

UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FEAC
CIÊNCIAS ECONÔMICAS

REBECA SILVA BARROSO

**DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS
DA REGIÃO NORDESTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL ENTRE 2000 E 2010**

MACEIÓ
2023

REBECA SILVA BARROSO

**DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS MUNICÍPIOS
DA REGIÃO NORDESTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL ENTRE 2000 E 2010**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Alagoas, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharela em Ciências Econômicas.

Orientador: Keuler Hissa Teixeira

MACEIÓ
2023

Catálogo na fonte
Universidade Federal de Alagoas
Biblioteca Central
Divisão de Tratamento Técnico
Bibliotecária: Taciana Sousa dos Santos – CRB-4 – 2062

B277d Barroso, Rebeca Silva.
Determinantes da taxa de mortalidade infantil nos municípios da Região Nordeste: uma análise espacial entre 2000 e 2010 / Rebeca Silva Barroso. - 2023.
54 f. : il. color.

Orientador: Keuler Hissa Teixeira.
Monografia (Trabalho de Conclusão de Curso em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. Maceió, 2023.

Bibliografia: f. 51-54.

1. Distribuição espacial. 2. Mortalidade infantil - Região Nordeste. 3. Painel espacial. I. Título.


CDU: 314.422.2

REBECA SILVA BARROSO


DETERMINANTES DA TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL NOS
MUNICÍPIOS DA REGIÃO NORDESTE: UMA ANÁLISE ESPACIAL ENTRE 2000
E 2010

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado ao Curso de Ciências
Econômicas da Universidade Federal
de Alagoas, como requisito parcial
para obtenção do grau de Bacharela
em Ciências Econômicas.


BANCA EXAMINADORA

Documento assinado digitalmente
 KEULER HISSA TEIXEIRA
Data: 15/03/2023 13:51:17-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Keuler Hissa Teixeira
Universidade Federal de Alagoas
Orientador

Documento assinado digitalmente
 ANDERSON MOREIRA ARISTIDES DOS SANTOS
Data: 16/03/2023 10:42:10-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Anderson Moreira Aristides dos Santos
Universidade Federal de Alagoas
Examinador

Documento assinado digitalmente
 ANA CAROLINA DA CRUZ LIMA
Data: 16/03/2023 16:19:53-0300
Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof.^a Dra. Ana Carolina da Cruz Lima
Universidade Federal do Rio de Janeiro
Examinadora

Dedico este trabalho à minha mãe.

AGRADECIMENTOS

Dedico este trabalho primeiramente a Deus pelo milagre concedido em prol da minha saúde nos últimos meses. Sem Ele, não estaria aqui presente para escrever esta monografia.

Ao meu exemplo de força, coragem e determinação, minha mãe. Ao meu pai que sempre apoiou os meus sonhos e à toda minha família – destacando Karla, Cristiana, Cristina e Izete - que me ajudaram a ser a pessoa que sou hoje, incluindo meu pequeno cachorro Toby.

Durante a minha trajetória na Universidade Federal de Alagoas, agradeço em primeiro lugar ao meu orientador, professor e amigo Prof. Dr. Keuler Hissa Teixeira pela orientação no Programa Institucional de Bolsas de Iniciação Científica (PIBIC) e nesta monografia.

Também sou grata ao Programa de Educação Tutorial (PET), no qual fiz parte durante boa parte da minha graduação e que possuo momentos inesquecíveis guardados na memória, assim como os amigos que fiz dentro do programa.

Aos docentes do curso de Economia, em especial o Prof. Dr. Cid Olival Feitosa, pelo companheirismo, compartilhamento de conhecimento e amizade.

À Secretaria de Estado do Planejamento, Gestão e Patrimônio (SEPLAG) na Gerência de Estatística e Indicadores pela grande oportunidade e informações adquiridas durante o meu período de estágio. Agradeço em especial: Roberson Leite, Teresa Márcia e Juliana Carla que tanto me ensinaram e agregaram ao meu desempenho profissional.

Sou grata aos melhores amigos que pude fazer durante o curso: Jamylle Reis, Henrique Quintela e Fernando Cavalcante, às minhas amigas Bia e Bruna e ao meu namorado Messias que também tive a oportunidade de conhecer e amar durante o período final da minha graduação.

Por fim, agradeço a mim mesma pela força e coragem que tive durante o período turbulento em que passei na construção deste trabalho.

“Nolite te bastardest carborundorum”
Margaret Atwood

RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar o padrão da distribuição espacial nos municípios e os determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil no Nordeste entre 2000 e 2010. Para tanto, foram utilizados uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e modelo econométrico espacial para dados em painel. Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos junto ao Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) e o DATASUS. Dentre os resultados obtidos, pode-se destacar três: a) existem fortes discrepâncias intrarregionais nos municípios; b) há uma relação inversa entre a mortalidade infantil e as variáveis renda domiciliar per capita, percentual da população em domicílio com água encanada e com coleta de lixo, enquanto que ocorre o contrário com relação ao índice de Gini, taxa de analfabetismo, grau de urbanização e percentual da população em domicílio com densidade superior a 2 e c) há uma dependência espacial da mortalidade infantil, ou seja, há um certo grau de similaridade entre os municípios analisados, de modo que a taxa de mortalidade infantil em um município é explicada, em parte, pela taxa de mortalidade infantil nos municípios vizinhos. Esses resultados são relevantes, pois fornecem evidências relacionadas à importância da dependência espacial sobre mortalidade infantil dos municípios nordestinos, sendo útil para subsidiar políticas públicas que busquem promover o desenvolvimento dessas localidades.

Palavras-chave: Mortalidade Infantil. Região Nordeste. Dados em painel espacial.

ABSTRACT

The objective of this study was to analyze the pattern of spatial distribution in the municipalities and the determinants of the reduction in the infant mortality rate in the Northeast between 2000 and 2010. For this purpose, an exploratory analysis of spatial data (AEDE) and an econometric model were used. space for panel data. The data used in this research were obtained from the United Nations Development Program (UNDP) and DATASUS. Among the results obtained, three can be highlighted: a) there are strong intra-regional discrepancies in the municipalities; b) there is an inverse relationship between infant mortality and the variables per capita household income, percentage of the population in a household with running water and garbage collection, while the opposite occurs in relation to the Gini index, illiteracy rate, degree of urbanization and percentage of the population in a household with a density greater than 2 and c) there is a spatial dependence on infant mortality, that is, there is a certain degree of similarity between the analyzed municipalities, so that the infant mortality rate in a municipality is explained, partly due to the infant mortality rate in neighboring municipalities. These results are relevant, as they provide evidence related to the importance of spatial dependence on infant mortality in Northeastern municipalities, being useful to support public policies that seek to promote the development of these locations.

Keywords: Infant Mortality. Northeast Region. Spatial panel data.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Percentual de crianças pobres nos estados da Região Nordeste – 2010.....	26
Figura 2 – Mortalidade infantil nos municípios da Região Nordeste – 2000 e 2010.....	27
Figura 3 – Representação das matrizes de ponderação espacial.....	35
Figura 4 – Diagrama de dispersão para mortalidade infantil no Nordeste - 2000 e 2010.....	42
Figura 5 – Mapas de <i>cluster</i> (agrupamentos) para mortalidade infantil no Nordeste – 2000 e 2010.....	43

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxa de Mortalidade Infantil e Renda per capita dos estados da Região Nordeste – 2000 e 2010.....	28
Tabela 2 – Taxa de Mortalidade Infantil, Fecundidade Total, Índice de Gini e Renda per capita por faixa população dos municípios da Região Nordeste – 2000 e 2010.....	29
Tabela 3 – Resultados dos modelos estimados por <i>Pooled</i> , Efeitos Fixo (EF) e Aleatório (EA) para mortalidade infantil na região Nordeste (2000-2010)	45
Tabela 4 – Resultados dos modelos de efeitos fixo em dados em painel espacial (SAR e SEM) para mortalidade infantil na região Nordeste (2000-2010).....	48

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Variáveis utilizadas na literatura empírica.....	20
Quadro 2 – Variáveis utilizadas no modelo.....	41

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AEDE	Análise exploratória de dados espaciais
CMI	Coefficiente de mortalidade infantil
CNES	Cadastro Nacional de Equipamentos de Saúde
DATASUS	Departamento de Informática do SUS
ECA	Estatuto da Criança e do Adolescente
FE	<i>Fixed effect</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
NV	Nascidos vivos
ODM	Objetivos do Milênio
OMS	Organização Mundial da Saúde
ONU	Organização das Nações Unidas
PAISC	Programa de Atenção Integral à Saúde da Criança
PNIAM	Programa Nacional de Incentivo ao Aleitamento Materno
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
RE	<i>Random effect</i>
SAR	<i>Spatial Autoregressive Model</i>
SEM	<i>Spatial Error Model</i>
SIDRA/IBGE	Banco de Dados Agregados
SIM	Sistema de Informação de Mortalidade
SINASC	Sistema de Informação de Nascidos Vivos
SUS	Sistema Único de Saúde
TMI	Taxa de mortalidade infantil
UNICEF	Fundo das Nações Unidas para a Infância

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	13
1 REVISÃO DE LITERATURA.....	16
1.1 Revisão Empírica.....	16
1.2 Trajetória da mortalidade infantil no Nordeste entre 2000 e 2010.....	25
2 1 METODOLOGIA E BASE DE DADOS.....	30
2.1 Definição e especificação dos modelos econométricos.....	30
2.1.1 Modelos de dados em painel.....	31
2.2 Aspectos dos procedimentos econométricos espaciais.....	33
2.2.1 Modelagem de dados em painel espacial.....	36
2.2.2 Procedimento de especificação.....	39
2.3 Base de dados.....	40
3 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	42
3.1 Análise da presença da autocorrelação espacial nos municípios da Região Nordeste.....	42
3.2 Resultados econométricos.....	44
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	49
5 REFERÊNCIAS.....	51

INTRODUÇÃO

A taxa de mortalidade infantil (TMI) é um dos principais indicadores que determinam a qualidade de vida e o desenvolvimento de uma população. Segundo o Ministério da Saúde (2023), a TMI pode ser definida como o número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, em determinado espaço geográfico, no ano considerado. A mortalidade infantil compreende a soma dos óbitos ocorridos nos períodos neonatal precoce (0-6 dias de vida), neonatal tardio (7-27 dias) e pós-neonatal (28 dias e mais) (DATASUS, 2023).

