

MORTALIDADE INFANTIL E DESIGUALDADE REGIONAL NO NORDESTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL DE LONGO PRAZO COM DADOS EM PAINEL

Fladia Valeria Dantas dos Santos¹

Naanda Kaanna Matos de Souza²

Luis Abel da Silva Filho³

RESUMO: Este estudo investiga os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil por causa associadas às doenças infecciosas intestinais, nos municípios do Nordeste brasileiro entre 2007 e 2021, com ênfase na dimensão espacial do fenômeno. Parte-se da hipótese de que a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) apresenta efeitos espaciais significativos, ou seja, que o risco de mortalidade em um município é influenciado não apenas por suas características internas, mas também pelas condições socioeconômicas dos municípios vizinhos. Com base em dados em painel e na aplicação de testes de autocorrelação espacial, foi adotado o modelo *Spatial Durbin Model* (SDM), que permite captar os efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas. Os resultados revelam que a cobertura vacinal e o número de famílias beneficiadas pelo Bolsa Família reduzem significativamente a TMI por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, com coeficientes de -1,43 e -1,20, respectivamente, inclusive com efeitos positivos em municípios limítrofes. Por outro lado, variáveis como PIB per capita e gastos com saneamento não apresentaram impacto estatisticamente relevante. A análise espacial identificou a persistência de clusters de alta mortalidade em áreas interioranas e historicamente vulneráveis. Conclui-se que políticas públicas territoriais, articuladas e sensíveis à distribuição espacial das desigualdades são fundamentais para enfrentar o problema, apontando também para futuras investigações que incorporem dimensões ambientais, institucionais e interseccionais.

PALAVRAS-CHAVE: Mortalidade infantil; Análise espacial; Determinantes socioeconômicos.

Abstract: This study examines the socioeconomic determinants of infant mortality across municipalities in Brazil's Northeast region from 2007 to 2021, with a particular focus on the spatial dimension of the phenomenon. The underlying hypothesis is that the infant mortality rate (IMR) exhibits significant spatial effects, that is, mortality risk in a given municipality is influenced not only by its internal characteristics but also by the socioeconomic conditions of neighboring municipalities. Using panel data and spatial autocorrelation tests, the Spatial Durbin Model (SDM) was adopted, as it captures both the direct and indirect effects of explanatory variables. The results reveal that vaccination coverage and the number of families receiving Bolsa Família benefits significantly reduce IMR, including positive spillover effects in adjacent municipalities. Conversely, variables such as per capita GDP and public sanitation expenditures showed no statistically significant impact. Spatial analysis identified persistent clusters of high infant mortality in inland and historically vulnerable areas. The findings suggest that territorially

¹ Professora do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – Urca;

² Professora do Departamento de Enfermagem da Universidade Regional do Cariri – Urca;

³ Professor do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri – Urca; Pesquisador Visitante do IPEA; Pesquisador Associado do NEREUS-FEA-USP.

articulated public policies, which are sensitive to the spatial distribution of inequalities, are essential for addressing the issue. Future research should incorporate environmental, institutional, and intersectional dimensions.

Keywords: Infant mortality; Spatial analysis; Socioeconomic determinants.

ÁREA DE SUBMISSÃO: Análise de dados espaciais e Econometria Espacial.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C21; C31; I15.

1. INTRODUÇÃO

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é um dos indicadores mais relevantes para avaliar as condições de vida de uma população (Paes & Silva, 2020), sendo amplamente utilizada para aferir a situação de saúde em países e regiões (Caldeira et al., 2005). Sua importância reside, em grande medida, no fato de que muitas das causas de óbito em crianças pequenas são consideradas evitáveis, ou seja, passíveis de serem prevenidas mediante intervenções oportunas e eficazes, que impeçam sua evolução para desfechos fatais (Boing & Boing, 2008). Entre essas causas, destacam-se as doenças infecciosas intestinais, como a diarreia, que ainda representam um desafio persistente à saúde infantil no Brasil (Bonfim, 2014).

Essa problemática está inserida em um esforço global de combate à mortalidade infantil, com destaque para os compromissos assumidos no âmbito dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM), estabelecidos pela Organização das Nações Unidas (ONU), que previam a redução da mortalidade de crianças menores de cinco anos. Apesar dos avanços, milhões de crianças ainda morrem anualmente por causas evitáveis, demonstrando a urgência da continuidade de políticas públicas eficazes, especialmente em países em desenvolvimento (Tavares et al., 2016).

No Brasil, diversos estudos têm evidenciado a estreita relação entre mortalidade infantil e condições socioeconômicas, destacando a importância de compreender seus determinantes como forma de subsidiar políticas públicas mais eficazes (França et al., 2001). Problemas como a diarreia, por exemplo, historicamente figuraram entre as principais causas de morte infantil em países em desenvolvimento, sobretudo nas décadas de 1980 e 1990, sendo fortemente associadas a fatores ambientais, nutricionais e socioeconômicos (Irfi, Oliveira & Barbosa, 2008). A persistência desses fatores em contextos de pobreza evidencia a complexidade do fenômeno.

Nesse sentido, os métodos de análise espacial têm se mostrado cada vez mais relevantes para a compreensão da mortalidade infantil, pois permitem investigar a distribuição da incidência no território e identificar padrões de risco entre áreas vizinhas (Shimakura et al., 2001; Silva & Silva, 2020; Pasklan et al., 2020). A dimensão territorial do problema é particularmente crítica no Semiárido brasileiro, região marcada por profundas desigualdades sociais, baixa infraestrutura de saneamento e escassez hídrica. Estudos como o de Rocha & Soares (2015) demonstram que os efeitos da seca estão diretamente relacionados ao aumento da TMI, ao menor peso ao nascer e à redução do tempo gestacional, tendo como causas principais as infecções intestinais e a desnutrição. A escassez de água potável, agravada pela seca, compromete o acesso a condições adequadas de higiene e saneamento, favorecendo a propagação de doenças de veiculação hídrica, como a diarreia, especialmente entre crianças pequenas.

Considerando esse conjunto de fatores, a utilização de ferramentas espaciais torna-se estratégica para compreender a persistência e a localização de clusters de

mortalidade evitável. Segundo Silva & Silva (2020), a análise espacial contribui para identificar as áreas mais vulneráveis e orientar políticas públicas mais direcionadas. Nesse contexto, estudar a distribuição geográfica de óbitos infantis por causas evitáveis, como a diarreia, torna-se essencial para subsidiar intervenções capazes de mitigar os riscos sanitários e promover maior equidade no acesso à saúde.

Diante disso, o presente estudo justifica-se por buscar compreender os determinantes socioeconômicos da TMI por causas associadas a diarreia, com base em uma abordagem espacial aplicada aos municípios do Nordeste brasileiro entre 2007 e 2021. Considerando os baixos níveis de desenvolvimento humano em grande parte desses territórios e os efeitos deletérios da escassez de água sobre a saúde infantil (Rocha & Soares, 2015), a hipótese que orienta esta pesquisa é a de que a TMI apresenta efeitos espaciais significativos, ou seja, que a mortalidade em um município é influenciada não apenas por suas características internas, mas também pelas condições socioeconômicas das áreas vizinhas. Conforme argumentam Shimakura et al. (2001), compreender os determinantes territoriais da mortalidade infantil é fundamental para avançar no processo de desenvolvimento e na melhoria das condições de vida e saúde da infância no Brasil.

