado de São Paulo, considerando renda, educação, saúde, saneamento básico e meio ambiente. O referido índice foi uma importante ferramenta para a gestão pública e para a sociedade civil na avaliação da qualidade de vida nos municípios paulistas, revelando as desigualdades e vulnerabilidades existentes nos municípios e apontando para a necessidade de melhoria dos indicadores sociais, especialmente através do incremento de recursos financeiros aos governos municipais. Outro Índice de Qualidade de Vida foi desenvolvido por Almeida (1997) para 153 bairros do município do Rio de Janeiro no ano de 1991. Nesse caso, o autor classificou a qualidade de vida numa escala de “melhor” para “pior”, na medida que o bairro se desloca do centro para a periferia, identificando padrões entre os bairros. Entretanto, Barros et al. (2003) constroem um indicador de qualidade de vida mais detalhado, calculado a nível familiar, tornando possível obter o grau de desenvolvimento de bairros, municípios, países, e grupos demográficos como negros, crianças, idosos ou analfabetos. Todos estes estudos tiveram como base a metodologia do IDH.

A maioria dos estudos que investigam a qualidade de vida permitem comparações entre regiões, resultando em constatações de ordenamento. Por exemplo, Silveira Neto et al. (2008), Rocha e Magalhães (2011) e Cravo et al. (2019) propõem a mensuração e classificação da qualidade de vida utilizando a abordagem da preferência revelada, baseada em modelos de equilíbrio espacial. Os dois primeiros estudos focam nas regiões metropolitanas (RMs) do Brasil, utilizando dados da PNAD de 2004 e 2006, respectivamente. No entanto, os resultados desses estudos são conflitantes. Silveira Neto e Menezes (2008) indicam que as RMs do Nordeste ocupam as primeiras posições do ranking, enquanto as RMs do Sul estão nas últimas colocações. Por outro lado, Rocha e Magalhães (2011) destacam que as RMs do Sudeste e Curitiba apresentam maior qualidade de vida. Já Cravo et al. (2019) ampliaram sua análise para todo o Brasil, utilizando dados do Censo de 2010, e descobriram que as regiões com piores indicadores de qualidade de vida estão associadas a microrregiões mais pobres. Essas discrepâncias nos resultados destacam a necessidade de estudos mais específicos, que busquem quantificar o nível de desenvolvimento das localidades e identificar quais indicadores estão relacionados a diferentes graus de desenvolvimento.

Nesse sentido, técnicas de estatística multivariada passaram a ser aplicadas na construção de índices de qualidade de vida, eliminando a necessidade de relações de causalidade ou o uso de pesos (Mingoti, 2020). Por exemplo, Silva e Ribeiro (2004) utilizaram análise fatorial para desenvolver um índice que mensura o nível de degradação ambiental nos municípios do Estado do Acre, e análise de cluster para identificar características semelhantes entre os municípios em 2000. Ribeiro et al. (2014), ao investigar a distribuição espacial da indústria do lazer no Brasil e sua associação com o nível de desenvolvimento municipal, empregaram análise de componentes principais e análise de clusters. Além disso, Cardoso e Ribeiro (2015) construíram um índice relativo de qualidade de vida para os municípios de Minas Gerais, utilizando análise fatorial e de clusters, o que permitiu classificar os municípios em diferentes níveis de desenvolvimento. Essas técnicas de análise multivariada mostram um maior poder de análise e interpretação dos índices propostos em comparação com o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Dessa forma, ao utilizar

técnicas multivariadas, é possível desenvolver uma medida de qualidade de vida que identifique o grau de desenvolvimento em nível local.

Além disso, é importante analisar a qualidade de vida dos municípios conjuntamente às transferências intergovernamentais, como o Fundo de Participação Municipal (FPM), que tem como um de seus objetivos promover a redução das desigualdades intermunicipais. O FPM trata-se de um repasse financeiro do governo federal aos municípios brasileiros de modo que possui relevância no contexto socioeconômico e pode exercer influência nos indicadores de qualidade de vida dos municípios. Alguns estudos como o de Massardi e Abrantes (2015) e Ribeiro (2023) analisam a relação FPM e Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) e ambos os estudos encontram uma relação negativa. Diante disso, o objetivo deste estudo consiste em construir um Índice Relativo de Qualidade de Vida (IRQV) para os municípios do estado do Maranhão a partir da extração de fatores de qualidade de vida por meio da análise fatorial (AF), bem como fazer o exercício da espacialidade através da Análise Exploratória de dados espaciais (AEDE) e estimação do efeito espacial dos fatores determinantes do IRQV a nível municipal para identificar a relação entre os fatores extraídos e o FPM. Tal análise permitirá uma compreensão mais profunda acerca da associação entre a disponibilidade de recursos provenientes do FPM e o desempenho dos municípios no que tange à qualidade de vida. Ademais, a abordagem espacial pode embasar o planejamento e a formulação de políticas públicas direcionadas à melhoria das condições de vida das populações locais.

Os dados utilizados neste artigo foram obtidos a partir do Censo Demográfico de 2010 realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), além de informações provenientes das fontes Finanças do Brasil (FINABRA) e Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS). A escolha do estado do Maranhão como foco desta pesquisa se deve ao seu baixo Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) de 0,639, que é o segundo mais baixo do país, de acordo com o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD, 2013). Além disso, o estado apresenta o menor rendimento mensal domiciliar per capita do país, conforme dados do IBGE (2014). É importante ressaltar que, apesar da urgência em reverter esses indicadores desfavoráveis, são escassos os estudos desenvolvidos para diagnosticar os problemas enfrentados pelos municípios maranhenses. Pretende-se com esse trabalho fornecer subsídios para a formulação e implementação de políticas públicas eficientes, priorizando a melhoria do padrão de vida do estado.

Este artigo está estruturado em mais 3 seções. A seção seguinte apresenta as metodologias adotadas em seguida, tem-se a apresentação e discussão dos resultados. Por fim, as considerações finais.

2. METODOLOGIA

A metodologia para este trabalho compreende a aplicação de três técnicas estatísticas: Análise Fatorial (AF), Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e Análise Econométrica Espacial. Baseado em Spearman (1904), a AF exploratória busca resumir as características econômicas, sociais e de saúde, neste caso, para os municípios do Maranhão para o ano de 2010, ajudando a identificar uma tipologia entre os municípios analisados. A AEDE explora a distribuição espacial dos dados e identifica padrões espaciais (Anselin, 1996). Por meio da AF extrai-se os fatores latentes para construção do Índice Relativo de Qualidade de Vida (IRQV), que é utilizado na AEDE para investigar sua relação visual com outras medidas de desenvolvimento como o fundo de Participação Municipal (FPM). Além disso, na econometria espacial, são realizadas análises sobre a relação dos fatores extraídos com o FPM. Apesar da relação entre tais medidas não ser direta, é importante realizar uma análise mais profunda da relação entre qualidade de vida e qualidade da gestão pública.

2.1 Análise Fatorial (AF)

O método fatorial postula que o vetor p de variáveis padronizadas, $\mathbf{Z}' = [Z_1, Z_2, \dots, Z_p]$, com média μ e matriz de covariância \mathbf{P} , é linearmente independente de m variáveis aleatórias não observáveis $\mathbf{F}' = [F_1, F_2, \dots, F_m]$, os fatores comuns, bem como p erros ou fatores específicos $\boldsymbol{\varepsilon}' = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p]$ (Johnson, Wichern, 2007). Em notação matricial:

$$\mathbf{Z}_{(p \times 1)} = \mathbf{L}_{(p \times m)} \mathbf{F}_{(m \times 1)} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(p \times 1)} \quad (1)$$

em que, $L_{(p \times m)} = \{\ell_{ij}\}$ representa a matriz de cargas fatoriais, formada pelos coeficientes das ℓ_{ij} carga da i -ésima variável (Z_i) sobre o j -ésimo fator (F_j). O método de componentes principais será utilizado para estimação dos fatores, uma vez que não exige a suposição de distribuição normal multivariada.