Essa variável é um dos principais indicadores da saúde pública e que apresenta uma relação direta com o bem-estar da sociedade, refletindo, de maneira geral, as condições de desenvolvimento socioeconômicos e de infraestrutura de uma determinada região.

Evidências consistentes apontam que a baixa qualidade de saúde ao nascer está associada a uma baixa escolaridade, menor remuneração e à problemas de saúde na idade adulta. Estes estudos apresentam a importância da saúde nas primeiras fases da vida, sendo essa um fator relevante para uma boa formação do capital humano (ALMOND, MAZUMDER, 2011; ALMOND, 2006; CURRIE, MORETTI, 2007). Desta forma, é imprescindível uma intervenção de qualidade e focalizada na melhoria da saúde das crianças, uma vez que é um importante determinante na construção do capital humano de uma sociedade.

Ao longo das últimas décadas, o Brasil tem se destacado por apresentar uma redução expressiva na mortalidade infantil, em função, principalmente, da queda da taxa de natalidade, da expansão de serviços públicos essenciais, como saneamento básico, na avaliação e planejamento de políticas e programas de saúde, como ampliação das campanhas de vacinação e aleitamento materno (KROPIWIEC et al., 2017). Estes fatores, aliados à melhoria na escolaridade, sobretudo nas mulheres, uma melhor condição socioeconômica do país, foram fundamentais para a redução da mortalidade infantil.

Apesar da notória redução da mortalidade infantil no Brasil, nas últimas décadas, ainda se observa uma persistência das iniquidades regionais e as desigualdades deste indicador em relação a grupos da sociedade expostos a condição de vulnerabilidade social ao se verificar as informações para as regiões, estados e municípios. Segundo Lisboa et al. (2015), os resultados dos indicadores de mortalidade infantil são determinados, especialmente, pela disponibilidade de saneamento básico, oferta de serviços de saúde inadequados e pelas condições sociais em que população está inserida.

Desta forma, não é inesperado que a região Nordeste, mesmo apresentando redução nas últimas décadas, ainda apresenta as maiores taxas de mortalidade infantil do país, uma vez que,

essa região, historicamente tem revelado os piores indicadores socioeconômicos quando comparado às outras regiões do país. As maiores taxas de mortalidade infantil do Nordeste estão concentradas, principalmente, nos estados do Maranhão, Alagoas, Piauí e Paraíba, e não por acaso, estes estados também são responsáveis pelas maiores taxas de pobreza nesta região, segundo dados do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) via Censo Demográfico.

De acordo com Lansky et al. (2014), parte desses registros de óbitos neonatais, que possuem um peso relevante na taxa de mortalidade infantil da região Nordeste, poderiam ser evitados se não houvesse negligência nos investimentos no sistema de saúde. Nesse contexto, a avaliação da eficiência do sistema de saúde pública, permite uma comparação entre as unidades de análises, promovendo um planejamento para a alocação ótima dos recursos e estratégias de combate no que tange à redução da mortalidade infantil.

Neste sentido, as particularidades do sistema brasileiro de saúde, como a atenção primária em saúde e a provisão de serviços públicos tem despertado o interesse desta pesquisa em relação à avaliação da eficiência dos sistemas de saúde dos municípios nordestinos no que diz respeito à redução da mortalidade infantil desta região.

Tal motivação decorre, especialmente, pela importância que a qualidade dos sistemas de saúde pública, especialmente, da esfera municipal, exerce sobre a melhoria na expectativa de vida da população, sobretudo, aquela que reside em localidades com baixos indicadores serviços públicos e elevadas taxas de pobreza, representando, infelizmente, a realidade da maioria dos municípios nordestinos, conforme dados censitários coletados através do PNUD.

Vale frisar que, a saúde pública e o ambiente estão, inerentemente, influenciados por modelos de ocupação territorial. Desta forma, a mortalidade infantil é um dos indicadores de saúde mais sensíveis aos fatores sociais relativas ao espaço (COSTA et al., 2001; GOLDANI et al., 2001; SZWARCOWALD, ANDRADE, BASTOS, 2002). Portanto, alcançar bons resultados deste indicador de saúde configura-se, também, como uma relevante estratégia para o desenvolvimento de um território (FARIA, 2016).

Desta forma, acredita-se que os contextos socioeconômicos diferentes implicam em distintos indicadores sociais e de saúde, portanto, este estudo, objetiva analisar a dinâmica geográfica e os determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil entre os municípios nordestinos no período de 2000 e 2010. Especificamente, procura-se: a) Investigar o padrão da distribuição espacial da mortalidade infantil nos municípios do Nordeste e b) Identificar a existência de dependência espacial e de aglomerados de risco de ocorrências, discutir os principais fatores socioeconômicos que contribuíram para essa dependência e para a redução

da taxa de mortalidade infantil nesta região durante o período analisado. Esta pesquisa tem como hipótese que as variáveis socioeconômicas utilizadas no modelo são estatisticamente significantes e taxa de mortalidade infantil dos municípios nordestinos é afetada significativamente pela taxa de mortalidade infantil dos seus vizinhos.

Neste sentido, delinear as características populacionais não é suficiente, é preciso identificar com precisão onde se localizam os agravos, as áreas onde se concentram situações sociais vulneráveis, e como a oferta de serviços está distribuída para atender a demanda da população (BEZERRA FILHO et al., 2007). Um estudo detalhado do seu comportamento é fundamental para o controle e redução dos seus níveis, além de permitir apontar bons modelos regionais de saúde e indicar localidades que necessitam de maior atenção. Um dos aspectos desse conhecimento diz respeito à sua distribuição espacial.

Para tanto, foram utilizados nesta monografia uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e modelo econométrico espacial para dados em painel. Os dados utilizados nesta pesquisa foram obtidos junto ao Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) através de dados dos Censos Demográficos e o Departamento de Informática do SUS (DATASUS).

O presente trabalho, no primeiro momento, abordou o contexto, problemática, justificativa e objetivos; e para além desta introdução, o primeiro capítulo apresentará uma revisão de literatura utilizando de estudos e dados a respeito da temática da mortalidade infantil na Região Nordeste; no segundo capítulo será exibida a metodologia e base de dados que foram usadas para obter os resultados, que serão mostrados no capítulo terceiro desta monografia; enfim, as considerações finais serão exibidas no quarto capítulo, finalizando este trabalho.

1 REVISÃO DE LITERATURA

1.1 Revisão Empírica

O aumento do debate sobre qualidade de vida e desenvolvimento da sociedade ganhou espaço nas últimas décadas, atingindo espaços como a Organização da Nações Unidas (ONU). No ano 2000, tendo em vista as discussões no âmbito das conferências internacionais, os denominados Objetivos do Milênio (ODM)¹, foram sintetizados na Declaração do Milênio, assinada por 191 países, com o propósito de serem cumpridos até o ano de 2015, dentre estes, a redução da mortalidade infantil.

Desta forma, os países se comprometeram a reduzir o número de óbitos infantis. O Brasil, de acordo com o Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF, 2019), destacou-se nas últimas décadas no combate e na redução da mortalidade infantil na infância (menores de 5 anos) e infantil (menores de 1 ano). Os dados apontam para uma redução nas duas taxas citadas, cujo resultado apresentou forte queda, principalmente entre 1990 e 2010.

O artigo 7º do Estatuto da Criança e do Adolescente (ECA, 1990), garante que a criança e o adolescente têm direito a proteção à vida e à saúde, mediante a efetivação de políticas sociais públicas que permitam o nascimento e o desenvolvimento sadio e harmonioso, em condições dignas de existência. Entretanto, grande parte dos municípios nordestinos ainda não realizam suas políticas públicas em prol da criança de forma eficaz.

Diante do exposto acima, vários trabalhos têm estudado a mortalidade infantil, como Laurenti (1987) que sintetizara dados de mortalidade infantil nos Estados Unidos, Suécia e Estado de São Paulo em uma série histórica de 1950 a 1982. Nesse estudo, o autor destacou a elevada desvantagem do estado brasileiro em relação aos outros países, como por exemplo, onde São Paulo, em 1950, apresentava um coeficiente de mortalidade infantil 5,5 vezes maior que a Suécia.

É interessante também citar as mortalidades neonatal, pós-neonatal e perinatal – e como os dados dessas flutuaram ao longo das décadas, no qual é enfatizado, tal como, a infeliz realidade do Estado de São Paulo onde se verificou que a mortalidade pós-neonatal - considerada de mais fácil redução pelo autor - ainda era superior a 20 por mil nascidos vivos.

Já Sousa e Maia (2004) avaliam os fatores determinantes para a redução da mortalidade infantil no meio rural paraibano entre os anos 1991 e 2000. Por meio dos dados do PNUD e do

¹ A Declaração do Milênio das Nações Unidas surge no ano 2000 com o objetivo de criar comprometimento entre os países-membros para alcançar as oito metas determinadas, dentre estas, acabar com a fome e a miséria, combater a Aids e reduzir a mortalidade infantil até a data-alvo de 2015.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) com a utilização do modelo de dados em painel, os autores identificaram que a melhora nas variáveis de taxa de fecundidade, taxa de alfabetização, renda per capita e o aumento do acesso à água tratada, contribuíram para a redução da mortalidade infantil. Além disso, os referidos autores observam que a evolução da taxa de mortalidade infantil poderia ter sido mais eficiente se a desigualdade de renda, medida pelo índice de Gini, não fosse tão predominante no Brasil. Entretanto, não foram satisfatórios para a redução da taxa de mortalidade infantil os indicadores de gastos com saúde e saneamento per capita, percentual de adolescentes com filhos e número de médicos residentes por mil habitantes.