Este artigo está organizado em cinco seções, além desta introdução. Na segunda seção, apresenta-se uma revisão da literatura sobre os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil, com ênfase nos estudos que incorporam abordagens espaciais. A terceira seção detalha os procedimentos metodológicos adotados, incluindo a caracterização da área de estudo, o período de análise, as bases de dados utilizadas, a especificação dos modelos econométricos e os testes de escolha entre efeitos fixos, aleatórios e modelos espaciais. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados empíricos da análise, com destaque para os efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas sobre a TMI. A quinta e última seção traz as considerações finais, sintetizando os principais achados, discutindo as implicações para a formulação de políticas públicas e apontando caminhos para futuras pesquisas que explorem dimensões ambientais, institucionais e interseccionais associadas à mortalidade infantil.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A taxa de mortalidade infantil (TMI) no Brasil tem apresentado uma tendência de declínio nas últimas décadas, refletindo avanços em políticas públicas e intervenções em saúde. Durante os anos 1980, a ampla disseminação da Terapia de Reidratação Oral (TRO) foi responsável por uma significativa redução nos óbitos infantis decorrentes de diarreia aguda. Apesar desses avanços, em 1991 a diarreia ainda provocava cerca de 4,5 milhões de mortes entre crianças menores de cinco anos, sendo aproximadamente 60% atribuídas à desidratação (Neto et al., 1991). Diante desse cenário, múltiplos estudos têm se dedicado à investigação dos determinantes da TMI, com especial atenção às desigualdades socioeconômicas e à qualidade dos serviços de saúde.

Boing e Boing (2008) analisaram dados de 296 municípios brasileiros com população superior a 80 mil habitantes, entre 2000 e 2002, com o intuito de testar a associação entre mortalidade infantil por causas evitáveis e indicadores socioeconômicos e de investimentos em saúde. Os autores identificaram que os municípios com maior mortalidade por causas evitáveis apresentavam também menores Índices de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) e maior desigualdade de renda, medida pelo coeficiente de Gini. Tais resultados reforçam o papel das condições socioeconômicas na determinação dos óbitos infantis.

No contexto nordestino, embora a tendência de queda da TMI tenha se mantido, os níveis ainda são alarmantes. Souza et al. (2001), ao analisarem os estados do Nordeste entre 2001 e 2015, identificaram comportamentos estacionários da taxa em determinadas unidades federativas, o que aponta para a persistência de desigualdades regionais. Estudos em Salvador (BA) corroboram esse panorama: Guimarães et al. (2001) observaram queda expressiva de 78,8% na mortalidade infantil proporcional por diarreia entre 1977 e 1995. Complementarmente, Silva (2001) verificou redução de 91,9% da TMI induzida por diarreia entre 1977 e 1998, embora o risco de morte por essa causa permanecesse 90% maior em estratos sociais mais baixos, indicando a reprodução de iniquidades sociais na saúde infantil.

Análise semelhante foi realizada em Recife (PE) por Nascimento et al. (2011), para o período de 2000 a 2009. Os autores identificaram queda do coeficiente de mortalidade infantil de 20,4 para 12,1 por mil nascidos vivos, sendo 76,4% dos óbitos classificados como evitáveis. A atenção adequada à saúde da gestante destacou-se como elemento central na redução das mortes. Esses achados reafirmam a importância dos cuidados preventivos e do fortalecimento da atenção primária à saúde como estratégia essencial para redução da TMI.

Diversas pesquisas recentes têm incorporado métodos de análise espacial na tentativa de identificar padrões territoriais da mortalidade infantil. Shimakura et al. (2001) argumentam que o risco de morte infantil não se limita às características individuais das famílias, mas é influenciado pelas condições socioeconômicas das áreas em que vivem. Nesse sentido, a exposição a riscos coletivos em regiões críticas torna-se fator determinante. Pasklan et al. (2021), ao investigarem a correlação entre a qualidade dos serviços de Atenção Primária e a TMI em 5.011 municípios brasileiros, constataram uma redução geral de 45,07% da taxa entre 2000 e 2015, com destaque para o Nordeste. Entretanto, observaram a formação e expansão de clusters de alta mortalidade, especialmente em áreas do Norte e Nordeste, revelando a persistência de bolsões territoriais de vulnerabilidade.

Ainda em um contexto de análise espacial, no caso do Ceará, Bezerra Filho et al. (2007) identificaram que a assistência qualificada à gravidez, ao parto e ao recém-nascido, associada à melhor distribuição de renda, é decisiva para a redução da mortalidade no primeiro mês de vida. Por outro lado, fatores como alimentação inadequada, baixa cobertura vacinal, precariedade do saneamento, baixa escolaridade e pobreza foram apontados como determinantes da mortalidade pós-neonatal. Embora reconheçam a contribuição das ações seletivas de saúde, os autores destacam a necessidade de mudanças estruturais e intersetoriais para garantir a sustentabilidade das melhorias, alcançando níveis compatíveis com os de países desenvolvidos.

Em síntese, embora a TMI tenha diminuído ao longo do tempo no Brasil, persistem desigualdades significativas, especialmente em relação às causas evitáveis como a diarreia. Como destacam Silva (2001) e Oliveira e Latorre (2010), tais enfermidades são de fácil manejo, não exigindo tecnologias de alto custo. Assim, a continuidade de altos índices em determinados territórios evidencia falhas na cobertura e equidade dos serviços de saúde. A mortalidade infantil, portanto, expressa não apenas vulnerabilidades biológicas, mas desigualdades sociais e territoriais. Boing e Boing (2008) reiteram que as disparidades nos valores da TMI entre grupos populacionais e regiões indicam que as políticas de prevenção não estão sendo aplicadas de forma equitativa, reforçando a necessidade de políticas públicas territorialmente sensíveis e orientadas por evidências espaciais.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A Seção 3 deste artigo é dedicada à apresentação dos procedimentos metodológicos adotados para a análise dos determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil nos municípios do Nordeste brasileiro entre 2007 e 2021. Inicialmente, são descritos o recorte espacial e temporal da pesquisa, seguidos pela exposição das fontes de dados utilizadas e das variáveis selecionadas. Em seguida, detalha-se a modelagem econométrica em painel, bem como os testes aplicados para a escolha entre efeitos fixos e aleatórios. Posteriormente, são apresentados os testes de dependência espacial e os critérios de seleção entre os modelos espaciais.

3.1. Área de abrangência e recorte temporal

Este estudo tem como unidade de análise os municípios da região Nordeste do Brasil, composta por nove estados e uma expressiva diversidade territorial, socioeconômica e institucional. A escolha dessa região justifica-se tanto pela histórica persistência de indicadores sociais adversos quanto pela elevada taxa de mortalidade infantil (TMI), com forte variabilidade entre os municípios (CITAR). O recorte temporal abrange o período de 2007 a 2021, contemplando 15 anos consecutivos de dados em painel, o que permite capturar tanto dinâmicas temporais quanto padrões espaciais da TMI e seus determinantes. Esse intervalo abarca importantes fases da política social brasileira, incluindo a consolidação do Programa Bolsa Família e a interiorização de políticas de saúde e saneamento (Citar).