A estrutura da matriz de correlação é definida como $\mathbf{P}_{(p \times p)} = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\psi}$, onde $\boldsymbol{\psi}_{(p \times p)} = \text{diag}[\psi_1 \ \psi_2 \ \dots \ \psi_p]$ é a matriz de variância específica e $\mathbf{L}\mathbf{L}'$ é a matriz de variância comum. Ao decompor a matriz de correlação, tem-se $\text{Var}(Z_i) = \ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \dots + \ell_{im}^2 + \psi_i = h_i^2 + \psi_i$, onde $h_i^2 = \ell_{i1}^2 + \ell_{i2}^2 + \dots + \ell_{im}^2$, com $i = 1, 2, \dots, m$, é a variabilidade de Z_i expressa por m fatores, chamada de comunalidade (Johnson, Wichern, 2007). Para estimar a matriz de cargas fatoriais este estudo utiliza a análise de componentes principais. No caso em que $m < p$, a matriz de carga fatorial neste método torna-se $\mathbf{L} = [\sqrt{\lambda_1} \mathbf{e}_1, \sqrt{\lambda_2} \mathbf{e}_2, \dots, \sqrt{\lambda_m} \mathbf{e}_m]$, e assim tem-se que $\mathbf{L}\mathbf{L}' \cong \sum_{i=1}^m \lambda_i \mathbf{e}_i \mathbf{e}_i'$ e $\mathbf{P} \cong \mathbf{L}\mathbf{L}' + \boldsymbol{\psi}$. Posto que os dados não apresentam distribuição normal, este estudo fez uso do método dos mínimos quadrados ponderados de Bartlett (Johnson, Wichern, 2007).

Alguns testes são realizados para verificar a adequação dos dados para realização da AF, tais como: teste normalidade univariado de *Shapiro-Wilk*, teste de esfericidade de Bartlett e o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). O primeiro, testa a hipótese nula de que as variáveis seguem uma distribuição normal, uma a uma. O segundo, avalia se a matriz de correlação das variáveis é uma matriz identidade, ou seja, se as variáveis são independentes entre si. Se os coeficientes forem estatisticamente significativos diferentes de zero, a um nível de significância de 1%, a hipótese nula é rejeitada indicando que as variáveis são correlacionadas e a AF pode ser aplicada. Por fim, o teste KMO parte do pressuposto de que a matriz de correlação inversa deve ser próxima da matriz diagonal e fornece uma medida de adequabilidade da AF (Mingoti, 2020). Trata-se de um valor entre 0 e 1, que deve ser maior que 0,8 para indicar que a AF é adequada (Kaiser, Rice, 1977). Todos estes testes buscam assegurar os pressupostos necessários para a análise e confiabilidade aos resultados obtidos.

2.2 Índice Relativo de Qualidade de Vida (IRQV)

Dada a extração dos fatores, mensurou-se o IRQV em duas etapas. Inicialmente, calculou-se um IQV_i que tem como base de referência o melhor índice de qualidade de vida (IQV) dos municípios maranhenses:

$$IQV_i = \sum_{j=1}^p \frac{\sigma_j^2}{\sum \sigma_j^2} F_{ij}^* \quad (2)$$

em que o IQV_i é o índice de qualidade de vida do município i ; p é o número de fatores utilizados para realizar a análise; F_{ij}^* é o j -ésimo score da análise fatorial do município i ; $\sum \sigma_j^2$ é o somatório das variâncias explicadas pelos p fatores extraídos; e $\frac{\sigma_j^2}{\sum \sigma_j^2}$ é a participação relativa do fator j na devida explicação da variância total apresentada pelo p fatores extraídos. É necessário que os escores apresentados pelos municípios maranhenses apresentem uma distribuição simétrica com média zero. Desse modo, metade dos escores fatoriais terão sinais negativos e, a outra metade, sinais positivos, tal que os municípios com menores IRQV

apresentarão escores negativos (Cardoso, Ribeiro, 2015). Buscando evitar que os altos escores negativos elevem os resultados dos índices, aplica-se a seguinte transformação:

$$F_{ij} = \frac{(F_{ij} - F_i^{m\acute{a}x})}{F_i^{m\acute{a}x} - F_i^{m\acute{i}n}} \quad (3)$$

em que $F_i^{m\acute{a}x}$ e $F_i^{m\acute{i}n}$ são, respectivamente, os valores máximos e mínimos observados para o j – ésimo escore fatorial interligado ao i – ésimo município maranhense. Com a obtenção do IQV_i foi calculado o $IRQV_i$, com base na equação:

$$IRQV_i = \left[\left(\frac{IQV_i}{IQV_i^{m\acute{a}x}} \right) \right] * 100 \quad (4)$$

em que $IQV_i^{m\acute{a}x}$ é o maior valor obtido para o IQV_i do município i com melhor posição no *ranking*. Para interpretação do índice, quanto maior for o resultado obtido relativamente ao maior do $IRQV_i$, melhor será a situação do município em termos de qualidade de vida no estado do Maranhão.

2.3 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e Análise Econométrica Espacial

A análise AEDE tem como objetivo obter medidas de autocorrelação espacial, investigando a influência dos efeitos espaciais por meio de métodos quantitativos (Perobelli et al., 2007). Para tal, adota-se uma matriz de ponderação espacial seguindo o critério de proximidade baseado na contiguidade. As convenções mais usadas são a rainha ou torre. A matriz é denominada rainha quando a distância entre as unidades de análise não é o único critério importante e as diagonais são relevantes para a análise, ou seja, quando são consideradas as fronteiras com extensão diferentes de zero e os vértices (Almeida, 2012). No caso da convenção dita torre, os vértices não são considerados, apenas vizinhos diretos.

No estudo espacial dos dados, para avaliar a dependência espacial é empregada a estatística I de Moran. Este índice pode ser aplicado tanto à variável y_i ou aos conjuntos da regressão de y_i em relação as variáveis explicativas. De acordo com Cliff e Ord (1981), a estatística I de Moran Global pode ser expressa algebricamente como:

$$I = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \right), \quad (5)$$

em que $i = 1, \dots, n$, sendo n o número de unidades geográficas no conjunto de dados, $z_i = y_i - \bar{y}$ representa o desvio (positivo ou negativo) da unidade geográfica i em relação à média geral dos valores da variável de interesse em todas as unidades geográficas. Dado que $i \neq j$, o produto dos desvios z_i e z_j na equação (5) é a covariância espacial entre as unidades geográficas i e j . A variável w_{ij} são os pesos espaciais e indica a forma como os municípios estão interconectados, de modo que, por definição, a diagonal principal é igual a zero, $w_{ii} = 0$. Por fim, o termo S_0 , $S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ representa a soma de todos os elementos da matriz W .

Se o valor de I for maior (menor) que o esperado, $E(I) = -1/(n - 1)$, indica uma tendência de similaridade espacial positiva (negativa) entre os municípios, ou seja, municípios semelhantes (diferentes) tendem a se agrupar geograficamente. Ademais, a interpretação do I de Moran se dá em três vertentes: i) a análise do nível de significância indica se os dados apresentam distribuição normal ou não; ii) se significativo, o I de Moran quando positivo (negativo) aponta que os dados estão concentrados (dispersos) através das regiões; iii) o valor numérico do índice provê a intensidade da autocorrelação espacial, quanto mais próximo de 1 mais forte é autocorrelação e quanto mais próximo de -1 mais disperso estão os dados.