Paixão e Ferreira (2012) também indicam os principais determinantes da mortalidade infantil no Brasil a partir do uso de dados em painel. Em seu estudo, investigam cada unidade federativa do país entre os anos de 1997 e 2005 tendo como fonte a base de dados do IPEA e do DATASUS. O artigo apresenta a especificação dos modelos de *pooled cross-section*, modelo com efeitos fixos e modelo com efeitos aleatórios tendo em vista a heterogeneidade das unidades federativas. De acordo com a análise, o modelo de efeito fixo mostrou-se mais adequado, dessa forma, apresentaram-se de forma determinante a taxa de fecundidade, aumentos na renda per capita, que por sua vez, permitem que seja fornecido um ambiente adequado para o desenvolvimento educacional da criança, além de melhores condições através da saúde, saneamento e coleta de lixo.

Carvalho et al. (2015) analisaram a variação da mortalidade infantil por condição de vida no meio urbano. A conclusão se deu de forma que a mortalidade infantil em Aracaju apresentou declínio, mas com importante assimetria entre os bairros. Neste estudo, observa-se que a análise das condições de vida pode justificar as diferenças no risco de óbito infantil no espaço urbano, destacando as desigualdades em saúde na mortalidade. A redução da TMI, está associada às variáveis como acesso ao pré-natal, abastecimento de água, saneamento e aumento das despesas públicas em saúde no Brasil.

Por outro lado, Rintzel et al. (2018) apresentam as variáveis determinantes para a redução da taxa de mortalidade infantil na Região Sul nos anos de 2000 e 2010, região essa que possui a menor taxa de mortalidade infantil do país. Através de dados do PNUD, DATASUS e IBGE os autores utilizaram da análise de estatísticas descritivas e da metodologia de dados em painel nos estados do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Despesa total por habitante com saúde por ano, Índice de Gini, mulheres de 10 a 17 anos que tivera filhos, domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados, taxa de fecundidade total, taxa de analfabetismo 15 anos ou mais e renda per capita foram as variáveis utilizadas na construção

do modelo. Os resultados apresentados mostraram, de forma condizente com a literatura, que a taxa de mortalidade infantil na Região Sul foi reduzida ao longo dos anos devido a todas as variáveis utilizadas no modelo. O artigo ressalta que a redução da taxa de analfabetismo, o aumento da renda per capita e da despesa com saúde foram impactantes na redução da TMI nos três estados da região.

Silva et al. (2019) estudaram os principais determinantes econômicos da mortalidade infantil nos municípios da região Nordeste nos anos de 1991, 2000 e 2010. Os autores utilizaram o método de estimação em dados de painel com modelo de efeito fixo através de dados coletados no PNUD. Dentre as variáveis analisadas, se sobressaem a taxa de fecundidade total e taxa de analfabetismo, que possuiriam choques imediatos na TMI em municípios da região Nordeste. Assim, em suma, todas as variáveis apresentam os sinais esperados, com exceção do percentual da população que vive em domicílios com energia elétrica, e observa-se que os municípios possuem disparidades em relação a elas, sendo intensificadas pelos altos índices de desigualdade social e concentração de renda. Nos municípios do Nordeste, há a redução da TMI, mas o número de óbitos infantis ainda continua em um patamar elevado. Segundo o estudo, portanto, mostra-se necessário o investimento imediato no âmbito educacional e demográfico.

Faria (2016) analisa as variações espaciais e as desigualdades territoriais através dos indicadores de mortalidade infantil no Brasil, utiliza toda a população de nascidos vivos e óbitos infantis nos anos 2012 e 2013 nas 558 microrregiões do IBGE. Em sua pesquisa, o autor citado acima utiliza dados levantados no Sistema de Informação de Nascidos Vivos (Sinasc), Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), Cadastro Nacional de Equipamentos de Saúde (Cnes) e no Banco de Dados Agregados (Sidra) do IBGE.

Dessa forma, os resultados do coeficiente de mortalidade infantil (CMI) mostram duas realidades distintas. As regiões Norte e Nordeste apresentam um CMI mais alto e uma distribuição mais heterogênea, que dificultam a análise das especificidades. Já as regiões Sul e Sudeste, possuem uma distribuição espacial mais homogênea e um CMI acima da média do país, porém não suficiente.

Diante disso, as variações espaciais da mortalidade infantil corroboram para a afirmação de que o Brasil é um país desigual. É importante salientar que não é possível uma única política para a redução desse índice em todo o território, tendo em vista as diferenças que compõem principalmente as microrregiões entre os estados do Norte e Nordeste e os estados do Sul e Sudeste. Assim, estes últimos necessitam de políticas direcionadas ao combate à prematuridade e baixo peso. Dessa maneira, o autor destaca a criação de novas políticas adequadas aos perfis

distintos do território brasileiro que foram apresentados, evitando as generalizações e enfatizando o controle da mortalidade e a manutenção da vida da criança com qualidade após o nascimento.

Em relação às políticas públicas, Moreira et al. (2012) destacam a saúde como eixo estratégico que objetiva intervir em prol dos mais vulneráveis e cita diversas políticas realizadas ao longo do século passado que tinham o alvo de reduzir a mortalidade infantil, como a implantação de políticas sanitárias nos centros urbanos no início do século XX; a criação do Programa Materno Infantil na década de 1980; em 1981, o Programa Nacional de Incentivo ao Aleitamento Materno (PNIAM); o Programa de Atenção Integral à Saúde da Criança (PAISC) em 1984; e principalmente, a criação do SUS com a constituição de 1988 que desencadeou a geração de diversos programas que viriam a seguir.

De acordo com os autores acima, os projetos e os programas foram aprimorados durante os anos de estudo no país inteiro e em Minas Gerais – estado foco da pesquisa -. Porém, ainda há muitos entraves, que por sua vez, podem ser reduzidos através da formulação de políticas públicas adequadas e reduzir a mortalidade infantil.

Almeida et al. (2012) investigam o acesso geográfico ao parto hospitalar em todos os municípios brasileiros, expresso por indicadores de deslocamento, oferta e acesso aos serviços de saúde por meio do modelo de regressão múltipla. Os referidos autores utilizaram o período de 2005 a 2007 e concluíram que as ações desenvolvidas, apesar de importantes, foram insuficientes e citam o deslocamento intermunicipal para o parto como um fator de risco para que haja a mortalidade infantil.

O quadro 1 apresenta uma síntese dos estudos abordados nesta seção, no qual pode ser observado pela ótica das variáveis utilizadas e separadas de acordo com as fontes, período, região, metodologia e resultados. Analise-o a seguir:

Quadro 1 – Variáveis utilizadas na literatura empírica

Variáveis	Fonte	Período	Região	Metodologia	Resultados
TMI neonatal; TMI pós-neonatal; TMI perinatal	Laurenti (1987)	1950 - 1982	Estados Unidos, Suécia e São Paulo (BR)	Análise temporal	Declínio em todos os coeficientes
<p>Variável dependente: Taxa de mortalidade infantil;</p> <p>Variáveis explicativas: percentual de pessoas que vivem em domicílios com água encanada; percentual de adolescentes do sexo feminino entre 15 a 17 anos de idade que tiveram filhos; taxa de fecundidade total; taxa de alfabetização; renda per capita; índice de Gini; número de médicos residentes por mil habitantes; gastos com saúde e saneamento per capita</p>	Sousa e Maia (2004)	1991 - 2000	Paraíba (BR) - meio rural	Dados em painel	A melhora nas variáveis taxa de fecundidade, taxa de alfabetização, renda per capita e o aumento do acesso à água tratada, contribuíram para a redução da TMI

(continua)

(continuação)

<p>Variável dependente: TMI; Variáveis explicativas: taxa de fecundidade total; taxa de analfabetismo; índice de Gini; renda média; proporção da população servida pela coleta de lixo por ano; proporção da população servida pela rede geral; gasto anual per capita com função: saúde e saneamento; gasto anual per capita com função: educação e cultura</p>	Paixão e Ferreira (2012)	1997 - 2005	Todas as UFs do Brasil	Dados em painel	Se mostraram importantes para a redução da TMI: taxa de fecundidade, renda média, coleta de lixo, índice de Gini e taxa de analfabetismo
<p>Variável dependente: TMI; Variáveis explicativas: afecções perinatais; infecções respiratórias agudas; doenças diarreicas; demais doenças infecciosas e parasitárias; malformações congênitas; neoplasias; causas externas; outras causas</p>	Carvalho et al. (2015)	2001 - 2010	Aracaju (SE)	Estudo ecológico de base populacional; teste de <i>t</i> de Student	Redução da TMI associada à variáveis como acesso ao pré-natal, abastecimento de água, saneamento e aumento das despesas públicas em saúde; houve assimetria entre os bairros

(continua)

(continuação)

<p>Variável dependente: TMI; Variáveis explicativas: Despesa total por habitante com saúde por ano; índice de Gini; mulheres de 10 a 17 anos que tivera filhos; domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados; taxa de fecundidade total; taxa de analfabetismo 15 anos ou mais; renda per capita</p>	Rintzel et al. (2018)	2000 - 2010	Estados da Região Sul do Brasil	Dados em painel	A TMI foi reduzida ao longo dos anos devido a todas as variáveis utilizadas no modelo
---	-----------------------	-------------	---------------------------------	-----------------	---

(continua)

(continuação)

<p>Variável dependente: TMI; Variáveis explicativas: taxa de fecundidade total; percentual da população que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas; expectativa de anos de estudo aos 18 anos de idade; taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade; proporção de crianças pobres; renda per capita média; percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados; percentual da população que vive em domicílios urbanos com serviço de coleta de lixo; percentual da população que vive em domicílios com energia elétrica</p>	Silva et al. (2019)	1991, 2000 e 2010	Municípios da região Nordeste	Dados de painel com modelo de efeito fixo	A taxa de fecundidade total e a taxa de analfabetismo se sobressaem como as mais impactantes na redução da TMI na região
--	---------------------	-------------------	-------------------------------	---	--