3.2. Base de dados e variáveis utilizadas

As informações utilizadas foram extraídas de diferentes bases de dados públicas e confiáveis. A taxa de mortalidade infantil (óbitos de menores de 1 ano por mil nascidos vivos), por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, foi obtida no DATASUS/IBGE, sendo a variável dependente do modelo. Assim, a TMI pode ser descrita como:

$$TMI = \left(\frac{\text{n}^{\circ} \text{ de } \text{óbtos de crianças menores que 1 ano}}{\text{total de nascidos vivos}} \right) * 1000$$

Para a extração dos dados na base do DATASUS, foram considerados os códigos A00 a A09 da CID-10, que englobam as doenças infecciosas intestinais, incluindo cólera, amebíase, infecções virais e bacterianas, bem como casos de gastroenterite de origem presumivelmente infecciosa. De acordo com Camargo-Cruz (2017), essas doenças têm em comum a diarreia como principal sintoma clínico. Segundo o autor, a importância de se estudar o grupo das doenças infecciosas intestinais, referenciado na Classificação Internacional de Doenças (CID-10) pelos códigos A00 a A09, se dar pelo fato delas permanecerem como uma das principais causas de morbimortalidade infantil no Brasil.

Como variáveis explicativas, foram utilizadas: a taxa de cobertura vacinal (PNI/SIPNI), o número de famílias beneficiárias do Bolsa Família (Ministério do Desenvolvimento Social), a despesa pública per capita com saneamento (SIOPS/SNIS), a escolaridade média da população ocupada formalmente (RAIS-MTE) e o PIB municipal

per capita (IBGE – Contas Regionais). Tais variáveis foram selecionadas por sua relevância teórica como determinantes da TMI e seu uso em estudos anteriores sobre desigualdades em saúde. Todas as variáveis independentes foram transformadas em logaritmo natural, exceto a TMI. Assim, o quadro 1, abaixo apresenta as variáveis e suas relações na literatura com as questões sociais e econômicas ao longo dos anos.

Quadro 1: variáveis utilizadas, descrição, fonte e estudos que as utilizaram e o sinal esperado

Variável	Descrição	Fonte	Uso em modelos de análise socioeconômica	Sinal Esperado
tx_mortinfant	Taxa de mortalidade infantil (óbitos de menores de 1 ano por mil nascidos vivos)	DATASUS / IBGE	Indicador clássico de condições de saúde e desenvolvimento socioeconômico. Usado em estudos como Barros et al. (2010) para avaliar impacto de políticas sociais.	Dependente
tx_cob_vacinal	Taxa de cobertura vacinal (proporção da população-alvo vacinada)	PNI / SIPNI (Ministério da Saúde)	Avalia acesso e eficácia de políticas públicas de saúde. Utilizada em estudos como Victora et al. (2011).	Negativo
Fambenefbolsafam	Número de famílias beneficiárias do Bolsa Família no município	Ministério do Desenvolvimento Social (MDS)	Medida de transferência de renda. Usada para mensurar efeitos redistributivos (Soares et al., 2010).	Negativo
despsasan_mun_per	Despesa pública per capita com saneamento básico no município	SIOPS / SNIS	Relacionada à infraestrutura urbana e qualidade de vida. Utilizada por Medeiros et al. (2020) em modelos de saúde pública.	Negativo
Schooling	Escolaridade média em anos da população ocupada formalmente no município	Censos Demográficos / PNAD (IBGE)	Variável chave para capital humano. Frequentemente usada em modelos de crescimento e bem-estar (Barro & Lee, 2013).	Negativo
gdp_mun_per	PIB municipal per capita	IBGE – Contas Regionais	Indicador geral de desenvolvimento econômico local. Amplamente usado em modelos de convergência e desigualdade (Ferreira et al., 2007).	Negativo

Fonte: elaboração dos autores

3.3. Modelagem econométrica: painel tradicional

Inicialmente, foi adotada a modelagem de dados em painel com estrutura bidimensional (municípios e anos), considerando três formas básicas: modelo de efeitos fixos (FE), efeitos aleatórios (RE) e modelo agrupado (pooled OLS). A equação geral estimada é dada por:

$$\begin{aligned}
 tx_mortinfant_{it} = & \alpha + \beta_1 \log(tx_{cob_vacinal}) + \beta_2 \log(fambenefbolsafam) \\
 & + \beta_3 \log(despsasan_{mun_per}) + \beta_4 \log(schooling) \\
 & + \beta_5 \log(gdp_{mun_per}) + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

Onde i representa o município e t o ano. O termo μ_{it} incorpora os efeitos individuais, os efeitos temporais λ_t e o erro idiossincrático ε_{it} . Os testes estatísticos aplicados incluíram o teste F para efeitos fixos, os testes de Breusch-Pagan para efeitos aleatórios e o teste de Hausman (padrão, robusto e auxiliar) para escolha entre FE e RE. Os resultados indicaram a superioridade do modelo de efeitos fixos bidimensionais (individual e temporal), com base na rejeição da hipótese nula de ausência de efeitos específicos e ausência de correlação entre efeitos e regressores.

3.4. Testes para escolha do modelo espacial

Com o modelo tradicional estabelecido, aplicaram-se os testes de *Lagrange Multiplicador* (LM) e seus equivalentes robustos para verificar a presença de autocorrelação espacial nos resíduos. Esses testes foram realizados tanto com base no modelo FE quanto no modelo SLX (*spatial lag of X*). Os resultados indicaram a presença significativa de dependência espacial nos resíduos, tanto do tipo erro quanto do tipo defasagem espacial da variável dependente. Diante disso, foram estimadas quatro alternativas de modelos espaciais em painel com efeitos fixos bidimensionais: SAR, SEM, SDM e SDEM, e após a realizações dos testes, o modelo SDM foi escolhido, conforme equações a seguir:

$$y_{it} = \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} + X_{it} \beta + \sum_j w_{ij} X_{j0} \theta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Em que, y_{it} representa a variável dependente (neste caso, a $tx_morteinfant$), na unidade espacial em análise (município nordestino) i , no tempo t ; ρ corresponde ao coeficiente de defasagem espacial da variável dependente; w_{ij} é a matriz de pesos espaciais W , que indica a vizinhança entre unidades i e j , a matriz Queen foi aqui considerada; X_{it} diz respeito a um vetor de variáveis explicativas; WX_{jt} assume um vetor de médias espaciais das variáveis explicativas, ou seja, *lags*; β representa um vetor de coeficientes de efeitos diretos; θ é vetor de coeficientes de efeitos de *spillovers*; μ_i trata-se do efeito fixo individual (diferenças estruturais entre os municípios brasileiros); λ_t o efeito fixo temporal ; e, ε_{it} , que representa o termo de erro idiossincrático.

3.5. Escolha final do modelo espacial

A escolha entre os modelos espaciais foi feita com base nos testes de verossimilhança (*LR test*) e nos critérios de informação (AIC), bem como nas recomendações metodológicas da Regra de Baltagi. Os resultados apontaram equivalência estatística entre os modelos SAR e SDM, mas a escolha recaiu sobre o modelo SDM por sua superioridade teórica, já que ele permite controlar simultaneamente os efeitos espaciais na variável dependente e nas covariáveis, captando externalidades territoriais e dinâmicas de contágio espacial mais complexas. Assim, o modelo SDM com efeitos fixos espaciais e temporais foi considerado o mais adequado para explicar os padrões territoriais da mortalidade infantil no Nordeste brasileiro.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção apresenta e discute os principais resultados empíricos obtidos a partir da modelagem econométrica e espacial da taxa de mortalidade infantil nos municípios do Nordeste brasileiro, no período de 2007 a 2021. Aqui estão descritas as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, seguidas pela análise dos testes de escolha do modelo de painel e da verificação da presença de autocorrelação espacial. Em seguida, são detalhados os coeficientes estimados pelo modelo *Spatial Durbin Model* (SDM), destacando os efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas. A seção também explora a significância estatística e as interpretações substantivas dos resultados, dialogando com a literatura especializada para identificar padrões territoriais e implicações sociais relevantes.