Assim sendo, são empregadas medidas de autocorrelação espacial local, conhecidas como *Local Indicator of Spatial Association* (LISA), para identificar agrupamentos espaciais locais de valores altos ou baixos e determinar as regiões que contribuem de forma significativa para a autocorrelação espacial. De acordo com Almeida et al. (2007) e Anselin

(1996), um indicador LISA é uma estatística capaz de fornecer uma indicação significativa de agrupamento espacial, com valores similares em torno de cada observação. Além disso, é fundamental que a soma dos indicadores LISA para todas as observações seja proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global. Tais medidas são indispensáveis para uma análise detalhada dos padrões espaciais locais e para identificar as áreas de maior relevância no contexto geográfico analisado.

No que se refere a estimação do modelo econométrico, na presença de autocorrelação espacial o método MQO não é recomendado, porém existem diversas alternativas de modelagem espacial disponíveis para uma adequada captura do processo de transbordamento. As opções a serem consideradas incluem os modelos de defasagem espacial (SAR), os modelos de erro autorregressivo espacial (SEM), os modelos de alcance misto global (SAC), o modelo espacial de Durbin (SDM) e o modelo de Durbin espacial do erro (SDEM). O Quadro 1 resume os referidos modelos³.

Para especificação do modelo econométrico espacial, Anselin (1996) elenca algumas etapas a serem seguidas: i) estimar o modelo inicial pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); ii) testar se há autocorrelação espacial, devido a uma defasagem (LM ρ) ou a um erro (LM λ), por meio do teste LM (*Lagrange Multiplier*); iii) se não houver a autocorrelação espacial, o modelo inicial da primeira etapa pode ser utilizado; iv) caso contrário, se ambos os testes forem estatisticamente significativos o procedimento a ser seguido é estimar a especificação apontada pelo mais significativo dos dois testes; v) se apenas LM ρ for significativo, o modelo SAR é o mais apropriado; vi) por fim, sendo apenas o LM λ significativo o modelo SEM é o mais adequado; v) se ambos forem significativos, estima-se o modelo mais significativo pela versão robusta desses testes LM λ (robusto) e LM ρ (robusto). Ademais, Anselin (1988) propõe testar se há autocorrelação espacial devido a uma defasagem e um erro (LM $\lambda\rho$) e, se o teste for significativo, o modelo mais adequado é o modelo SAC. Outros critérios de seleção de modelos concorrentes adotados são os critérios de informação (CI) Akaike (AIC) e Schwartz (BIC). De modo que, valores menores dos CI indicam um ajuste superior do modelo aos dados. Ou seja, ao realizar comparações entre diferentes modelos, a preferência recai sobre aquele que apresenta o menor valor de AIC ou BIC, indicando uma melhor adequação aos dados observados (Bivand et al., 2008).

³ Para mais detalhes, ver Almeida (2012).

Quadro 1 – Resumo dos principais aspectos de alguns modelos espaciais

Modelo	Especificação	Defasagem espacial	Implicação	Aplicação
Defasagem espacial (SAR)	$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$	$W y$	Viés	Analisa a dependência espacial em dados considerando a influência das observações vizinhas na variável independente.
Erro autorregressivo (SEM)	$y = X \beta + u$ $u = \lambda W u + \varepsilon$	$W u$	Ineficiência	Trata da dependência espacial nos erros do modelo, capturando a influência indireta das observações vizinhas na variável dependente.
Defasagem com erro autorregressivo (SAC)	$y = \rho W y + X \beta + u$ $u = \lambda W u + \varepsilon$	$W y$ e $W u$	Viés e ineficiência	Combina os dois modelos acima e permite incorporar tanto a dependência espacial direta na variável dependente quanto nos erros do modelo.
Durbin espacial (SDM)	$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + \varepsilon$	$W y$ e $W X$	Viés	Analisa a dependência espacial tanto na variável dependente quanto independentes, permitindo investigar a influência das observações vizinhas em ambos os tipos de variáveis.
Durbin espacial do erro (SDEM)	$y = X \beta + W X \theta + u$ $u = \lambda W u + \varepsilon$	$W X$ e $W u$	Viés e ineficiência	É uma extensão do modelo anterior, em que a autocorrelação espacial também é incorporada nos erros.

Fonte: Elaboração dos autores com base em Almeida (2012).

2.4 Base de dados

O estado do Maranhão para o ano de 2010 apresentava uma população com 6.574.789 habitantes, e um IDH de 0,639, ocupando a vigésima sexta posição dentre as 27 unidades federativas (PNUD, 2013). Para a construção do IRQV dos municípios maranhenses foram selecionadas 16 variáveis obtidas no último Censo Demográfico realizado pelo IBGE em 2010 a partir do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD, 2013), Finanças do Brasil (FINBRA) disponibilizada pela Secretaria do Tesouro nacional (STN), Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS) disponibilizada pelo Ipeadata.

Com o objetivo de obter IRQV que englobe os principais elementos para a mensuração da qualidade de vida nos municípios do Maranhão, as variáveis selecionadas abrangem as seguintes dimensões: saúde, renda, educação, habitação, acesso a bens e serviços, segurança pública, vulnerabilidade social e cultura. Após uma série de procedimentos estatísticos⁴ a base de dados é constituída pelas variáveis elencadas no Quadro 2.

Quadro 2 - Código e identificação das variáveis

Código	Identificação	Fonte dos dados
X01	Esperança de vida ao nascer	Censo (2010)
X02	Renda per capita	Censo (2010)
X03	Percentual da renda proveniente do trabalho	Censo (2010)
X04	Percentual de jovens e adultos com 18 anos ou mais com fundamental completo	Censo (2010)
X05	Percentual da população de 25 anos ou mais com curso superior	Censo (2010)
X06	Percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada	Censo (2010)
X07	Percentual da população que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas por dormitório	Censo (2010)
X08	Taxa de homicídios	Censo (2010)
X09	Percentual de pessoas em domicílios vulneráveis à pobreza e dependentes de idosos	Censo (2010)
X10	Percentual de extremamente pobres	Censo (2010)
X11	Difusão cultural (gasto per capita)	FINBRA (2013)
X12	Mortalidade até 5 anos de idade	Censo (2010)
X13	Razão de dependência	Censo (2010)
X14	Percentual de indivíduos de 15 a 17 anos no Ensino médio sem atraso	Censo (2010)
X15	Percentual de mães chefes de família sem fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	Censo (2010)
X16	Taxa de beneficiários do programa Bolsa Família (%)	MDS (2010)
X17	População residente - total	Censo (2010)
X18	Fundo de participação dos municípios	FINBRA (2010)

Fonte: Elaboração dos autores.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, serão apresentados e discutidos os resultados obtidos no modelo de Análise Fatorial, bem como a estrutura espacial do índice calculado e sua relação com os repasses municipais recebidos da União. O objetivo é construir o IRQV para os 217 municípios do estado do Maranhão e detectar, por meio da AEDE e econometria espacial, sua relação com o FPM. A primeira parte da seção aborda a análise do IRQV, desde a construção

⁴ De acordo com Hair et al. (2009), um pré-requisito para análise multivariada é garantir que a matriz de dados tenha uma quantidade suficiente de altas correlações, isto é, coeficientes com magnitudes superiores a 0,30 representam uma matriz ajustada. Neste estudo, verificou-se que 164 coeficientes de correlação (64,06% do total) são superiores a 0,30.

até a interpretação dos resultados. Já a segunda parte abrange a análise da estrutura espacial, utilizando técnicas da AEDE e modelos econométrico espaciais.

3.1 Análise Fatorial (AF)

Nesta análise foram realizados alguns testes para garantir a validade dos resultados. Inicialmente, o teste de normalidade univariado de *Shapiro-Wilk*, rejeitou a hipótese nula de normalidade multivariada para 10 das 16 variáveis selecionadas⁵, logo optou-se pela escolha do método de Análise de Componentes Principais (ACP) para realizar a AF, pois não exige a normalidade dos dados. Em seguida, o teste de esfericidade de Bartlett rejeitou a hipótese nula, indicando que as variáveis são correlacionadas e a AF pode ser aplicada (Hair et al., 2009). Por fim, o valor da estatística KMO foi de 0,849 indicando adequação do modelo fatorial.