(continua)

(continuação)

<p>Variável dependente: Coeficiente de mortalidade infantil;</p> <p>Variáveis explicativas: coeficiente de óbitos infantis relacionados a prematuridades; coeficiente de óbitos infantis relacionados a baixo peso; coeficiente de óbitos infantis relacionados a algumas doenças infecciosas e parasitárias; coeficiente de óbitos infantis de mães adolescentes; coeficiente de nascidos vivos que receberam sete ou mais consultas pré-natais durante a gestação; médicos do SUS por habitante; índice de privação social</p>	Faria (2016)	2012 - 2013	Microrregiões do Brasil	Método bayesiano empírico	<p>As regiões Norte e Nordeste apresentam um CMI mais alto e uma distribuição mais heterogênea, que dificultam a análise das especificidades. Já as regiões Sul e Sudeste, possuem uma distribuição espacial mais homogênea e um CMI acima da média do país, porém não suficiente</p>
--	--------------	-------------	-------------------------	---------------------------	---

(continua)

(continuação)

Taxa de mortalidade infantil	Moreira et al. (2012)	1950 - 2010	Minas Gerais (BRA)	Estudo descritivo	Redução da taxa de mortalidade infantil ao longo dos anos
Deslocamento geográfico à internação para o parto; proporção de partos domiciliares; leitos obstétricos por 1.000 NV; número de estabelecimentos que internam para o parto por 1.000 NV; número de estabelecimentos que internam para o parto e que possuem Unidade de Terapia Intensiva (UTI) neonatal por 1.000 NV	Almeida et al. (2012)	2005 - 2007	Municípios do Brasil	Modelo de regressão múltipla	O deslocamento intermunicipal para o parto é um fator de risco para que haja a mortalidade infantil

Fonte: Elaboração própria.

A atual seção mostrou o que diz a literatura a respeito da mortalidade infantil que contemplou variáveis relacionadas à urbanização, saúde, educação, renda, dentre outros indicadores socioeconômicos. Através dos estudos, os trabalhos buscaram auxiliar a pesquisa com a exposição dos resultados das pesquisas empíricas. Constata-se que ao longo dos anos a taxa de mortalidade infantil apresentou queda nas regiões analisadas, entretanto, cada localidade foi impactada por variáveis distintas, que conseqüentemente, implicam em diferentes direcionamentos de políticas públicas.

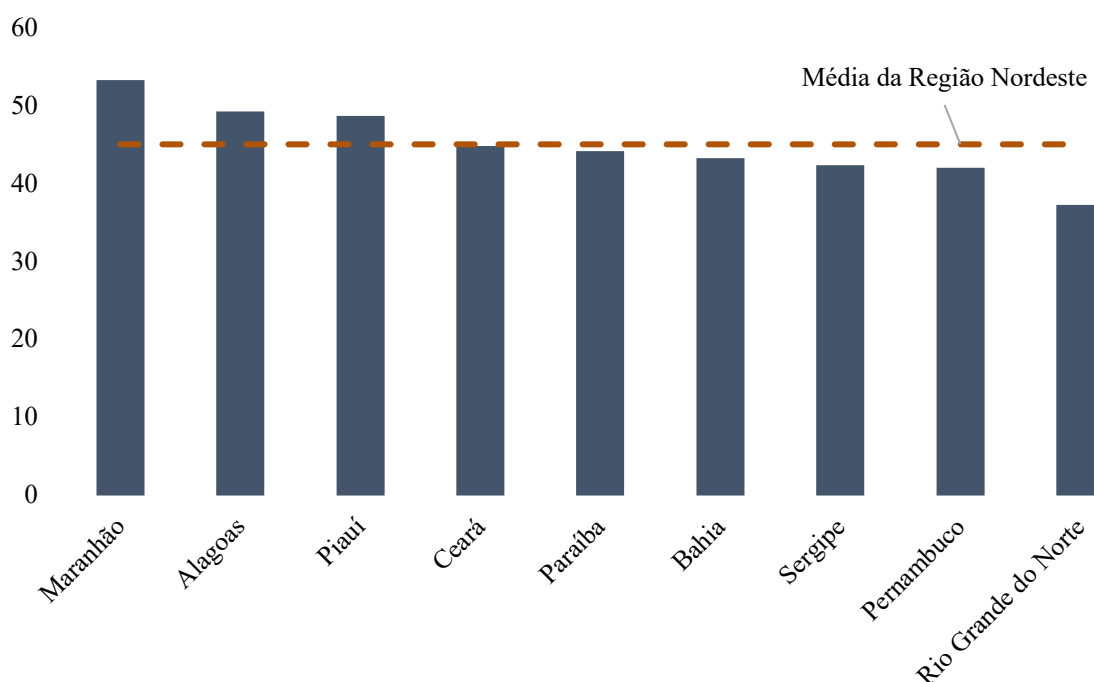
1.2 Trajetória da mortalidade infantil no Nordeste entre 2000 e 2010

Segundo o Boletim Epidemiológico divulgado pelo Ministério da Saúde em 2021, as Regiões Norte e Nordeste possuem as maiores médias de TMI, com 16,9 e 15,3 óbitos para cada mil nascidos vivos (NV), respectivamente para o período de 2017 a 2019. A Região Nordeste também se destaca em relação à redução no período de 1990 a 2019, no qual todas as unidades da federação obtiveram quedas expressivas. O boletim destaca, também, que “ainda é

preciso um grande esforço para enfrentar as diferenças regionais e alcançar patamares mais baixos” (BRASIL, 2021).

O Atlas do Desenvolvimento Humano dos Municípios apresenta diversos indicadores nos quais serão utilizados neste trabalho, dentre eles, saúde, renda, habitação nos anos dos dois últimos Censos Demográficos, sendo o mais recente, o ano de 2010. O Nordeste é comumente marcado pelos altos índices de pobreza das crianças, no qual pode ser visto na Figura 1, onde a média da região representa 45,14% de crianças pobres e destacam-se os estados do Maranhão (53,43%), Alagoas (49,41%) e Piauí (48,80%) acima da média regional².

Figura 1 - Percentual de crianças pobres nos estados da Região Nordeste – 2010.



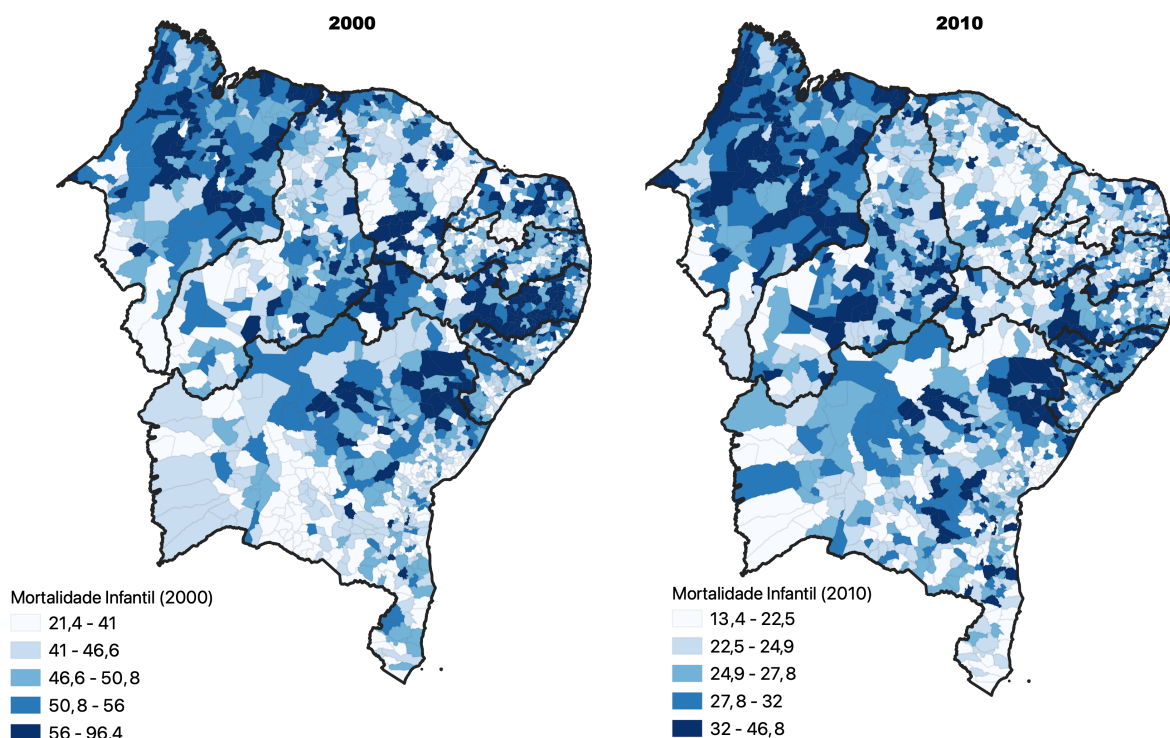
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. Pnud Brasil, Ipea e FJP, 2022.

A Figura 2, a seguir apresenta o mapa da distribuição espacial da mortalidade infantil nos municípios da Região Nordeste nos anos 2000 e 2010. No início do milênio, a TMI exibiu níveis altos, concentrados principalmente nos estados de Pernambuco, Maranhão e Alagoas. Ao longo da década, os municípios obtiveram redução nos resultados da variável, como pode ser observado no segundo mapa da figura. Entretanto, a média dos estados e da região ainda

² Proporção dos indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 140,00 mensais, em reais de agosto de 2010.

não são satisfatórias, que apesar da queda, continuamente apresentam valores elevados no decorrer dos anos.