4.1. Análise Descritiva de dados

A Tabela 1 apresenta estatísticas descritivas de variáveis socioeconômicas e demográficas relacionadas à taxa de mortalidade infantil (TMI) por causa associadas a doenças infecciosas intestinais, nos municípios nordestinos ao longo de três períodos quinquenais (2007–2011, 2012–2016 e 2017–2021). A análise desses indicadores à luz da literatura permite identificar tendências relevantes e associá-las a fatores estruturais e contextuais que influenciam a saúde infantil.

Tabela 1: estatísticas descritivas das variáveis socioeconômicas e demográficas utilizadas

Variáveis	2007–2011		2012–2016		2017–2021	
	Média	CV	Média	CV	Média	CV
tx_mortinfant	7,9	97,9	9,0	95,1	9,2	93,6
tx_cob_vacinal	1,8	14,0	1,6	23,9	1,5	10,8
fambenefbolsafam	3.403,9	229,2	3.897,0	223,7	3.924,5	213,0
despsasan_mun_per	672,6	54,0	850,6	47,2	1.045,1	40,9
Schooling	10,1	14,2	10,9	11,0	11,4	9,4
gdp_mun_per	1.462,77	102,3	17.406,3	89,6	1.918,7	104,8

Fonte: elaboração dos autores com os dados da pesquisa

Inicialmente, observa-se um leve aumento na TMI por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, passando de 7,9 para 9,2 óbitos por mil nascidos vivos entre os períodos analisados, com redução progressiva do coeficiente de variação (CV), indicando possível estabilidade de patamares elevados. Esse comportamento contraria a tendência nacional de queda expressiva da TMI nas últimas décadas (Boing & Boing, 2008; Sousa et al., 2021), e sugere uma estagnação preocupante nos municípios do Nordeste, em consonância com os achados de Souza et al. (2021), que apontam comportamento estacionário da mortalidade infantil em alguns estados da região, refletindo limitações estruturais e desigualdade persistente no acesso a bens públicos essenciais.

A taxa de cobertura vacinal (tx_cob_vacinal) apresenta tendência de queda ao longo do tempo (de 1,8 para 1,5), com aumento da variabilidade relativa no segundo período (CV de 14% para 23,9%) e posterior redução (10,8%). Tal comportamento é preocupante, pois a vacinação é amplamente reconhecida como um dos instrumentos mais eficazes para redução da mortalidade infantil por causas evitáveis (Victora et al., 2011;

Guimarães et al., 2001). A literatura indica que flutuações na cobertura vacinal refletem tanto problemas operacionais no Programa Nacional de Imunizações (PNI) quanto desigualdades territoriais no acesso à atenção primária (Pasklan et al., 2021).

Em relação ao número de famílias beneficiárias do Bolsa Família (fambenefbolsafam), nota-se crescimento contínuo no valor médio, embora com leve redução no CV, sugerindo ampliação da política de transferência de renda com maior homogeneidade regional. A literatura mostra que o Bolsa Família tem efeito positivo na redução da TMI, sobretudo ao atuar sobre determinantes sociais como pobreza, insegurança alimentar e acesso a serviços de saúde (Soares et al., 2010; Paes & Silva, 2020). Esse incremento coincide com o período de consolidação da política nos anos 2010 e sua capilarização nos territórios mais vulneráveis.

A despesa pública per capita com saúde e saneamento básico (despsasan_mun_per) evolui positivamente, com aumento de mais de 50% entre o primeiro e o último período, e redução do CV. Isso sugere maior investimento em infraestrutura sanitária, um fator crucial para o enfrentamento de causas evitáveis da mortalidade infantil, como a diarreia (Oliveira & Latorre, 2010; Rocha & Soares, 2015). Ainda assim, o efeito dessas despesas sobre a TMI pode ser limitado em curto prazo, considerando que melhorias estruturais requerem tempo para impactar os indicadores de saúde.

A escolaridade média da população ocupada formalmente (schooling) também apresenta crescimento gradual (de 10,1 para 11,4 anos), com queda consistente no CV. Esse avanço está alinhado com os investimentos em universalização da educação básica nas últimas décadas e com evidências de que maior escolaridade materna e comunitária está associada à menor mortalidade infantil (Barro & Lee, 2013). Tal relação se dá pelo aumento do conhecimento sobre práticas de saúde e melhor uso dos serviços públicos.

Por fim, o PIB per capita municipal (gdp_mun_per) apresentou crescimento progressivo ao longo dos três períodos: passou de R\$ 1.462,77 (2007–2011) para R\$ 1.741,30 (2012–2016) e atingiu R\$ 1.918,70 no período de 2017–2021. Ainda que os valores sejam modestos, esse avanço contínuo indica uma tendência de crescimento econômico local, embora em ritmo lento. No entanto, o coeficiente de variação (CV) elevado em todos os períodos (superior a 89%) revela significativa desigualdade na distribuição da renda entre os municípios, o que reforça a ideia de que ganhos agregados não se traduzem, necessariamente, em melhoria generalizada das condições socioeconômicas. Essa elevada dispersão sugere que o crescimento econômico pode estar concentrado em poucos polos regionais, sem impactos homogêneos sobre os determinantes da mortalidade infantil. Tal diagnóstico está alinhado com os achados de Bezerra Filho et al. (2007), que destacam a necessidade de mudanças estruturais e intersetoriais para que o desenvolvimento econômico se reverta efetivamente em melhores indicadores de saúde infantil, especialmente nos territórios mais vulneráveis.

De forma geral, a análise sugere que, apesar de avanços em saneamento, escolaridade e programas de transferência de renda, a persistência ou elevação da TMI indica que tais políticas não foram suficientes para romper os mecanismos estruturais que perpetuam desigualdades na saúde infantil no Nordeste brasileiro. Além disso, a redução na cobertura vacinal e a alta desigualdade econômica seguem como entraves relevantes para o avanço equitativo dos indicadores de saúde.

4.2. Análise espacial

A sequência temporal dos mapas LISA da taxa de mortalidade infantil nos períodos de 2007–2011, 2012–2016 e 2017–2021 revela padrões espaciais persistentes e mudanças graduais na distribuição dos clusters significativos no território analisado. No primeiro período (2007–2011), observam-se importantes aglomerados de alta mortalidade infantil (Alto-Alto) concentrados principalmente na região central do território, notadamente no sul do Piauí, oeste de Pernambuco Paraíba e Rio Grande do Norte. Esses clusters indicam municípios com altos índices de mortalidade infantil cercados por municípios com comportamento similar, refletindo vulnerabilidades estruturais e déficits persistentes em saneamento básico, acesso à saúde e infraestrutura social, fatores amplamente reconhecidos pela literatura, como argumentam Barros et al. (2020) e Szwarcwald et al. (2014), ao associarem mortalidade infantil à precariedade dos serviços públicos essenciais.