Após a aplicação dos testes, empregou-se a AF para obter as cargas fatoriais. Buscando uma melhor interpretação dos dados, as cargas fatoriais foram rotacionadas pelo método ortogonal *Varimax* de Kaiser (Johnson, Wichern 2007). Ademais, considerou-se o critério do autovalor de Kaiser, que sugere a extração de fatores que apresentem raízes latentes maiores que 1 (Kaiser, 1960). Foram extraídos quatro fatores latentes, dado que estes apresentam autovalores maiores que um e, juntos, explicam em torno de 71,45% da variância total contida nas 16 variáveis selecionadas, conforme Tabela 1.

A Tabela 2 apresenta os resultados da AF. Para análise das cargas fatoriais foi considerado o valor de corte de 0,50 em módulo (destacadas em negrito), baseado nas práticas comuns da AF. Ressalta-se que apenas comunalidades maiores que 0,60 foram consideradas para nomear os fatores (Hair et al., 2009). É possível observar que as variáveis que apresentaram comunalidades abaixo do valor de corte são: percentual da população de 25 anos ou mais com curso superior (X05), taxa de homicídios (X08), percentual de indivíduos de 15 a 17 anos no ensino médio sem atraso (X14), percentual de mães chefes de família sem fundamental completo e com filhos menores de 15 anos (X15) e taxa de beneficiários do Bolsa Família.

Tabela 1 - Autovalores e percentual da variância explicada pelos fatores após rotação pelo método *Varimax*

Fator	Autovalor	Variância explicada pelo fator (%)	Variância acumulada (%)
1	6,9785	43,62	43,62
2	1,7966	11,23	54,84
3	1,6006	10,00	64,85
4	1,0553	6,60	71,45

Fonte: Elaboração dos autores.

O fator 1 (F1) possui a maior parcela de variância entre os quatro fatores obtidos, 43,62% (Tabela 1), indicando que o fator em análise contribui significativamente para a variância dos dados. Este fator está associado positivamente às variáveis: renda per capita (X02), percentual de pessoas em domicílios vulneráveis à pobreza e dependentes de idosos (X09) e percentual de extremamente pobres (X10); e negativamente relacionado às variáveis: percentual de jovens e adultos com 18 anos ou mais com fundamental completo (X04), percentual da renda proveniente do trabalho (X03) e percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada (X06). Dado este conjunto de variáveis relacionado à pobreza, desigualdade social e falta de acesso a recursos básicos, o F1 foi definido como “vulnerabilidade socioeconômica”. Um alto valor para este fator indica uma concentração de

⁵ O teste foi realizado para as variáveis X01 a X16 do Quadro 2. Apenas as variáveis X01, X03, X10, X12, X13 e X14 não rejeitam a hipótese nula de normalidade multivariada.

características socioeconômicas desfavoráveis na população analisada, enquanto um valor baixo indica uma menor presença dessas características.

Tabela 2 - Cargas fatoriais após rotação ortogonal pelo método *Varimax* e comunalidades

Variável	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Comunalidades
X01	-0.1302	-0.9463	-0.0802	-0.0274	0.9196
X02	0.7971	0.1736	0.4963	-0.1029	0.9225
X03	-0.8899	-0.1812	0.0041	0.1102	0.8369
X04	-0.5605	-0.5295	-0.2634	0.0828	0.6708
X05	-0.4753	-0.2710	-0.2701	0.3839	0.5197
X06	-0.6481	-0.2048	-0.5132	0.0465	0.7275
X07	0.2038	0.0169	0.8645	0.0082	0.7892
X08	-0.6038	-0.0490	0.0596	-0.3115	0.4676
X09	0.7657	0.1322	0.0310	-0.0365	0.6061
X10	0.8169	0.1146	0.4367	-0.0641	0.8753
X11	-0.1009	0.0609	-0.0185	0.9149	0.8512
X12	0.1286	0.9478	0.0815	0.0281	0.9223
X13	0.4267	0.3134	0.6483	-0.0428	0.7024
X14	0.0015	-0.3586	-0.5825	0.1428	0.4883
X15	0.4480	0.5346	0.3136	-0.0304	0.5857
X16	0.4964	0.3970	-0.3730	-0.0547	0.5462

Fonte: Elaboração dos autores.

Nesse contexto, destaca-se a relação positiva da variável renda per capita e o fator vulnerabilidade socioeconômica que pode ser atribuída à concentração de renda em um número reduzido de indivíduos ou grupos, evidenciando a desigualdade econômica presente na população. Um estudo realizado por Araújo (2010) sobre a expansão dos PIBs municipais, revela que, no estado do Maranhão, entre 1996 e 2007, apesar do crescimento econômico, os indicadores de desigualdade, como o índice de Gini, apresentaram apenas uma pequena diminuição nesse período. Tais resultados corroboram a existência do problema estrutural da concentração de renda no país.

O fator 2 (F2) apresenta uma correlação negativa com a variável esperança de vida ao nascer (X01) e com a variável percentual de jovens e adultos com 18 anos ou mais com fundamental completo (X04), e correlação positiva com a variável mortalidade até cinco anos de idade (X12). Dado que as cargas fatoriais de X01 e X12 são bem mais elevadas, F2 foi denominado “saúde precária e mortalidade infantil”. Um valor baixo nesse fator sugere que a população infantil tem uma boa saúde e baixa mortalidade, enquanto um valor alto indica o contrário.

O fator 3 (F3), está negativamente correlacionado com a variável percentual de pessoas que vivem em domicílios com banheiro e água encanada (X06) e positivamente com as variáveis percentual da população que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas por dormitório (X07) e razão de dependência (X13). Considerando que F3 abrange questões como condições precárias de moradia, falta de espaço adequado, insegurança habitacional e outros fatores que contribuem para a vulnerabilidade das pessoas em relação à habitação, o fator foi definido como “vulnerabilidade habitacional” para refletir seu impacto nessas questões.

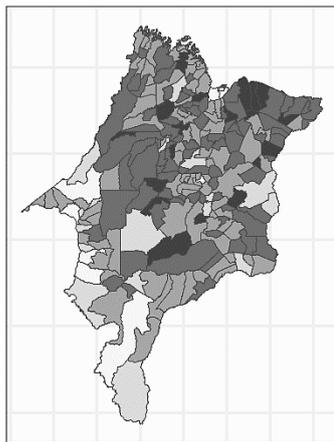
Por fim, o fator 4 (F4) possui carga fatorial significativa apenas para a variável difusão cultural (X11), tornando sua análise mais direta ao refletir apenas o investimento individual em atividades culturais. Desse modo, o fator foi nomeado “acesso à cultura”, pois quanto

maior o valor de X11 maior o acesso e engajamento com as atividades culturais disponíveis na região estudada.

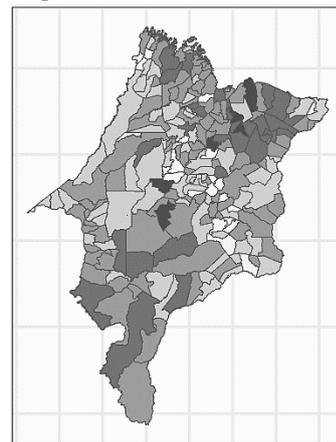
Assim, esse conjunto de fatores multifacetados oferecem um amplo diagnóstico do contexto socioeconômico do Maranhão e entender seu comportamento possibilita identificar problemas e setores que demandam intervenções específicas para promover qualidade de vida à população. Para facilitar a análise, as variáveis latentes estão representadas espacialmente na Figura 1. A partir dos escores obtidos dos fatores, foram estabelecidas cinco categorias: muito baixo, baixo, médio, alto e muito alto⁶.