Figura 2 - Mortalidade infantil nos municípios da Região Nordeste – 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNUD via Censo Demográfico (2022).

Este desempenho pode ser justificado através de melhorias em fatores socioeconômicos, como as melhorias feitas pelo Sistema Único de Saúde (SUS), o estabelecimento do Pacto pela Saúde (que ordena o processo de gestão do SUS pelos estados), o modelo de atenção básica centrado na Estratégia de Saúde da Família, o aumento do acesso ao pré-natal, o aumento da escolaridade das mães, a melhoria no acesso a água potável e saneamento básico, a valorização do aleitamento materno e, mais recentemente, a priorização do atendimento nos serviços de saúde a gestantes e crianças de até 2 anos de idade na rede pública de saúde materna, neonatal e infantil, conhecida como Rede Cegonha (UNICEF, 2019).

Pode-se tentar estabelecer uma relação entre renda per capita e taxa de analfabetismo, porém, a renda per capita em si não é uma identidade confiável por si só; ao analisar tais dados, houve um aumento na média dos estados do Nordeste de 54,93%, da mesma maneira em que a taxa de analfabetismo reduziu em 26,95% no mesmo período, segundo dados do PNUD.

A Organização Mundial da Saúde (OMS) considera como número aceitável 10 óbitos infantis para cada 1000 crianças nascidas vivas. Verifica-se, portanto, que a mortalidade infantil

ainda é um problema a ser superado na Região Nordeste, haja vista que dependem da alocação de políticas públicas direcionadas para cada território.

Com taxas de 49,08 e 27,18 óbitos em 2000 e 2010, respectivamente, o Nordeste nos anos analisados apresentou média alta na TMI, apesar da variação negativa de 44,62%. Na Tabela 1, atrelada à redução da mortalidade infantil, observa-se o aumento da renda per capita, indicador de desenvolvimento de um país, calculado através do Produto Interno Bruto (PIB) dividido pelo número de habitantes. Esta apresentou crescimento de 62,98% durante os anos do estudo, os estados do Rio Grande do Norte, Sergipe e Pernambuco obtiveram as maiores rendas per capita da região. A melhoria dos indicadores sociais se dá de forma lenta, e as variáveis determinantes para essa redução serão analisadas ao longo desse trabalho.

Tabela 1 - Taxa de Mortalidade Infantil e Renda per capita dos estados da Região Nordeste – 2000 e 2010.

Regiões	Mortalidade Infantil			Renda per capita		
	2000	2010	Variação (%)	2000	2010	Variação (%)
Alagoas	49,32	31,89	-35,34	153,99	251,21	63,13
Bahia	45,58	26,01	-42,94	188,19	298,56	58,65
Ceará	47,14	24,69	-47,62	163,45	267,63	63,74
Maranhão	52,84	31,47	-40,44	138,17	231,84	67,79
Paraíba	48,49	26,68	-44,98	164,61	277,35	68,49
Pernambuco	58,94	26,37	-55,26	200,2	299,94	49,82
Piauí	47,89	28,23	-41,05	141,93	249,38	75,71
Rio Grande do Norte	47,56	24,73	-48	187,53	307,2	63,81
Sergipe	46,52	26,8	-42,39	182,83	301,35	64,83
Nordeste	49,08	27,18	-44,62	169,9	276,91	62,98

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNUD via Censo Demográfico (2022).

A Tabela 2 apresenta dados de variáveis relacionadas à mortalidade infantil por cinco faixas populacionais dos municípios da Região Nordeste. Observa-se, dessa forma, resultados mais satisfatórios nos municípios com maior quantidade de habitantes. O Índice de Gini, principal indicador de disparidade de renda, por exemplo, é mais alto em municípios do Nordeste acima de 500.000 habitantes, indicando que a distribuição de renda nessas cidades é menos dispar. O mesmo raciocínio pode ser aplicado para a análise da taxa de fecundidade total, tendo em vista que os dados da tabela mostram que as mulheres de municípios com população menor tendem a ter mais filhos ao longo de sua vida reprodutiva.

Tabela 2 - Taxa de Mortalidade Infantil, Fecundidade Total, Índice de Gini e Renda per capita por faixa população dos municípios da Região Nordeste – 2000 e 2010.

Faixa populacional dos municípios	Mortalidade Infantil		Fecundidade Total		Índice de Gini		Renda per capita	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010	2000	2010
até 50.000	49,74	27,73	3,27	2,39	0,559	0,523	158,87	260,51
50.001 a 100.000	43,6	23,42	2,88	2,19	0,58	0,539	245,64	365,45
100.001 a 300.000	38,71	20,09	2,64	2,04	0,584	0,539	334,99	484,13
300.001 a 500.000	33,35	17,46	2,08	1,85	0,612	0,53	519,45	527,91
acima de 500.000	33,82	16,4	1,99	1,61	0,642	0,618	607,71	867,49

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNUD via Censo Demográfico (2022).

Verifica-se que, conforme Paixão e Ferreira (2012), quanto mais baixa for a taxa de mortalidade infantil de uma população, melhor é a condição social e econômica dessa. Portanto, a melhoria dos indicadores supracitados, podem ser relacionados com a redução dos óbitos infantis, que por sua vez, servem como evidências para a qualidade de vida de determinada sociedade.

Além disso, deve-se enxergar com atenção as variáveis de abastecimento de água e esgotamento sanitário adequado, pois a falta da última pode implicar na contração de doenças infectocontagiosas que necessitariam de um pronto atendimento médico para tratá-las.

Por fim, além das variáveis supracitadas, o analfabetismo pode ser classificado como um dos principais fatores que determinam a mortalidade infantil. É perceptível que a diminuição da taxa de analfabetismo, mesmo que branda, vem ocorrendo, e é intrínseco que o acesso à educação de uma família está diretamente ligado à sua renda, como será analisado ao longo deste trabalho.

Esta seção objetivou realizar uma trajetória da taxa de mortalidade infantil nos municípios da região Nordeste, bem como apresentar variáveis que influenciaram no seu comportamento ao longo dos anos em análise.

2 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

2.1 Definição e especificação dos modelos econométricos

Neste estudo, conforme já sinalizado anteriormente, utiliza-se a modelagem de dados em painel, que engloba o universo de corte transversal (*cross-section*) e séries temporais. Um modelo convencional de painel de dados assume que as unidades de corte transversal são independentes entre si. Isso supõe-se quando essas unidades são indivíduos, domicílios ou empresas, escolhidas segundo algum procedimento estatístico de amostragem aleatória. Essa hipótese, entretanto, é pouco razoável quando as observações de corte transversal são unidades espaciais, ou seja, distritos, bairros, setores censitários, municípios, microrregiões, estados ou países (DRISCOLL; KRAAY, 1995). Nesses fatos, há a possibilidade de que haja a existência da dependência espacial entre as unidades de corte transversal.

A heterogeneidade espacial não observável que se manifesta nos parâmetros da regressão, sobretudo nos interceptos. Dessa forma, variáveis não observadas omitidas podem exercer influência sobre os interceptos, fazendo-os variar conforme a região. Além disso, a heterogeneidade espacial não observável pode se manifestar, ainda, no componente de erro.

É vantajoso trabalhar com dados em painel - espacial ou não espacial – comparado ao uso de dado sem corte transversal ou séries temporais. Eles permitem reduzir a negativa influência sobre as propriedades dos estimadores devido à omissão de variáveis relevantes específicas à região, observáveis, mas invariantes no tempo. Ademais, a fonte de tal omissão de variáveis relevantes pode ser por falta de medida.

Nesta monografia será visto que apesar dessas vantagens, a análise econométrica com dados em painel não está isenta de problemas, como o aumento do risco de se ter amostras incompletas ou com graves problemas de coleta de dados. Outrossim, um painel de dados pode incluir erros resultantes da escolha dos dados, não constituindo uma amostra aleatória devido à autosseletividade e/ou ausência de resposta pela exclusão de regiões a sucessivas rodadas por causa de falta de registro de informação (MARQUES, 2000).

Portanto, denominados aqui de modelo de efeitos não observados, os modelos convencionais de painel de dados conseguem apenas acomodar o efeito espacial representado pela heterogeneidade espacial.

Existem duas possibilidades para modelar os efeitos não observados: a) o modelo de efeitos fixos em que a heterogeneidade não observável se manifesta nos interceptos - a princípio, recomendado quando a análise de regressão é limitada a um conjunto definido de

regiões; e b) o modelo de efeitos aleatórios em que a heterogeneidade não observável se manifesta no componente de erro - recomendado quando se tem certo número de indivíduos ou regiões aleatoriamente sorteados de uma população.

2.1.1. Modelos de dados em painel

Num primeiro momento, considera-se um modelo simples de dados agrupados (*pooled data*), sem controle para efeitos não observados, na forma empilhada (ALMEIDA, 2012):

$$y_t = X_t\beta + \epsilon_t \quad (1)$$

Em que a variável dependente é representada por $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$; as variáveis explicativas exógenas são denotadas por $X_t = (X'_{1t}, \dots, X'_{nt})$, sendo que β é um vetor de coeficientes que acompanha as variáveis explicativas; e o termo de erro $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{nt})'$ é idêntica e independentemente distribuído (i.i.d.), com média zero e variância constante.

Agora se considera o seguinte modelo de efeitos não observados, com dados espaciais na forma empilhada, sem dependência espacial:

$$y_t = X_t\beta + \alpha + \epsilon_t \quad (2)$$

Na qual $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)'$ são os efeitos não observados, específicos às regiões e invariantes com o decorrer do tempo de análise. Esses efeitos não observados podem ou não estar correlacionados com as variáveis explicativas do modelo (X_t).