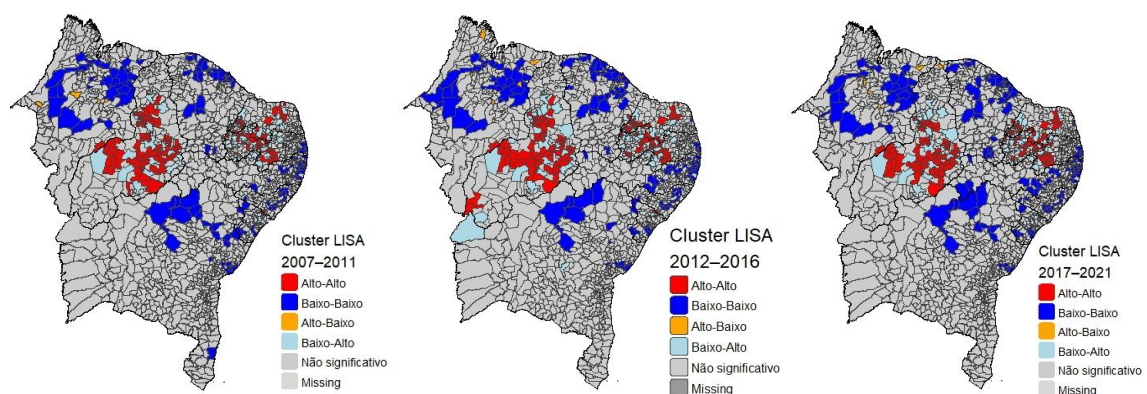


Figura 1: índice LISA da taxa de mortalidade infantil média nos períodos selecionados nos municípios do Nordeste.

No período intermediário (2012–2016), o padrão espacial da mortalidade infantil manteve grande semelhança com o observado no quinquênio anterior, com persistência de clusters Alto-Alto concentrados no sudoeste do Maranhão, na região central do Piauí Paraíba, Rio Grande do Norte e Pernambuco, revelando continuidade de vulnerabilidades socioespaciais nessas regiões. Ao mesmo tempo, observam-se áreas de Baixo-Baixo estáveis no sertão de Pernambuco, região central e metropolitana do Ceará e agreste da Paraíba, sugerindo a manutenção de contextos favoráveis nesses territórios. Embora políticas públicas como a ampliação da Estratégia Saúde da Família, a interiorização da atenção neonatal e os investimentos em saneamento e habitação tenham contribuído para a melhoria dos indicadores em algumas localidades (Silva & Pereira, 2019; Santos et al., 2021), os efeitos dessas ações não se distribuíram de forma homogênea, como já alertava Paim (2019) ao destacar a fragmentação territorial do SUS e os desafios à equidade regional.

No recorte mais recente (2017–2021), o padrão de distribuição espacial dos clusters LISA permanece notavelmente similar ao dos períodos anteriores. Ainda que haja sinais pontuais de redução da intensidade dos agrupamentos. As áreas com formação Alto-Alto permanecem praticamente as mesmas, essas áreas continuam destacando-se negativamente, ao lado de regiões como o oeste da Bahia e o entorno do Vale do Araripe. Os clusters Baixo-Baixo, por sua vez, continuam evidentes no litoral leste do Nordeste, particularmente em municípios da Paraíba, do Rio Grande do Norte e de Pernambuco, sinalizando consolidação de avanços nessas regiões. Tais resultados refletem tanto o efeito acumulado de políticas estruturantes quanto as limitações na cobertura e

efetividade de ações em áreas de maior vulnerabilidade (Victora et al., 2021; Lima et al., 2020).

Desse modo, os três mapas apresentam um padrão espacial amplamente recorrente, com permanência de *hotspots* de alta mortalidade infantil em regiões interioranas e economicamente fragilizadas, ao passo que municípios com maior inserção institucional e capacidade de resposta pública tendem a integrar clusters de baixa mortalidade. A constância desses padrões ao longo de 15 anos revela que os avanços na redução da mortalidade infantil foram desiguais, seletivos e territorialmente concentrados, exigindo estratégias de saúde pública mais integradas, sensíveis ao território e orientadas à superação das desigualdades socioespaciais persistentes no Nordeste brasileiro.

4.3. ANÁLISE ECONÔMETRICA DOS RESULTADOS

A presente seção apresenta a análise econométrica dos resultados obtidos a partir dos dados em painel com estrutura espacial. A subseção a seguir realiza a escolha do modelo mais adequado entre efeitos fixos, aleatórios e pooled, com base em testes estatísticos como o de Hausman. Na subseção seguinte, são avaliados os modelos espaciais (SAR, SEM, SLX e SDM) a partir da realização e análise de testes. Por fim, interpreta-se o modelo selecionado, destacando os efeitos diretos e indiretos das variáveis explicativas e seus impactos na taxa de mortalidade infantil.

4.3.1. Escolha ente efeitos fixos, aleatórios e *Pooled*.

A Tabela 2 apresenta os testes estatísticos aplicados para a escolha do modelo mais adequado à análise da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, nos municípios do Nordeste brasileiro, considerando as alternativas entre os modelos *Pooled* OLS, Efeitos Fixos (FE) e Efeitos Aleatórios (RE). Os resultados indicam de forma robusta a superioridade do modelo com efeitos fixos bidimensionais (espaço e tempo) para a análise em painel.

Tabela 2: testes de escolha entre os modelos Pooled, Efeitos Fixos, Efeitos aleatórios para a mortalidade infantil nos municípios do Nordeste

Teste	Estatística	GL	p-valor	Decisão
Hausman padrão	Chi ² = 687.93	gl = 5	p < 0.0001	Rejeita H0
Hausman robusto (HC3)	Chi ² = 93.531	gl = 5	p < 0.0001	Rejeita H0
Hausman auxiliar	Chi ² = 687.93	gl = 5	p < 0.0001	Rejeita H0
F (FE vs Pooled)	F = 17.801	gl1 = 1806; gl2 = 25083	p < 0.0001	Rejeita H0
Breusch-Pagan — Individual	Chi ² = 47504	gl = 1	p < 0.0001	Rejeita H0
Breusch-Pagan — Temporal	Chi ² = 801.77	gl = 1	p < 0.0001	Rejeita H0
Breusch-Pagan — Two-Way	Chi ² = 48306	gl = 2	p < 0.0001	Rejeita H0
Wald (CRE)	Chi ² = 220.89	gl = 5	p < 0.0001	Rejeita H0

Fonte: elaboração dos autores com os dados da pesquisa

O teste F (FE vs. Pooled) apresenta valor estatístico elevado (F = 17.801; p < 0.0001), rejeitando a hipótese nula de que o modelo Pooled é suficiente, e indicando que os efeitos fixos são estatisticamente significativos. De maneira complementar, os testes de Breusch-Pagan detectam heterogeneidade significativa tanto entre as unidades (Chi² =

47.504) quanto entre os períodos ($\text{Chi}^2 = 801,77$), além do efeito conjunto ($\text{Chi}^2 = 48.306$), todos com p-valor inferior a 0,0001. Esses resultados reforçam a presença de efeitos específicos de município e ano, que precisam ser controlados para evitar viés nas estimativas.

A decisão entre os modelos de efeitos fixos e aleatórios é informada pelos testes de Hausman, (padrão, robusto (HC3) e auxiliar), que em todos os casos rejeitam a hipótese nula de ausência de correlação entre os efeitos individuais e os regressores ($p < 0.0001$). Isso indica que os efeitos específicos de município estão correlacionados com as variáveis explicativas, o que viola uma premissa fundamental do modelo de efeitos aleatórios. Consequentemente, o modelo de efeitos fixos é preferível, uma vez que fornece estimativas consistentes mesmo na presença de tal correlação (Wooldridge, 2010).

Além disso, o teste de Wald para correlação dos efeitos aleatórios (CRE) também rejeita a hipótese nula ($\text{Chi}^2 = 220,89$; $p < 0.0001$), corroborando a evidência de que os efeitos aleatórios não são adequados ao contexto analisado. Essa conclusão se coaduna com os resultados da Tabela 1A do Anexo, na qual se observa que o modelo de efeitos fixos fornece coeficientes significativos e com sinais consistentes com a literatura, enquanto o modelo Pooled e o RE tendem a superestimar os efeitos das variáveis explicativas (como $\log(\text{tx_cob_vacinal})$ e $\log(\text{fambenefbolsafam})$), provavelmente por não controlar apropriadamente a heterogeneidade não observada entre os municípios.