Figura 1 - Representação espacial dos fatores dos municípios do Maranhão, 2010

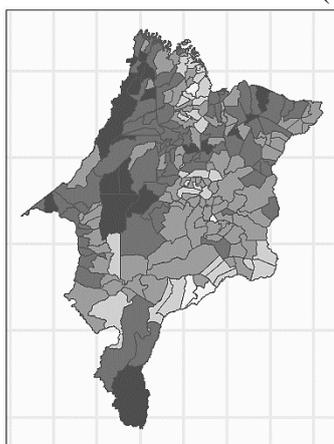
a) Vulnerabilidade socioeconômica (F1)



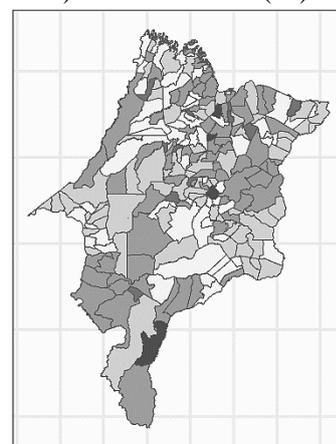
b) Saúde precária e mortalidade infantil (F2)



c) Vulnerabilidade habitacional (F3)



d) Acesso à cultura (F4)



Fonte: Elaboração dos autores.

A Figura 1 (a) mostra a representação espacial do fator vulnerabilidade socioeconômica. Verifica-se que, em média, 80% dos municípios do estado apresentam uma vulnerabilidade socioeconômica média ou alta, enquanto apenas 11,5% têm baixa ou muito baixa vulnerabilidade. A capital do estado, São Luís, possui um contexto histórico de maior atividade econômica, levando a um maior desenvolvimento socioeconômico e menor vulnerabilidade socioeconômica. Os municípios localizados na microrregião Gerais de Balsas (Sul Maranhense) fazem parte da fronteira agrícola MATOPIBA⁷ e possuem uma

⁶ Os intervalos das categorias utilizadas são: “muito baixo” abrange valores de 0 (inclusive) até 21 (exclusive); “baixo”, de 21 (inclusive) até 41 (exclusive); “médio”, de 41 (inclusive) até 61 (exclusive); “alto”, de 61 (inclusive) até 81 (exclusive); e “muito alto”, maior ou igual a 81.

⁷ MATOPIBA é um acrônimo referente às duas primeiras letras dos estados em que compõem a divisa: Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia. A região em questão é uma fronteira agrícola especializada na produção de

vulnerabilidade socioeconômica baixa ou muito baixa, o que pode estar atrelado a expansão da produção agrícola, gerando empregos e aumentando a arrecadação de impostos. Por outro lado, a microrregião Lençóis Maranhenses (região norte), conhecida pelo grande apelo turístico, destaca-se por apresentar a maior concentração de localidades com vulnerabilidade socioeconômica elevada. Essa situação contraria estudos que defendem a hipótese de que o turismo tem a capacidade de colaborar na redução da pobreza. A definição de pobreza é um fenômeno multidimensional que não se resume apenas à análise da renda per capita da população (Faria, Hidalgo, 2013). Estudos indicam que o turismo está relacionado ao aumento da renda per capita e formalização do trabalho (Malta, Faria, 2017), o que explica a correlação positiva existente entre o turismo e a renda per capita.

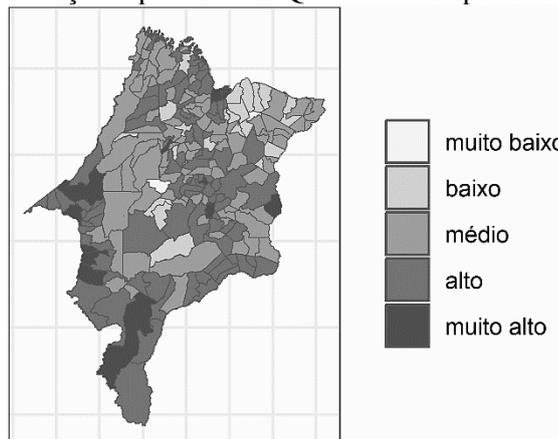
O indicador de saúde precária e mortalidade infantil é apresentado na Figura 1 (b). Verifica-se que 25% dos municípios, localizados nas regiões Norte e Sul, possuem classificação média, alta ou muito alta, o que indica uma saúde precária e alta mortalidade na população infantil. No geral, 42% das localidades apresentaram um F2 muito baixo ou baixo, sinalizando uma saúde satisfatória e baixa mortalidade infantil. No que se refere ao fator vulnerabilidade habitacional, Figura 1(c), 45% dos municípios são classificados com um nível alto ou muito alto de vulnerabilidade. As microrregiões Gurupi, Imperatriz e Pindaré na região Oeste do estado do Maranhão possuem os maiores níveis de vulnerabilidade habitacional. Finalmente, o fator acesso à cultura é apresentado espacialmente na Figura 1 (d) e indica uma situação de baixa difusão cultural no estado. Tem-se que 60% dos municípios apresentam um acesso à cultura baixo ou muito baixo, com exceção de algumas cidades como Tasso Fragoso, com seu patrimônio histórico-cultural retratados em registros ancestrais arqueológicos, Santo Antônio Lopes, com suas festividades religiosas e juninas, e Alcântara, com uma rica tradição arquitetônica. Nestes casos, é possível que a gestão municipal promova o gasto com cultura para manutenção da atividade turística.

Com o objetivo de aprimorar a análise, foram extraídos fatores latentes para construção de um indicador de desenvolvimento, denominado Índice Relativo de Qualidade de Vida (IRQV) – Figura 2. Esse índice fornece uma medida agregada da qualidade de vida em cada localidade analisada, contemplando suas diferentes dimensões. Cada variável latente contribui para a pontuação final do IRQV, considerando sua importância relativa na explicação da variância dos resultados. É possível observar que os dois maiores municípios e principais centros urbanos do estado, São Luís (Norte) e Imperatriz (Oeste), exibem um IRQV muito alto. O caso de São Luís se destaca na região Norte, dado que a região concentra a maior parte dos municípios com baixo ou muito baixo IRQV no estado. Por outro lado, os municípios da região Sul e Sudoeste do estado apresentam uma qualidade de vida média, alta ou muito alta. No geral, o IRQV médio do estado do Maranhão aproxima-se de 59%. Os menores IRQV pertencem aos municípios Marajá do Sena (19,44) e Belágua (20,17).

A disparidade intraestadual pode ser explicada pela região agropecuária MATOPIBA, situada no sul do estado, que, além de impactos ambientais e sociais, impulsiona o desenvolvimento dos estados em que se localiza. Como a vulnerabilidade socioeconômica (fator que mais explica a variabilidade dos dados) é baixa na região, o IRQV dos municípios é alto apesar de resultados preocupantes quando se analisa os demais fatores. As baixas condições de saúde e alta vulnerabilidade habitacional revelam os efeitos negativos da expansão do capital nessa região. Um exemplo, abordado no estudo de Lemos (2015), é a ocupação de áreas tradicionalmente cultivadas por agricultores familiares, o que estimula o desemprego, a desestruturação dos trabalhadores agrícolas, a acumulação de terras, a expansão da monocultura e a deterioração ambiental nestas áreas (Lima, 2019; Moura, Campos, 2022).

grãos, que se destaca por apresentar relevo suave, clima favorável, disponibilidade hídrica e infraestrutura de maquinário e implementos agrícolas (Pereira et al., 2018).

Figura 2 - Distribuição espacial do IRQV dos municípios do Maranhão, 2010



Fonte: Elaboração dos autores.