A maioria das aplicações envolve as seguintes hipóteses a respeito do comportamento do modelo de efeitos não observados, como expresso em (2). Para a identificação do modelo, assume-se, em primeiro lugar, que o termo de erro não está correlacionado com os efeitos não observados α :

$$E[\epsilon_{it}\alpha_i] = 0 \quad (3)$$

Além disso, assume-se que a hipótese de variância é constante ao longo do tempo, assim como existe a ausência de autocorrelação serial dos erros:

$$E[\epsilon_{it}\epsilon_{is}] = \delta_{ts}\sigma_\epsilon^2, \text{ sendo } \delta_{ts} = 1 \text{ para } t = s \text{ e } \delta_{ts} = 0 \text{ para } t \neq s \quad (4)$$

Assume-se a hipótese de exogeneidade forte, que pressupõe que o termo de erro e as variáveis explicativas não estejam correlacionadas em nenhum período de tempo, quer seja no presente, quer seja no passado.

$$E[\epsilon_{it}X_{is}] = 0, \quad \forall s, t \quad (5)$$

Assim, o uso deste modelo de regressão estabelece a adoção de pressupostos capazes de viabilizar a estimação dos coeficientes, sendo os dois mais usuais denominados como efeitos fixos e efeitos aleatórios.

O modelo de efeitos fixos assume que as diferenças das regiões são captadas nas diferentes interceptos. O modelo de efeitos fixos permite controlar os componentes não observados, além de eliminar o viés das variáveis observáveis relevantes omitidas, que não variam com o transcorrer do tempo de análise. Portanto, a estimação do modelo espacial por efeitos fixos tem a vantagem de controlar este tipo de heterogeneidade não observável, considerando adicionalmente a dependência espacial dos dados (ALMEIDA, 2012).

A seguir é apresentado o modelo convencional de efeitos fixos, sem a inclusão de componentes espaciais, com a finalidade de se estudar as suas propriedades. Posteriormente, na próxima seção será introduzida a discussão do modelo de efeitos fixos com dependência espacial. Considera-se o modelo convencional de efeitos fixos, com dados empilhados:

$$y_t = \alpha + X_t\beta + \epsilon_t \quad (6)$$

Em que $\alpha = \{\alpha_1, \dots, \alpha_n\}$ é um vetor que denota os efeitos fixos, ou seja, termos de interceptos não observados, específicos a cada região e constantes ao longo do tempo de análise.

O modelo (6) é baseado na hipótese de que os efeitos não observados estão correlacionados com as variáveis explicativas:

$$E[\alpha X_t] \neq 0 \quad (7)$$

Convém ressaltar que essa é a hipótese fundamental que distingue o modelo de efeitos fixos. Outro pressuposto é que os efeitos fixos não estão autocorrelacionados no espaço:

$$E[\alpha_i \alpha_j] = 0 \quad \text{caso } i \neq j. \quad (8)$$

Finalmente, pressupõe-se que os efeitos fixos não estejam correlacionados como termo de erro aleatório ϵ_t :

$$E[\alpha_i \epsilon_{jt}] = 0 \quad (9)$$

Um modelo alternativo ao dos efeitos fixos é aquele que considera os efeitos não observados e invariantes no tempo, que são específicos à região, não como sendo fixos, mas como sendo uma variável aleatória. Por isso, na literatura, denomina-se tal modelo de efeitos aleatórios. Na verdade, em contraste com o modelo de efeitos fixos que trata os efeitos não observados como sendo parâmetros a serem estimados, o modelo de efeitos aleatórios considera-os como sendo um componente do termo de erro aleatório. Esse modelo pode ser o mais apropriado quando o painel de dados é proveniente de um sorteio amostral aleatório. No contexto dos dados espaciais, por exemplo, seria o caso quando o pesquisador não está trabalhando com o universo de municípios brasileiros, mas com uma amostra aleatória representativa do universo de municípios brasileiros.

A seguir, considera-se a especificação do modelo de efeitos aleatórios sem dependência espacial. Depois, mostra-se como se deveria alterar a especificação para se incorporar a dependência espacial nesse tipo de modelo.

Seja o seguinte modelo convencional de efeitos aleatórios sem dependência espacial:

$$y_t = X_t\beta + \xi_t \quad (10)$$

Especifica-se a seguinte estrutura para o processo de erro, também conhecido como modelo de componente de erro, incluindo agora o componente específico (a) dentro da estrutura de erro:

$$\xi_t = \alpha + \epsilon_t \quad (11)$$

em que $\alpha \sim (0, \sigma_{\alpha}^2)$ designa um componente de erro aleatório, que varia através das regiões, mas é constante ao longo do tempo.

Vale enfatizar que a hipótese substantiva do modelo de efeitos aleatórios é a condição de ortogonalidade que garante que os efeitos não observados não sejam correlacionados com nenhuma variável explicativa exógena. Formalmente:

$$E[\alpha X_t] = 0 \quad (12)$$

Nesse modelo, assumem-se ainda as hipóteses (JOHNSTON; DINARDO, 1997):

$$E[\epsilon] = 0, \quad E[\epsilon\epsilon'] = \sigma_{\epsilon}^2 I_{nT} \quad (13)$$

$$E[\alpha_i \epsilon_j] = 0 \quad \text{caso } i \neq j \quad (14)$$

$$E[\alpha_i \epsilon_j] = \sigma_{\alpha}^2 \quad \text{caso } i = j \quad (15)$$

Em que todas as esperanças são condicionais nas variáveis explicativas X_t . A primeira condição (13) impõe que o termo aleatório referente ao tempo e às regiões seja bem comportado, com média zero e variância constante. A segunda hipótese (14) garante que os efeitos aleatórios não sejam autocorrelacionados no espaço. A terceira hipótese (15) assegura que a variância dos efeitos aleatórios seja constante. Nota-se que a condição de ortogonalidade, adicionada à hipótese sobre o processo ϵ_t , é suficiente para que MQO seja justo e consistente. Como os erros dentro dos próprios indivíduos tornam os estimadores de mínimos quadrados ordinários não eficientes, usa-se o método dos mínimos quadrados generalizados (GLS) para estimar os coeficientes da regressão, obtendo-se estimadores eficientes.

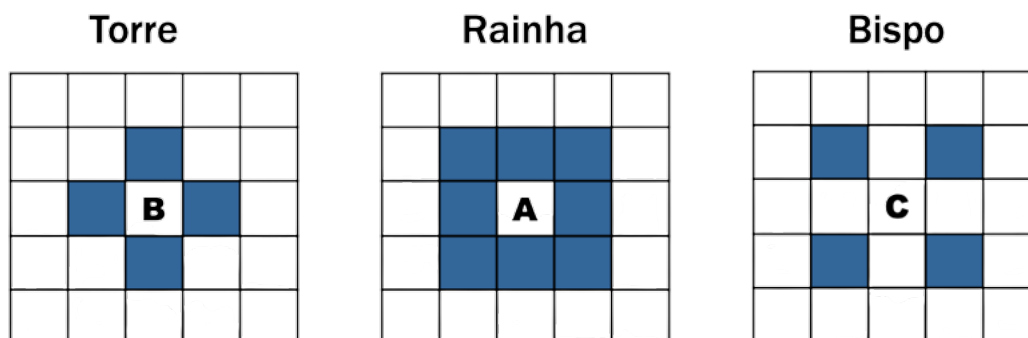
2.2 Aspectos dos procedimentos econométricos espaciais

Como os modelos econométricos de regressão linear clássicos não detiveram todo o arcabouço necessário para a análise, a econometria espacial traz *insights*. Os modelos espaciais

levam em consideração a autocorrelação e a heterogeneidade espaciais, ou seja, diferenças provocadas pelo posicionamento geográfico de uma dada observação, no caso aqui estudado, os municípios nordestinos, em um determinado momento do tempo. Com isso, pode-se estabelecer as influências que as características de um município conferem a si e aos demais (ALMEIDA, 2012), de modo que, caso seja ignorada a dependência espacial, pode-se obter estimativas ineficientes e tendenciosas dos parâmetros do modelo, além da invalidação das inferências estatísticas (CLIFF; ORD, 1981).

A dependência espacial pode ser percebida por contiguidades (vizinhança), distância inversa (quanto mais longe, menor são suas conectividades), distância social, distância econômica e k vizinhos (sendo $k = 1, 2, 3, \dots, n$). Contudo, conforme considera a Primeira Lei da Geografia³, regiões mais próximas e limítrofes têm maior efeito de dependência que as demais mais distantes. Assim, a análise espacial perpassa pela representação dos dados espaciais na forma matricial, em que é considerada a noção de proximidade. Para tanto, as matrizes de contiguidades, conforme a Figura 3, podem ser construídas considerando as noções de rainha, torre e bispo, como definidas no jogo de xadrez (ALMEIDA, 2012).

Figura 3 - Representação das matrizes de ponderação espacial.



Fonte: Elaboração própria, com base em Almeida (2012).

No presente estudo, a escolha da matriz de ponderação espacial foi baseada no critério similar a Baumont (2004), que sugere regredir o modelo proposto por MQO – sob todas as possibilidades de matriz, obter-se os resíduos e realizar o teste do I de Moran e, então, escolher a configuração de maior valor do I de Moran estatisticamente significativo. Foram consideradas, neste estudo, as matrizes rainha, torre e distância inversa.

³ Tobler (1970) inferiu que todas as coisas estão relacionadas com todo restante, porém coisas mais próximas estão mais relacionadas do que coisas mais distantes.

Deve-se verificar, logo após definir a matriz a matriz de pesos especiais, se os dados seguem distribuição espacial. Se não há autocorrelação espacial, recorre-se, então, à metodologia econométrica linear clássica, caso contrário, a análise requer o uso dos recursos da econometria espacial.

Nesse sentido, irá se iniciar pela AEDE (análise exploratória de dados espaciais), em que se averigua a existência de autocorrelação espacial e *clusters* de transbordamento espaciais. Então, na seção seguinte, será visto como mensurar a autocorrelação espacial usando as estatísticas de *I* de Moran local e global, em que, a partir do diagnóstico de autocorrelação espacial, justifica-se a estimação dos modelos econométricos espaciais (ALMEIDA, 2012; STAKHOVYCH; BIJMOLT, 2009).