Portanto, a partir da convergência dos testes apresentados na Tabela 2 e da comparação dos coeficientes estimados na Tabela 1A, conclui-se que o modelo de efeitos fixos bidimensionais é o mais adequado para a análise da TMI por causa associadas à doenças infecciosas intestinais no Nordeste, ao controlar por características não observáveis e invariantes no tempo entre os municípios e pelos efeitos temporais comuns, garantindo maior robustez e validade nas inferências dos determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil.

4.3.2. Escolha ente os modelos espaciais

A Tabela 3 apresenta os testes realizados para a escolha do modelo mais adequado à análise da mortalidade infantil nos municípios do Nordeste, com base em uma estrutura de dados em painel espacial. Inicialmente, observa-se que o modelo de efeitos fixos two-way (FE) apresenta um coeficiente de determinação bastante reduzido ($R^2 = 0,00296$), indicando baixo poder explicativo da regressão. Ainda assim, o teste F revela que os regressores são estatisticamente significativos no conjunto ($F = 14,8972$; $p < 0,0001$), o que justifica sua consideração como modelo de referência para a aplicação dos testes LM.

Tabela 3: testes nos modelos FE e SLX para teste de efeitos espaciais e escolha do modelo para estimar a mortalidade infantil nos municípios do Nordeste

Teste/Modelo	Estatística	GL	p-valor	Decisão
Modelo FE - R^2	0,00296			
Modelo FE - F	14,8972	gl = 5; 25083	< 0,0001	
LM (FE) - Lag	23,099	gl = 1	0,00000154	Rejeita H0
LM (FE) - Erro	21,795	gl = 1	0,00000303	Rejeita H0
Robust LM (FE) - Lag	9,7701	gl = 1	0,001774	Rejeita H0
Robust LM (FE) - Erro	8,4665	gl = 1	0,003617	Rejeita H0
LM (SLX) - Lag	21,194	gl = 1	0,00000415	Rejeita H0
LM (SLX) - Erro	20,844	gl = 1	0,00000498	Rejeita H0

Robust LM (SLX) - Lag	5,102	gl = 1	0,0239	Rejeita H0
Robust LM (SLX) - Erro	4,7516	gl = 1	0,02927	Rejeita H0
LogLik - SAR	-73687,7			
LogLik - SDM	-73678,3			
LogLik - SEM	-172686			
LogLik - SDEM	-172677			
AIC - SAR	147389,4			
AIC - SDM	147380,6			
AIC - SEM	345386,8			
AIC - SDEM	345377,1			
Modelo Final (Regra de Baltagi)	SDM			

Fonte: elaboração dos autores com dados da pesquisa

A sequência de testes de dependência espacial (LM e Robust LM) sobre o modelo FE indica de forma clara a presença de autocorrelação espacial nos resíduos, tanto sob a forma de defasagem espacial da variável dependente quanto de erro espacial. Os testes LM (lag = 23,099; erro = 21,795) e seus equivalentes robustos (lag = 9,7701; erro = 8,4665) rejeitam a hipótese nula em todos os casos ($p < 0,01$), reforçando a inadequação de modelos tradicionais que não considerem a estrutura espacial dos dados. Como destacado por Elhorst (2014), a presença de autocorrelação espacial residual compromete a validade das inferências e exige a adoção de modelos espaciais adequados.

Os testes aplicados ao modelo SLX, que inclui defasagens espaciais das variáveis explicativas, também revelam a persistência de efeitos espaciais não capturados por essa estrutura. Os testes LM (lag = 21,194; erro = 20,844) e os robustos (lag = 5,102; erro = 4,7516) mantêm a rejeição da hipótese nula, ainda com significância estatística relevante ($p < 0,05$). Isso evidencia, conforme LeSage e Pace (2009), que as defasagens apenas das covariáveis não são suficientes para eliminar os efeitos espaciais residuais, exigindo modelos mais abrangentes, como o SAR ou o SDM.

A escolha entre os modelos espaciais SAR, SEM, SDM e SDEM foi orientada por critérios de log-verossimilhança e informação (AIC). O modelo SDM apresentou o menor valor de AIC (147380,6), seguido do SAR (147389,4), enquanto os modelos SEM e SDEM apresentaram valores muito superiores (345386,8 e 345377,1, respectivamente), indicando ajuste substancialmente pior. Do mesmo modo, os valores de log-verossimilhança confirmam o melhor desempenho do SDM (logLik = -73678,3), superando os demais modelos. Esses resultados são coerentes com os argumentos de Elhorst (2010), segundo os quais o modelo SDM é o mais flexível entre os modelos espaciais padrão, ao incorporar simultaneamente os efeitos da defasagem espacial da variável dependente e das covariáveis.

Com base na Regra de Baltagi e nos testes de verossimilhança entre modelos aninhados (SAR vs SDM e SEM vs SDEM), a decisão final indicou o modelo SDM como o mais adequado para estimar a mortalidade infantil no Nordeste brasileiro. Essa decisão é sustentada tanto pelos testes formais quanto pela teoria econométrica espacial, que recomenda o SDM em contextos com evidência robusta de dependência espacial múltipla. A adoção do modelo SDM permite captar, simultaneamente, efeitos diretos, indiretos e de retroalimentação espacial, oferecendo maior robustez para inferências políticas e acadêmicas sobre os determinantes da mortalidade infantil.

Esses resultados dialogam com estudos como os de Santos et al. (2020) e Silva e Pereira (2019), que destacam a importância de fatores locais e estruturais na configuração territorial da mortalidade infantil no Brasil. A incorporação da dimensão espacial na

modelagem permite evidenciar a influência de externalidades regionais e a difusão espacial de políticas públicas e condições socioeconômicas, aspectos que são essenciais para o desenho de estratégias de saúde pública mais equitativas e eficientes. Dessa forma, a análise realizada não apenas assegura rigor estatístico, mas também contribui para uma compreensão mais precisa e territorialmente sensível das desigualdades em saúde infantil.

4.3.3. Análise dos resultados

A Tabela 4 apresenta os coeficientes estimados pelo modelo *Spatial Durbin Model* (SDM) para a taxa de mortalidade infantil (TMI) por causa associadas à doenças infecciosas intestinais nos municípios do Nordeste entre 2007 e 2021. O modelo permite captar não apenas os efeitos diretos das variáveis explicativas, mas também os efeitos espaciais indiretos, ao incorporar as defasagens espaciais das covariadas. A análise dos resultados revela a relevância de fatores socioeconômicos, de saúde pública e estruturais no comportamento da TMI, em consonância com a literatura temática.

Tabela 4: coeficientes estimados pelo SDM para a mortalidade infantil nos municípios do Nordeste – 2007-2021

Variável	Estimativa	Erro Padrão	t-valor	p-valor	Significância
log(tx_cob_vacinal)	-1,4384	0,3033	-4,7425	0,0000	***
log(fambenefbolsafam)	-1,2038	0,2095	-5,7457	0,0000	***
log(despsasan_mun_per)	0,0242	0,0182	1,3272	0,1844	
log(schooling)	0,5359	0,2795	1,9176	0,0552	.
log(gdp_mun_per)	-0,0266	0,1593	-0,1670	0,8674	
lag_tx_cob_vacinal	-0,0263	0,5415	-0,0486	0,9612	
lag_fambenefbolsafam.x	-1,5232	0,3982	-3,8254	0,0001	***
lag_despsasan_mun_per	0,0259	0,0403	0,6425	0,5206	
lag_schooling	-1,0180	0,6240	-1,6316	0,1028	
lag_gdp_mun_per	-0,3389	0,2744	-1,2352	0,2168	
Lambda	0,0502	0,0094	5,3498	0,0000	***

Fonte: elaboração dos autores com os dados da pesquisa

A cobertura vacinal apresenta coeficiente negativo e altamente significativo ($\log(\text{tx_cob_vacinal}) = -1,4384$; $p < 0,0001$), indicando que o aumento na proporção da população vacinada está associado à redução da mortalidade infantil, como apontado por Victora et al. (2011) e Guimarães et al. (2001). Esse resultado confirma o papel central da imunização como uma das medidas mais eficazes de prevenção de óbitos evitáveis, especialmente em contextos de alta vulnerabilidade.