Adicionalmente, os resultados revelaram que o município de São Luís se destacou como o mais desenvolvido em comparação aos demais, enquanto Matões do Norte foi identificado como o município com menor nível de desenvolvimento. Além disso, verificou-se que as regiões Sul e Oeste do estado apresentaram a maior concentração de municípios com um alto IRQV, enquanto as regiões Norte, Leste e Centro mostraram uma maior concentração de municípios com um IRQV baixo. Esses achados são consistentes com os resultados encontrados por Cardoso e Ribeiro (2015) no estado de Minas Gerais, onde também foi observada uma divisão socioeconômica regional entre o Norte (menos desenvolvido) e o Sul (mais desenvolvido) em termos de IRQV.

3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e Análise Econométrica Espacial

No contexto do desenvolvimento socioeconômico dos municípios brasileiros, é importante analisar a relação do IRQV e outras medidas relevantes. Uma dessas medidas é o Fundo de Participação Municipal (FPM), um repasse financeiro de uso incondicional, obrigatório e sem contrapartida da União para os municípios, composto por 22,5% da arrecadação do Imposto de Renda e Imposto sobre Produtos Industrializados (Ribeiro, 2023). O FPM é uma importante fonte de recursos para os municípios brasileiros, especialmente para aqueles com menor capacidade de arrecadação própria. No entanto, é necessário avaliar se os recursos do FPM destinados à saúde e educação – que devem ser, respectivamente, de pelo menos 15% e 25% - estão sendo aplicados de forma eficiente e eficaz para melhorar a qualidade de vida da população. Desse modo, a análise conjunta do IRQV e o FPM pode gerar informações relevantes sobre o desenvolvimento socioeconômico das localidades analisadas, permitindo identificar áreas que precisam de melhorias na gestão pública.

Dado o contexto e o objetivo da análise, será utilizada a matriz torre que considera apenas as fronteiras físicas com extensão diferente de zero, excluindo a relação das variáveis nos vértices (Almeida, 2012). O FPM não considera a distribuição geográfica como critério de cálculo, entretanto, pode haver interações e efeitos locais entre municípios vizinhos, influenciando indiretamente a parcela do município no fundo e justificando a escolha da matriz torre. Desta maneira, espera-se que municípios com IRQV mais elevado tem maior capacidade de arrecadação própria e, portanto, recebam menos recursos do FPM⁸. ao passo que municípios com IRQV mais baixo podem depender mais dos recursos do FPM para a realização de investimentos e prestação de serviços públicos.

Na Tabela 3, são apresentados os resultados da estatística I de Moran Global, calculada utilizando a matriz de pesos espaciais torre. A escolha dessa matriz foi baseada no

⁸ O valor do FPM utilizado é uma taxa calculada como a divisão da média dos repasses da união recebidos pelo município no período de 2000 a 2009 divididos por sua respectiva população em 2010.

fato de ter obtido o maior valor de I de Moran, o que a torna a mais apropriada para analisar a autocorrelação espacial. Os resultados revelam a presença de uma autocorrelação espacial positiva nas variáveis selecionadas, o que significa que a distribuição espacial dessas variáveis não ocorre aleatoriamente. Tais resultados indicam a existência de agrupamentos geográficos de municípios concentrados com níveis semelhantes, evidenciando um padrão espacial significativo na distribuição dessas variáveis que é plotado na Figura 3, para o FPM e para o IRQV.

Tabela 3 - Indicador de autocorrelação espacial – I de Moran Global

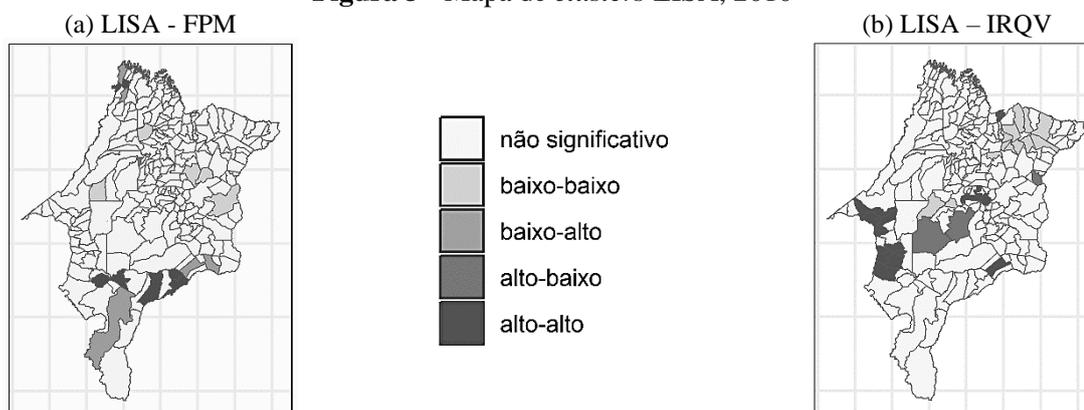
Indicador	Coefficiente	P-valor
IRQV	0,3695	0,000
FPM	0,1124	0,006
Fator 1	0,3121	0,000
Fator 2	0,2571	0,000
Fator 3	0,5019	0,000
Fator 4	0,0780	0,038

Fonte: Elaboração dos autores.

Nota: O FPM utilizado é uma taxa calculada pela razão da média de repasses da união recebidos pelo município de 2000 a 2009 e sua respectiva população.

O mapa de *clusters* LISA mostra apenas os municípios que obtiveram um índice I de Moran significativo para um nível de confiança de 95%. Na Figura 3 (a), verifica-se que há uma concentração de municípios na região Sul com um repasse do governo federal relativamente alto e que são rodeados por municípios que tiveram alto repasse. Ademais, destacam-se os *clusters* baixo-baixo, que demonstram municípios que apresentaram baixo FPM e que são vizinhos de municípios com baixo FPM entre 2000 e 2009. No que se refere ao IRQV, Figura 3 (b), há uma concentração de *clusters* baixo-baixo na mesorregião Lençóis Maranhenses (região Norte do estado), o que indica baixa qualidade de vida para os municípios e seus vizinhos. Em alguns outros municípios, como Imperatriz e São Luís, predominam os *clusters* alto-alto, o que já era esperado dado os resultados da AF.

Figura 3 - Mapa de *clusters* LISA, 2010



Fonte: Elaboração dos autores.

Com o objetivo de uma análise mais aprofundada desses dados, será empregado o modelo econométrico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para verificar a adequação estatística das variáveis explanatórias na explicação das influências observadas, sem considerar a correlação espacial. Nessa perspectiva, a variável dependente selecionada será o FPM, enquanto as variáveis independentes abrangerão os fatores: vulnerabilidade socioeconômica (F1), saúde precária e mortalidade infantil (F2), vulnerabilidade habitacional (F3) e acesso à cultura (F4).

Tabela 4 - Resultados da estimação dos modelos de regressão e espaciais

Coefficientes	MQO	SAR	SEM	SAC	SDM	SDEM
Intercepto	2,733*** (0,052)	2,292*** (0,256)	2,770*** (0,053)	4,668*** (0,379)	2,175*** (0,256)	2,547*** (0,095)
F1	0,112*** (0,029)	0,115*** (0,029)	0,125*** (0,029)	0,128*** (0,027)	0,129*** (0,029)	0,125*** (0,029)
F2	-0,056** (0,0270)	-0,05 (0,026)	-0,05** (0,027)	-0,038 (0,024)	-0,042 (0,027)	-0,044 (0,027)
F3	-0,087** (0,031)	-0,081** (0,030)	-0,079** (0,031)	-0,056** (0,027)	-0,075** (0,031)	-0,078** (0,031)
F4	-0,046* (0,022)	-0,041 (0,022)	-0,039* (0,022)	-0,025** (0,019)	-0,038* (0,022)	-0,041* (0,022)
WXF1					-0,114** (0,055)	-0,099* (0,055)
WXF2					-0,056 (0,050)	-0,065 (0,052)
WXF3					-0,037 (0,055)	-0,045 (0,057)
WXF4					-0,048 (0,037)	-0,054 (0,039)
I de Moran	0,102***					
Breusch-Pagan	23,006***					
Jarque-Bera	73,026***					
AIC	107,276	105,323	105,172	100,088	105,686	106,433
BIC	127,555	128,983	128,831	127,128	142,865	143,612
Pseudo R^2		0,159	0,160	0,348	0,186	0,183
LM λ	4,64**					
LM ρ	4,84**					
LM λ (robusto)	0,02					
LM ρ (robusto)	0,22					
LM $\lambda\rho$	4,86*					
λ			0,1802** (0,091)	0,679*** (0,085)		0,120 (0,093)
ρ		0,164** (0,087)		-0,642*** (0,131)	0,138 (0,092)	

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados.