O Índice de Moran global (*I*) univariado determina a dependência espacial linear entre os municípios. Essa estatística permite medir a proporção de desvios em torno da média da autocorrelação espacial e varia de $-1 > I < 1$. Valores próximos a zero indicam ausência de dependência linear, enquanto valores próximos à unidade indicam evidente autocorrelação espacial. Formalmente este índice é expresso por:

$$I = \frac{n}{\sum \sum w_{ij}} \cdot \frac{\sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum (y_i - \bar{y})^2} \quad (16)$$

Onde, *n* é o número de unidades espaciais ou número de observações, *y_i* e *y_j* são os valores observados da variável dos municípios *i* e *j*, \bar{Y} é a média do valor observado da variável de interesse de todos os municípios, *W_{ij}* representa os elementos da matriz de peso espacial que define as relações de vizinhança, isto é, o peso espacial para o par de unidades espaciais *i* e *j*, medindo o grau de interação entre elas, com $i = 1, 2, \dots, n$ e $j = 1, 2, \dots, n$ (ALMEIDA, 2012).

Apesar de sua eficiência, a autocorrelação global pode negligenciar alguns padrões locais de autocorrelação espacial. Por essa razão, as pesquisas empíricas também se utilizam do *I* de Moran local univariado (*I_i*), também conhecido por LISA (*local indicators of spatial association*), o qual estabelece a autocorrelação para cada unidade analisada. Esse índice é dividido em quatro quadrantes: alto-alto (AA), baixo-baixo (BB), alto-baixo (AB) e baixo-alto (BA), sendo utilizado para determinar como o *n*-ésimo município se relaciona com os demais (ALMEIDA, 2012). A título de referência, emprega-se o *I_i* maior que zero, indicando que há semelhanças (quando maior que zero) ou dissemelhanças (quando menor que zero) entre si e sua vizinhança. Quando igual a zero, determina-se ausência de *clusters*. dado por:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j^n w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_j^n \frac{(y_i - \bar{y})^2}{n}} = n \cdot \frac{z_i \cdot \sum_j^n w_{ij} z_j}{\sum_j^n z_j^2} \quad (17)$$

Onde $Z_i = (Y_i - \bar{Y})$ e $Z_j = (Y_j - \bar{Y})$ são variáveis padronizadas e a somatória sobre j é tal que somente os valores dos vizinhos $j \in J_i$ são incluídos. O conjunto J_i abrange os vizinhos da observação i . Segundo Almeida (2012), esse indicador “provê uma indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma observação, identificando *clusters* espaciais, estatisticamente significantes”. A seguir serão descritas as noções de dados em painel, dados em painel espacial e o modelo proposto.

2.2.1 Modelagem de dados em painel espacial

Antes de apresentar, metodologicamente, os métodos de dados em painel espacial a serem utilizados nesta pesquisa, cabe uma breve descrição sobre a importância de se levar em consideração a análise espacial neste estudo. A análise espacial estuda como os fenômenos sociais estão distribuídos dentro de um determinado espaço geográfico.

Para Bezerra Filho et al. (2007), a análise espacial permite identificar territórios formados por grupos de indivíduos sujeitos aos riscos elevados de óbitos infantil, além de possibilitar a correlação destes riscos com variáveis socioeconômicas e de assistência à saúde.

Além disso, a inclusão do fator espacial nos estudos de saúde possibilita determinar e discutir as diferenças entre as características inerentes e distintas entre estas regiões e além de permite observar a relação destas com a estrutura espacial na qual se inserem (GUIMARÃES et al., 2007).

Desta forma, analisar a distribuição espacial da mortalidade infantil e examinar a sua relação com o território contribui na compreensão dos fatores que determinam os agravos à saúde. Além do mais, isso permite um planejamento e implantação de políticas de saúde mais eficientes no que tange o alcance da redução da mortalidade infantil, uma vez que, levam em consideração as diferenças entre as vantagens e desvantagens intrínsecas de cada localidade, sem negligenciar a importância que o espaço exerce sobre o comportamento dos fatores que explicam essas diferenças.

O método utilizado para investigar a taxa de mortalidade infantil no Nordeste brasileiro será o de painel de dados espacial. Tal escolha é devido a referida taxa não estar, ao longo do período, relacionado simplesmente com os fatores explicitamente incluídos na regressão, mas

também com características próprias de cada município da região Nordeste. O método de dados em painel possibilita justamente captar essa heterogeneidade dos elementos contidos na amostra que não pode ser identificada de forma direta e, portanto, irá compor o termo de erro, visando as estimativas quando correlacionadas com as variáveis explicativas.

Por isso, a estimação por um modelo clássico de regressão linear não é a melhor especificação, pois, nesses casos, há a quebra de uma das suas hipóteses básicas: a de ausência de autocorrelação entre as variáveis explicativas e o termo de erro. Isso pode tornar o modelo viesado e inconsistente. Dessa forma, a utilização da regressão com dados em painel tem como objetivo minimizar o viés e tornar o modelo consistente, ou seja, simétrico e com menor variância possível. Essa metodologia possibilita a melhor captura da dinâmica verdadeira apresentada pelo fenômeno por meio da identificação da heterogeneidade não observada.

Entretanto, um dos pressupostos do modelo de dados em painel é de que as unidades de corte transversal são independentes entre si. Segundo Almeida (2012) ao se investigar unidades espaciais como os municípios, há grande suscetibilidade da amostra apresentar autocorrelação espacial, especialmente ao se tratar de fenômenos que usualmente tendem a se concentrar nos grandes centros. Portanto, caso identificado a dependência espacial na análise exploratória de dados espaciais e confirmada a hipótese através do cálculo do I de Moran dos resíduos da regressão de painel com efeitos fixos, será incorporada na regressão por meio de um modelo espacial de dados em painel.

Para efeitos de comparação serão estimados os modelos espaciais por meio de efeito fixo (*fixed effect* – FE) e de efeito aleatório (*random effect* – RE). No presente trabalho serão estimados basicamente dois modelos na tentativa de buscar o melhor ajuste. O primeiro modelo é o *Spatial Autoregressive Model* (SAR) que trata a autocorrelação espacial na variável dependente, enquanto o segundo modelo será *Spatial Error Model* (SEM) que foca na dependência espacial no termo de erro.

Convém iniciar a exposição com o modelo geral de efeitos fixos com dependência espacial, que inclui várias defasagens espaciais para fazer o controle da autocorrelação espacial de diversos tipos. Em termos formais, o modelo geral assume, usando dados empilhados (ALMEIDA, 2012):

$$y_t = \alpha + \rho W_1 y_t + X_t \beta + W_1 X_t \tau + \xi_t \quad (18a)$$

$$\xi_t = \lambda W_2 \xi_t + \epsilon_t \quad (18b)$$

Em que $W_1 y_t$, é a defasagem espacial da variável dependente; as variáveis explicativas exógenas defasadas espacialmente são representadas por $W_1 X_t = (W_1 X'_{1t}, \dots, W_1 X'_{nt})'$; os erros defasados espacialmente são simbolizados por $W_2 \xi_t$. A matriz de ponderação espacial W

é definida segundo algum critério estudado no terceiro capítulo e é mantida inalterada para todos os anos do painel. Finalmente, ρ e λ são parâmetros espaciais escalares, ao passo que τ é um vetor de coeficientes espaciais. No caso do modelo (18), a hipótese anterior de identificação fica prejudicada porque a defasagem espacial da variável dependente está correlacionada com o termo de erro aleatório, isto é, $E(W_1 y_t \epsilon_t) \neq 0$ por conta da endogeneidade espacial. Como será visto, a correta identificação da relação causal expressa pelo modelo (18) dependerá do tratamento dessa endogeneidade espacial.

Impondo restrições aos parâmetros espaciais, é possível extrair vários modelos de efeitos fixos com dependência espacial. Por exemplo, para incorporar a autocorrelação do tipo defasagem espacial da variável dependente, o modelo de efeitos fixos precisa ser modificado, impondo as restrições sobre o modelo geral de tal sorte que $\rho \neq 0$ e $\tau = 0$ e $\lambda = 0$, gerando o modelo SAR com efeitos fixos:

$$y_t = \alpha + \rho W y_t + X_t \beta + \epsilon_t \quad (19)$$

Desse modo, a variável dependente espacialmente defasada precisa ser incluída no lado direito da regressão. Nota-se que se houver omissão da variável relevante $W y_t$, no lado direito de (19), isso torna as estimativas de MQO do vetor de parâmetros β viesadas e inconsistentes. Curiosamente, o viés da estimativa é ampliado pela defasagem espacial da variável dependente em comparação com o viés proporcionado pelas estimativas de um modelo convencional de efeitos fixos. Considera-se agora a extensão do modelo de efeitos aleatórios com a **dependência espacial**. Em primeiro lugar, especifica-se o modelo geral espacial com efeitos aleatórios

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W X_t \tau + \xi_t \quad (19a)$$

$$\xi_t = \alpha + \lambda W \xi_t + \epsilon_t \quad (19b)$$

A partir desse modelo generalizado, impondo as restrições de que $\rho \neq 0$ e $\tau = 0$ e $\lambda = 0$, o modelo SAR com efeitos aleatórios desponta como:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \xi_t \quad (20a)$$

$$\xi_t = \alpha + \epsilon_t \quad (20b)$$

É possível obter os outros modelos de efeitos aleatórios com dependência espacial por impor as devidas restrições aos parâmetros.

2.2.2 Procedimento de especificação

Antes de se estimar um modelo espacial com efeitos não observados, é preciso estar certo de que a inclusão dos efeitos não observados é apropriada em comparação com um modelo de dados agrupados. Para se verificar isso, implementa-se o teste Breusch-Pagan. Esse teste para efeitos não observados é um teste de multiplicador de Lagrange cuja hipótese nula é de que a variância dos resíduos devido aos efeitos individuais é zero. A rejeição de H_0 indica a presença de efeitos não observados.