O número de famílias beneficiárias do Bolsa Família também se associa negativamente à TMI por causa associadas à doenças infecciosas intestinais ($\log(\text{fambenefbolsafam}) = -1,2038$; $p < 0,0001$), corroborando estudos como os de Boing e Boing (2008) e Soares et al. (2010), que destacam os efeitos redistributivos do programa sobre os determinantes sociais da saúde. Esse impacto se reforça no componente espacial ($\text{lag_fambenefbolsafam.x} = -1,5232$; $p = 0,0001$), indicando que a cobertura do programa em um município também corrobora a redução da mortalidade infantil nos seus vizinhos. Tal achado evidencia externalidades positivas das políticas de transferência de renda em contextos regionais, o que reforça o argumento de Bezerra Filho et al. (2007) sobre a importância das políticas intermunicipais e integradas.

A variável despesa *per capita* em saneamento básico não apresentou significância estatística ($p = 0,1844$), nem no nível local nem no vizinho, o que pode refletir o caráter estrutural de seus efeitos, que se manifestam apenas em longo prazo. Estudos como os de Rocha e Soares (2015) e Oliveira e Latorre (2010) ressaltam que o saneamento é essencial para prevenir doenças como a diarreia, causa evitável de óbitos infantis. Assim, a não significância pode decorrer mais da defasagem temporal entre investimento e impacto do que da ausência de efeito.

A escolaridade média da população ocupada ($\log(\text{schooling}) = 0,5359$; $p \approx 0,0552$) aparece com coeficiente positivo e marginalmente significativo, o que pode parecer contraintuitivo. Contudo, como já observado em outras análises (Silva, 2001), esse resultado pode estar relacionado a efeitos colineares ou ao fato de que a escolaridade da população economicamente ativa não representa diretamente o nível educacional das mães ou responsáveis por crianças pequenas, que é o fator mais diretamente relacionado à saúde infantil. No componente espacial (lag_schooling), o efeito também é negativo, mas não significativo.

O PIB per capita municipal ($\log(\text{gdp_mun_per})$) não apresentou significância estatística ($p = 0,8674$), tampouco seu defasado espacial. Essa ausência de associação reforça a ideia, já apontada por Bezerra Filho et al. (2007) e Pasklan et al. (2021), de que o crescimento econômico por si só não garante melhores condições de vida, especialmente quando o desenvolvimento é desigual e concentrado em determinados polos urbanos.

Por fim, o parâmetro lambda (coeficiente de autocorrelação espacial) foi positivo e altamente significativo ($\lambda = 0,0502$; $p < 0,0001$), confirmando a presença de dependência espacial na TMI. Isso valida a adoção do modelo SDM, que se mostra mais apropriado por incorporar os efeitos de contágio espacial, tanto diretos quanto indiretos, dos fatores socioeconômicos e institucionais.

Assim, os resultados mostram que a TMI, por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, no Nordeste está fortemente associada à cobertura vacinal e à presença do programa Bolsa Família, incluindo seus efeitos de vizinhança. A ausência de impacto do PIB per capita e das despesas com saneamento evidencia que apenas o crescimento econômico ou o investimento pontual em infraestrutura não são suficientes para reverter os padrões de mortalidade infantil em contextos de alta desigualdade. As políticas sociais universais e os mecanismos de proteção intermunicipais seguem sendo os instrumentos mais eficazes no combate às desigualdades em saúde infantil.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

As análises realizadas neste estudo buscaram compreender os determinantes socioeconômicos da mortalidade infantil nos municípios do Nordeste brasileiro entre 2007 e 2021, com especial atenção para os efeitos espaciais associados ao fenômeno. Partindo da hipótese de que os territórios com menor desenvolvimento socioeconômico tendem a apresentar taxas mais elevadas de mortalidade infantil (TMI), foi adotado um modelo econométrico de painel com estrutura espacial: o *Spatial Durbin Model* (SDM). Essa escolha metodológica permitiu captar não apenas os efeitos diretos das variáveis explicativas nos municípios analisados, mas também os efeitos indiretos advindos da influência de municípios vizinhos. A abordagem espacial se justifica pela natureza difusa dos determinantes da saúde, que frequentemente transcendem os limites administrativos locais. Além disso, a análise foi sustentada por uma base empírica sólida e um referencial

teórico que destaca a importância das políticas públicas de saúde, educação, saneamento e transferência de renda para a redução da mortalidade infantil.

Os resultados revelaram que a TMI por causa associadas à doenças infecciosas intestinais, apesar de apresentar tendência de estabilidade nos anos recentes, permanece elevada em muitos municípios nordestinos, especialmente nas regiões interioranas e historicamente mais vulneráveis. A análise descritiva evidenciou avanços importantes, como o crescimento dos gastos públicos com saneamento, o aumento da escolaridade média da população e a expansão da cobertura do Bolsa Família. No entanto, esses avanços não foram suficientes para promover uma queda sustentada e generalizada na mortalidade infantil, o que aponta para a persistência de desigualdades estruturais. Os coeficientes de variação elevados em variáveis como PIB *per capita* e cobertura vacinal indicam uma distribuição desigual dos recursos e serviços básicos, comprometendo a efetividade das políticas públicas em atingir as populações em situação de maior risco.

No modelo econométrico, destacaram-se como determinantes estatisticamente significativos da redução da TMI a cobertura vacinal e a proporção de famílias atendidas pelo Bolsa Família, tanto no município quanto em seus vizinhos. Esses achados reforçam a importância das políticas públicas universais e de transferência de renda na mitigação de desigualdades em saúde. Por outro lado, a ausência de efeitos significativos para o PIB *per capita* e para os gastos com saúde e saneamento básico sugere que melhorias econômicas agregadas e investimentos pontuais em infraestrutura não se traduzem automaticamente em melhores indicadores de saúde, sobretudo quando não acompanhados de ações estruturantes, integradas e territorialmente direcionadas. A marginal significância da escolaridade também levanta reflexões sobre o tipo de indicador utilizado, sugerindo que variáveis mais diretamente relacionadas à educação materna e cuidados infantis poderiam apresentar maior poder explicativo.

A presença significativa do coeficiente de autocorrelação espacial (λ) e dos efeitos espaciais defasados de algumas variáveis comprova a existência de padrões de contágio regional da mortalidade infantil, nos quais os contextos socioeconômicos e institucionais de municípios vizinhos influenciam diretamente os resultados locais. Essa constatação sustenta a relevância de modelos espaciais para a compreensão de problemas de saúde pública e confirma que a geografia social dos municípios importa para a efetividade das intervenções públicas. O SDM mostrou-se, portanto, o modelo mais apropriado, pois incorpora os efeitos de segunda ordem associados à distribuição dos serviços, à mobilidade de pessoas e à difusão de políticas públicas entre territórios adjacentes, revelando que o enfrentamento da mortalidade infantil exige uma lógica de planejamento regional e cooperativo.