Notas: O tamanho da amostra N foi de 217. Variáveis em logaritmo natural. Erro-padrão entre parênteses. ***, ** e * denotam significância ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente. O R^2 ajustado do modelo MQO foi de 0,122.

Ao analisar os resultados apresentados na Tabela 4, observa-se, inicialmente, que há evidências de heteroscedasticidade por meio do teste de Breusch-Pagan e ausência de distribuição normal dos resíduos pelo teste Jarque-Bera – apesar da análise do histograma mostrar são quase normais. Ademais, as variáveis independentes foram extraídas por meio da análise fatorial, logo, diminui a probabilidade de existir problema de multicolinearidade, uma vez que não agrupa variáveis altamente correlacionadas⁹.

A tabela 4 apresenta a regressão por MQO da média do FPM de 2000 a 2009 no município contra os fatores F1, F2, F3 e F4. Ao examinar os resultados, constata-se a existência de autocorrelação espacial nos resíduos da regressão estimada por meio do método MQO, dado que o teste estatístico I de Moran rejeita a hipótese nula de independência espacial. No que se refere às estimativas dos modelos espaciais, os testes de Lagrange apresentaram evidências de autocorrelação espacial. Os testes LM λ e o teste-LM ρ são significativos a 5%, e LM $\lambda\rho$ significativo a 10%, o que indica a necessidade de estimar modelos que considerem a estrutura espacial dos dados. Sendo assim, conforme Anselin (1996), optou-se pelo modelo SAC que é uma junção do modelo com erro e defasagem. Essa escolha foi feita com base nos critérios de informação de AIC e BIC, onde o modelo SAC apresentou os menores valores para essas estatísticas, além de exibir o maior pseudo R^2 . Adicionalmente, também foram testados os modelos SDM e SDEM, que considera a matriz de pesos WX, com o objetivo de testar se há efeito de transbordamento localizado para os municípios vizinhos. Os testes para defasagem autorregressiva ρ e erro λ dos referidos modelos não apresentaram significância estatística, sugerindo a falta de evidências de transbordamento espacial na matriz de pesos WX.

No modelo SAC, verifica-se que o termo autorregressivo da variável dependente, ρ , e o termo de autocorrelação espacial no erro, λ , são significativos a nível de 1%, o que revela o efeito médio das regiões vizinhas em dado município. O valor de λ ser positivo indica que a influência espacial dos municípios sobre o FPM é positiva, ou seja, valores semelhantes estão próximos um do outro no espaço geográfico. O valor negativo de ρ indica que existe uma autocorrelação espacial global negativa, ou seja, um alto (baixo) valor do FPM nos municípios vizinhos diminui (aumenta) o valor do FPM no município analisado (Almeida, 2012).

A análise dos coeficientes estimados revela que o coeficiente de F1 é altamente significativo do ponto de vista estatístico e apresenta um sinal positivo, indicando que o FPM é maior em municípios com alta vulnerabilidade socioeconômica. Já a estimativa de F2 não se mostrou significativa estatisticamente. O coeficiente de F3 é negativo e significativo, o que sugere que quanto maior a vulnerabilidade habitacional no município, menor o FPM. Além disso, o coeficiente de F4 foi negativo e significativo, indicando que o FPM é mais elevado em municípios com uma menor difusão cultural. Esses resultados evidenciam as relações entre os fatores analisados e o fundo de participação dos municípios, demonstrando como as variações nas variáveis independentes influenciam os níveis de repasse do FPM. De modo geral, é possível concluir que o FPM é maior em municípios com baixo IRQV, conforme os resultados da AF e o alto poder explicativo de F1 na variância do indicador.

Diante disso, de acordo com os resultados da AF, verifica-se que o fator vulnerabilidade socioeconômica é o que mais explica o IRQV. Dessa maneira, é possível concluir que um alto valor de F1 associa-se à um baixo IRQV e alto FPM. Isso sugere que municípios com alta vulnerabilidade socioeconômica tendem a receber maiores repasses da união, o que pode estar vinculado às maiores necessidades prioritárias desses municípios em

⁹ A AF permite agrupar as variáveis em fatores latentes, levando em conta sua correlação e estrutura subjacente. Ao agrupar variáveis altamente correlacionadas em fatores, reduz-se a dependência linear entre as variáveis independentes incluídas no modelo, mitigando assim os efeitos indesejados da multicolinearidade.

termos de investimentos em esferas como saúde, educação, infraestrutura, entre outras. Tais resultados vão de encontro ao estudo de Massardi e Abrantes (2015) que identifica uma relação negativa entre o nível de dependência do FPM e o Indicador Firjan de Desenvolvimento Econômico (IFDM), indicando que municípios com baixo desenvolvimento socioeconômico recebem uma quantidade mais expressiva de receitas de transferências.

Os resultados encontrados a partir da AF e da análise espacial revelam, para os municípios do estado do Maranhão, um cenário de baixa qualidade de vida em que mais de 50% das localidades analisadas apresentam alta ou muito alta vulnerabilidade socioeconômica. Como era previsto, esses municípios recebem um repasse da união maior para que consiga fazer frente aos problemas socioeconômicos e de infraestrutura existentes. A análise da realidade do estado do Maranhão expõe uma significativa heterogeneidade entre os municípios, caracterizada por diferenças notáveis em termos socioeconômicos, saúde, habitacionais e cultural, o que influencia na qualidade de vida. Essa divergência intermunicipal evidencia desafios complexos para promover um desenvolvimento equitativo e sustentável em toda a região.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo elaborar um IRQV para os municípios maranhenses e investigar sua relação com os repasses da união para os municípios. Das dezesseis variáveis utilizadas nas análises de estatísticas multivariada foram extraídos quatro fatores: vulnerabilidade socioeconômica, saúde precária e mortalidade infantil, vulnerabilidade habitacional e acesso à cultura. Os fatores permitem uma redução das variáveis de modo a possibilitar a extração de informações cruciais para alcançar o objeto de estudo.

No geral, os resultados indicam que há uma disparidade intermunicipal, evidenciando desafios complexos para promoção da qualidade de vida. Algumas localidades com baixo desenvolvimento econômico, ou seja, baixa qualidade de vida, recebem um maior FPM. O município que recebe o FPM deve investir obrigatoriamente em saúde e educação, a associação destacada anteriormente ressalta a necessidade de revisão e aprimoramento das políticas públicas nessas áreas. Adicionalmente, canalizar esforços para incentivar a criação de empregos, fortalecer o setor produtivo e atrair investimentos pode contribuir para superar as discrepâncias existentes, assegurando que os recursos do FPM sejam efetivamente empregados para promover o desenvolvimento socioeconômico e melhorar o padrão de vida das comunidades locais.

Os resultados deste estudo contribuem para literatura que trata índices da qualidade de vida, partindo da análise de um estado classificado com IDH “médio”, que pertence a uma das regiões mais pobres do país. Logo a análise dos municípios do estado sinaliza quais regiões estão piores em termo de qualidade de vida e carecem de políticas imediatas e como se relacionam com os repasses da união, o FPM. É importante salientar que os dados utilizados neste trabalho são, em sua maioria, do Censo Demográfico de 2010 de modo que vários aspectos podem ter sofrido alterações nestes municípios, ressaltando a necessidade de estudos futuros com dados mais recentes, possibilitando identificar a trajetória dos municípios ao longo dos anos e se essa relação de baixa qualidade de vida e alto FPM continua, é esperado que o município evolua em termos de desenvolvimento econômico auxiliado pelos repasses do governo.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, A. C. **A qualidade de vida no estado do Rio de Janeiro**. Niterói: Eduff, 1997.

- ALMEIDA, ES de et al. O fator " agora é Lula" na eleição presidencial de 2002. Texto para Discussão n°, v. 1, 2007.
- ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial**. Campinas–SP. Alínea, v. 31, 2012.
- ANSELIN, L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: **Spatial analytical perspectives in GIS and Socio-Economic**. London: Taylor e Francis. London. p 111-125, 1996.
- ANSELIN, L. **Interactive techniques and exploratory spatial data analysis**. 1996.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ARAÚJO, Herton Ellery et al. Desigualdade da renda no território brasileiro. 2010.
- ASHLEY, C; GOODWIN, H. Turismo pro-pobre: ¿Qué ha ido bien y qué há ido mal? El Salvador: **Overseas Development Institute**, 2007.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **O índice de desenvolvimento da família (IDF)**. Rio de Janeiro: Ipea, 2003. (Texto para Discussão, n. 986).
- BARTLETT, M. S. **The statistical conception of mental factors**. British Journal of Psychology, v. 28, p. 97-104, 1937.
- BELTRÃO, K. I.; SUGAHARA, S. Infra-estrutura dos domicílios brasileiros: uma análise para o período 1981-2002. Rio de Janeiro: **Ipea**, mar. 2005. 67p. (Texto para Discussão, n. 1.077).
- BETARELLI, A. A.; SIMÕES, R. A dinâmica setorial e os determinantes locais das microrregiões paulistas. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 4, p. 641-670, 2011. Disponível em: <<http://goo.gl/2GdVJT>>.
- BIVAND, R. S., PEBESMA, E. J., GOMEZ-RUBIO, V., & PEBESMA, E. J. (2008). Applied spatial data analysis with R (Vol. 747248717, pp. 237-268). New York: Springer.
- BRASIL. [Constituição (1988)]. **Constituição da República Federativa do Brasil**: promulgada em 5 de outubro de 1988. 4. ed. São Paulo: Saraiva, 1990.
- BRESSER-PERREIRA, Luiz Carlos. **Crescimento e Desenvolvimento Econômico**. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Luiz_Bresser-Pereira/publication/266495722_O_processo_historico_do_desenvolvimento_economico/links/57c75cb608ae9d64047e9979.pdf>. Acesso em: out/2022.
- CARDOSO, D. F.; RIBEIRO, L. C. S. Índice Relativo de Qualidade de Vida para os Municípios de Minas Gerais. **Planejamento e Políticas Públicas**, n.45, 2015.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. Spatial processes: models & applications. Taylor & Francis, 1981.
- CRAVO, Túlio Antonio; RESENDE, Guilherme Mendes; CRUZ, Bruno de Oliveira. Mensurando as disparidades regionais no Brasil: Salários, custo de vida e amenidades locais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 73, p. 1-28, 2019.
- FARIA, D. M. C. P.; HIDALGO, M. M. Desarrollo, turismo y pobreza: una mirada crítica. **Estudios Turísticos**, v. 192, p. 69-86, 2013.
- FURTADO, C. **Economia do desenvolvimento**: curso ministrado na PUC-SP em 1975/Celso Furtado – Rio de Janeiro: Contraponto: Centro Internacional Celso Furtado, 2008.il. – (Arquivo Celso Furtado; v.2). 254 p.
- HAIR, J. G.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. **Multivariate data analysis**. Prentice Hall. New Jersey, 2009.
- IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua. Notas Metodológicas. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. (1). Rio de Janeiro, 2014.
- JOHNSON, R. A., WICHERN, D. W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 6th edition, 2007.
- Kaiser, H. F. The application of electronic computers to factor analysis. **Educational and psychological measurement**, 1960.
- KAISER, H. F.; RICE, J. Little Jiffy, mark IV. **Educational and Psychological Measurement**, n. 34, p. 111-117, 1974.

Krugman, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of political economy**, v. 99, n. 3, p. 483-499, 1991.

JORGE, M. A. *et al.* Cálculo e implementação do índice de desenvolvimento da gestão municipal (IDGM) do município de Itabaiana/SE. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 34, p. 9-34, 2010.

LEMOS, J. J. S. Efeitos da expansão da soja na resiliência da agricultura familiar no Maranhão. **Revista de Política Agrícola**, v. 24, n. 2, p. 26-37, 2015.

LIMA, D. A. Terra, trabalho e acumulação: o avanço da soja na região Matopiba. 2019. 291 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2019.

MALTA, G. A. P.; FARIA, D. M. C. P. Perspectivas Da Redução Da Pobreza Pelo Turismo: Proposta Metodológica Para a Análise Do Projeto De 65 Destinos Indutores Do Desenvolvimento Turístico Regional Em Minas Gerais (2007/2010). **RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 3, n. 35, 2017.

MASSARDI, Wellington de Oliveira; ABRANTES, Luiz Antonio. Esforço fiscal, dependência do FPM e desenvolvimento socioeconômico: um estudo aplicado aos municípios de Minas Gerais. **REGE-Revista de Gestão**, v. 22, n. 3, p. 295-313, 2015.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2020.

MITCHELL, J.; ASHLEY, C. *Tourism and Poverty Reduction: Pathways to Prosperity*. London: Earthscan, 2010.

Moura, J. E. A., & Campos, K. C. ASSIMETRIAS DO DESENVOLVIMENTO RURAL: UMA ANÁLISE PARA O MATOPIBA BRASILEIRO. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 63, 2022.

PEREIRA, C. N.; CASTRO, C. N.; PORCIONATO, G. L. Expansão da agricultura no Matopiba e impactos na infraestrutura regional. **Revista de Economia Agrícola**, v. 65, n. 1, p. 15-33, jan.-jun. 2018.

PEROBELLI, Fernando Salgueiro et al. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova economia**, v. 17, p. 65-91, 2007.

PNUD – programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. **Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil**. [S.l.], 2013.

RIBEIRO, Clarice Pereira de Paiva. Os critérios de distribuição do Fundo de Participação dos Municípios (FPM-Interior) e suas implicações no desenvolvimento socioeconômico dos municípios brasileiros. **CADERNOS DE FINANÇAS PÚBLICAS**, v. 23, n. 01, 2023.

RIBEIRO, L. C. S. et al. A indústria do lazer no Brasil e sua relação com o desenvolvimento municipal. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 8, n. 1, p. 77-91, 2014.

ROCHA, Roberta Moraes; MAGALHÃES, André Matos. Qualidade das amenidades urbanas: Uma estimação da propensão marginal a pagar para as regiões metropolitanas do Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 41, p. 59-90, 2011.

SILVA, R. G.; RIBEIRO, C. G. Análise da degradação ambiental na Amazônia Ocidental: um estudo de caso dos municípios do Acre. **Revista Brasileira de Economia Rural**, v. 42, n. 1, p. 93-112, 2004.

SILVEIRA, N.; Raul da Mota.; MENEZES, T. A. Preferência revelada e arbitragem espacial: determinando um ranking de qualidade de vida para as regiões metropolitanas do Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 361-380, 2008.

SOMARRIBA, N.; PENA, B. Synthetic indicators of quality of life in Europe. **Social Indicators Research**, v. 94, n. 1, p. 115-133, 2009.

SOUTO, A. L. S. et al. Como reconhecer um bom governo? O papel das administrações municipais na melhoria da qualidade de vida. **Revista Pólis**, n. 21, 1995.

Spearman, C. (1904). “General intelligence”: Objectively determined and measured. **The American Journal of Psychology**, 15(2), 201–292, 1904. doi:10.2307/1412107