Os resultados desta pesquisa possuem importantes implicações para as políticas públicas e econômicas na região Nordeste. A evidência empírica demonstra que o combate à mortalidade infantil não depende exclusivamente do crescimento econômico, mas da ação articulada de programas sociais redistributivos e de políticas de saúde pública com alta capilaridade. O Bolsa Família e a cobertura vacinal foram os fatores mais relevantes na redução da TMI em estudo, sinalizando a necessidade de manutenção e ampliação dessas políticas, sobretudo em tempos de retração fiscal. Ademais, a constatação de externalidades positivas entre municípios próximos reforça o papel estratégico da cooperação federativa e da atuação em rede entre entes subnacionais. Do ponto de vista da política econômica, os achados ressaltam que o retorno social dos investimentos em proteção básica à infância é significativo e contribui diretamente para a formação de capital humano e a redução de desigualdades intergeracionais.

A partir dessas constatações, abrem-se novas possibilidades para aprofundar o entendimento sobre a dinâmica espacial da mortalidade infantil e de outros indicadores

de saúde pública. Estudos futuros podem incorporar variáveis ambientais (como acesso à água potável, índices de seca ou temperatura), dimensões institucionais (como qualidade da gestão pública municipal ou efetividade da atenção básica), além de desagregações por sexo e raça/cor das crianças afetadas. Adicionalmente, o uso de técnicas mais sofisticadas de análise espacial, como modelos de painel dinâmico espacial ou abordagens bayesianas, pode contribuir para uma compreensão ainda mais refinada das interações entre os territórios. Assim, este estudo não apenas confirma a relevância da dimensão espacial na análise da mortalidade infantil, como também sugere que a superação das desigualdades em saúde requer um olhar integrado, multiescalar e territorialmente sensível às realidades locais.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, 184–198. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2012.10.001>

Bezerra Filho, F. M., Figueiredo, A. G., Cabral, D. S., Medeiros, A. C. M., & Valença, T. C. (2007). Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000–2002. *Cadernos de Saúde Pública*, 23(5), 1173–1185. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2007000500021>

Boing, A. F., & Boing, A. C. (2008). Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000–2002. *Cadernos de Saúde Pública*, 24(2), 447–455. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2008000200017>

Caldeira, A. P., Gonçalves, E., & Fonseca, W. (2005). Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984–1998. *Revista de Saúde Pública*, 39(1), 67–74. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102005000100009>

Camargo-Cruz, P. E. A. (2017). Distribuição espacial-temporal das internações por doenças infecciosas intestinais no estado de São Paulo, para a faixa etária de 5 a 14 anos, entre 2001 e 2010. *Atas de Saúde Ambiental (São Paulo, online)*, 5, 85–104.

Guimarães, Z. A., Costa, M., Paim, J., & Vieira-da-Silva, L. M. (2001). Declínio e desigualdades sociais na mortalidade infantil por diarreia. *Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical*, 34(5), 473–478. <https://doi.org/10.1590/S0037-86822001000500009>

Irffi, G., Oliveira, J., & Barbosa, E. (2008). Análise dos determinantes socioeconômicos da taxa de mortalidade infantil (TMI) no Ceará. *Texto para Discussão nº 48*. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE). <http://www2.ipece.ce.gov.br>

LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9781420064254>

Nascimento, F. A., Guedes, T. G., Andrade, M. D. S., & Fernandes, M. M. (2014). Mortalidade infantil por causas evitáveis em uma cidade do Nordeste do Brasil. *Revista Brasileira de Enfermagem*, 67(2), 208–212. <https://doi.org/10.5935/0034-7167.20140028>

Neto, F. C., Oliveira, F. C. F., & Cavalcante, A. S. (1991). Mortalidade infantil por diarreia. *Revista Paulista de Pediatria*, 9(34), 104–111.

Oliveira, T. C. R., & Latorre, M. R. D. O. (2010). Diarreia infantil: Brasil, 1995–2005. *Revista de Saúde Pública*, 44(1), 102–111. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102010000100010>

Paes, N. A. (2020). Estimativas da mortalidade infantil no semiárido brasileiro: uma terceira via às estimativas oficiais. *Brazilian Journal of Development*, 6(6), 38468–38484. <https://doi.org/10.34117/bjdv6n6-375>

Pasklan, A. N. P., Lima, R. C. R., & Lima, J. D. S. (2021). Análise espacial da qualidade dos serviços de Atenção Primária à Saúde na redução da mortalidade infantil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 26(12), 6247–6258. <https://doi.org/10.1590/1413-812320212612.14802021>

Rocha, R., & Soares, R. R. (2015). Water scarcity and birth outcomes in the Brazilian semiarid. *Journal of Development Economics*, 112, 72–91. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.10.004>

Shimakura, S., Guimarães, R. M., Ferreira, C. S., & Souza-Santos, R. (2001). Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 17(5), 1251–1261. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2001000500013>

Silva, A. F., & Silva, J. P. (2020). Mortalidade infantil evitável em Minas Gerais: perfil epidemiológico e espacial. *Revista Bioética*, 28(2), 274–284. <https://doi.org/10.1590/1983-80422020282473>

Soares, S. S. D., Osorio, R. G., Soares, F. V., Medeiros, M., & Zepeda, E. (2010). Conditional cash transfers in Brazil, Chile and Mexico: impacts upon inequality. *Estudios Económicos*, 37–70.

Sousa, A. I., Mendes, M. E. P., & Ramos, C. V. S. (2021). Novo século, velho problema: tendência da mortalidade infantil e seus componentes no Nordeste brasileiro. *Cadernos de Saúde Coletiva*, 29(1), 70–80. <https://doi.org/10.1590/1414-462X202129010439>

Tavares, L., Almeida, M. F., & Mello Jorge, M. H. P. (2016). Mortalidade infantil por causas evitáveis na Bahia, 2000–2012. *Revista Eletrônica de Comunicação, Informação e Inovação em Saúde – RECIIS*, 10(3), 1–14. <https://doi.org/10.29397/reciis.v10i3.1052>

Victora, C. G., Aquino, E. M. L., Leal, M. D. C., Monteiro, C. A., Barros, F. C., & Szwarcwald, C. L. (2011). Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The Lancet*, 377(9780), 1863–1876. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(11\)60138-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(11)60138-4)

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.). MIT Press.

Tabela 1A: Modelos estimados para escolha do ajuste para a taxa de mortalidade infantil (até 1 ano)

Variáveis	<i>Dependent variable: tx_mortinfant</i>		
	Pooled OLS	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
log(tx_cob_vacinal)	-6.1569*** (0.2464)	-1.4065*** (0.2964)	-3.2278*** (0.2621)
log(fambenefbolsafam)	-6.7617*** (0.0397)	-1.4572*** (0.2059)	-5.5647*** (0.0979)
log(despsasan_mun_per)	0.2457*** (0.0243)	0.0251 (0.0188)	0.0736*** (0.0188)
log(schooling)	3.8217*** (0.2524)	0.5320* (0.2868)	2.0757*** (0.2697)
log(gdp_mun_per)	0.9425*** (0.0779)	-0.0702 (0.1505)	0.3767*** (0.1243)
Constant	50.6420*** (0.7234)		46.8065*** (1.0042)
Observations	26,895	26,895	26,895
R ²	0.5406	0.0030	0.1126
Adjusted R ²	0.5405	-0.0690	0.1124
<i>Note:</i>			* ** *** p<0.01