Quando é visto que os efeitos são relevantes, o procedimento seguinte é encontrar o modelo mais adequado para tratar da heterogeneidade espacial não observável, sendo eles o modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. Para averiguar esta situação, o teste de Hausman é utilizado para descobrir qual é o mais apropriado entre dois estimadores.

O teste de Hausman compara a consistência de dois estimadores para checar se existem diferenças significativas do ponto de vista estatístico entre eles. Como é utilizado nesta monografia, no painel de dados, os dois estimadores comparados são o estimador do modelo de efeitos fixos e o estimador do modelo de efeitos aleatórios. Assim, o teste confere se os efeitos aleatórios estão correlacionados com as variáveis explicativas do lado direito da regressão, averiguando se existe diferença significativa entre as estimativas do modelo de efeitos fixos e do modelo de efeitos aleatórios (HAUSMAN, 1978).

Também é questionado sobre o tipo de dependência espacial que deve ser modelado, no qual pode ser respondida por estimar todos os modelos que tenham corrigido o problema da autocorrelação espacial nos resíduos e posteriormente escolher o modelo que atingiu o menor critério de informação, por exemplo, o critério Akaike ou algum outro critério.

Em suma, a metodologia envolve desenvolver um procedimento geral de estimação cujos passos são válidos tanto para o modelo espacial de efeitos fixos quanto para o modelo espacial de efeitos aleatórios. O procedimento de estimação, resumidamente, segue os seguintes passos:

- I. Fazer o teste Breusch-Pagan para verificar se os efeitos não observados são relevantes para serem incorporados ao modelo construído com base na teoria subjacente ou na literatura relevante;
- II. Fazer o teste Hausman para descobrir qual é o modelo mais apropriado de efeitos não observados: modelo de efeitos fixos ou modelo de efeitos aleatório;
- III. Estimar o modelo de efeitos não observados sem dependência espacial, indicado pelo teste Hausman;
- IV. Checar os resíduos para averiguar a presença de dependência espacial;

- V. Se não houver dependência, ficar com os resultados do modelo de efeitos não observados, indicado pelo teste Hausman do segundo passo; caso contrário, seguir para o próximo passo;
- VI. Estimar, adotando os métodos recomendados acima, os modelos de efeitos não observados com dependência espacial;
- VII. Depois de estimados esses modelos, selecionar como o melhor modelo aquele que atender a dois critérios, ordenados em importância:
 - 1. Os resíduos do modelo não apresentam autocorrelação espacial;
 - 2. O modelo apresenta menor critério de informação, dentre aqueles modelos que não apresentam autocorrelação espacial nos resíduos.

É válido ressaltar que ao dizer que se estima o modelo de efeitos não observados sem ou com dependência espacial, espera-se que seja um método consistente de estimação.

Se o modelo adotado for o de efeitos fixos, a estimação não é eficiente, é apenas justa. Já o modelo de efeitos aleatórios pode ser mais apropriado, mas se por engano for adotado o modelo de efeitos aleatórios, os coeficientes são viesados, ineficientes e inconsistentes (JOHNSTON; DINARDO, 1997). Então, quando não for possível testar qual modelo é mais apropriado, um modelo de efeitos fixos é a melhor opção.

2.3 Base de dados

Este estudo pretende utilizar como variável de interesse a Taxa de mortalidade infantil até 1 ano de idade em função de um conjunto de variáveis socioeconômicas e demográficas, além de fatores locacionais. Este conjunto de informações será obtido junto ao Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD e do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil - DATASUS, para todas os municípios nordestinos no período de 2000 e 2010, conforme ilustrado no Quadro 2, referente ao resumo das variáveis utilizadas no estudo.

Quadro 2 - Variáveis utilizadas no modelo

Descrição das variáveis	Período	Fonte
Taxa de mortalidade infantil	2000-2010	PNUD
Renda domiciliar per capita média	2000-2010	PNUD
Índice de Gini	2000-2010	PNUD
Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais	2000-2010	PNUD
Percentual da população em domicílios com água encanada	2000-2010	PNUD
Percentual da população em domicílios com densidade superior a 2	2000-2010	PNUD
Percentual da população em domicílios com coleta de lixo	2000-2010	PNUD
Percentual da população urbana	2000-2010	PNUD
Percentual da população urbana ao quadrado	2000-2010	PNUD

Fonte: Elaboração própria.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

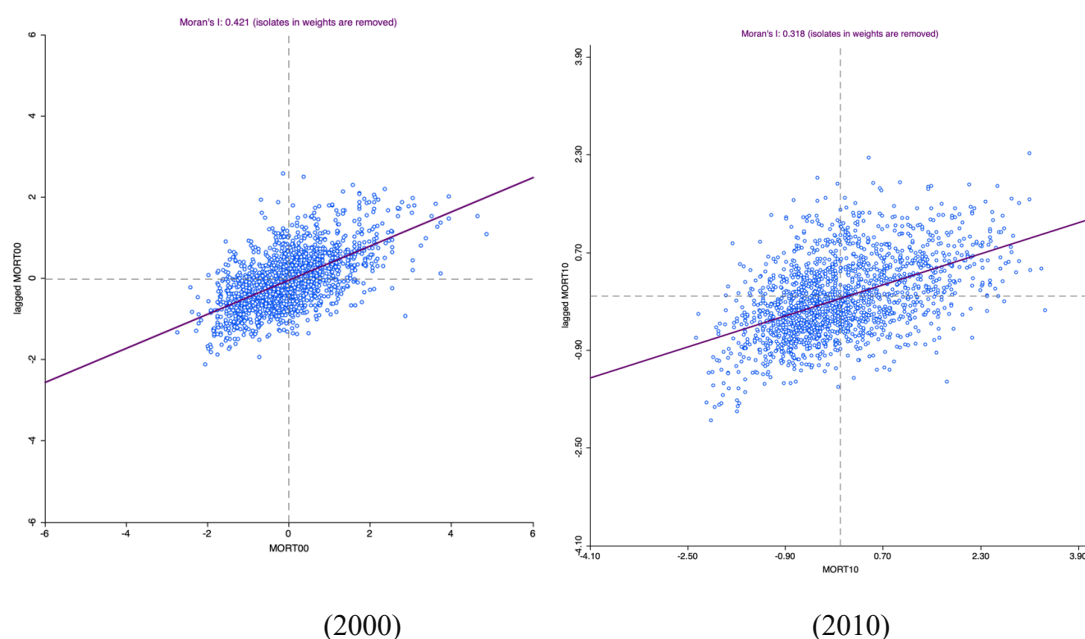
O presente capítulo exibe os resultados econométricos obtidos através da metodologia apresentada na seção anterior. Inicialmente, apresenta-se os diagramas de dispersão para a TMI, seguido de mapas *cluster* e por último, são apresentados os resultados dos estimadores referentes aos modelos econométricos para dados em painel a-espacial e espacial.

3.1 Análise da presença da autocorrelação espacial nos municípios da Região Nordeste

Por meio da Figura 4, pode-se comparar a autocorrelação espacial dos municípios entre os anos de análise. Primeiramente, variando entre $-1 > I < 1$, confirma-se a presença da autocorrelação espacial positiva, pois estimou-se o *I de Moran* em 0,421 para o ano de 2000 e em 0,318 para o ano de 2010. Ou seja, os dados foram significativos a 1% e verifica-se que para o ano de 2000, os municípios estão mais concentrados nos quadrantes I e III.

Já em 2010, nota-se uma redução da concentração espacial dos municípios e o aparecimento de *outliers*. Conclui-se, então, que nos quadrantes em que um município com uma taxa de mortalidade infantil elevada estará cercado por outro município com a mesma circunstância.

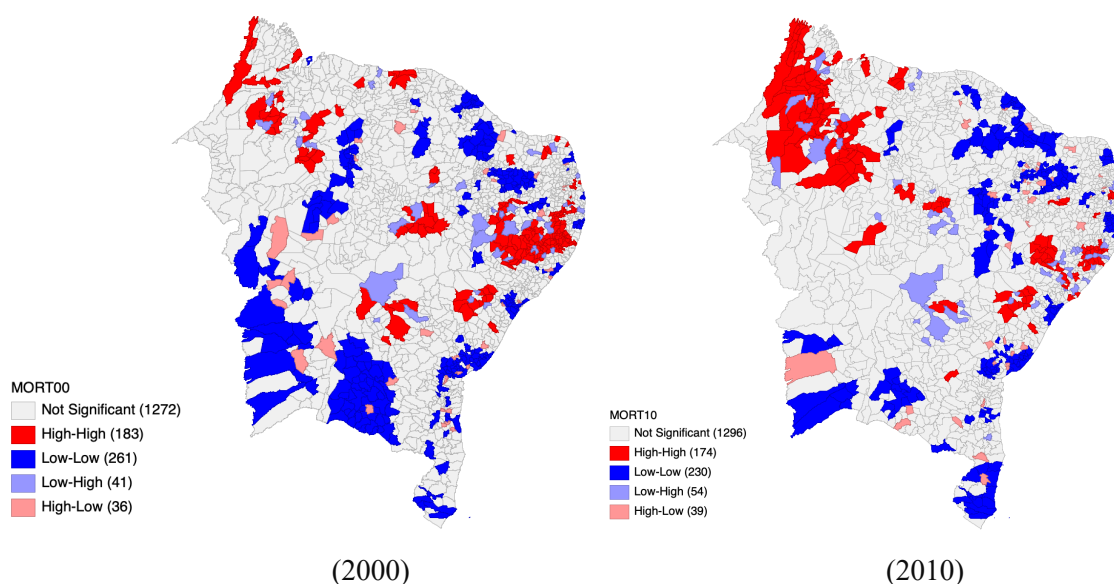
Figura 4 - Diagrama de dispersão para mortalidade infantil no Nordeste - 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNUD via Censo Demográfico (2022).

A Figura 5 representa dois mapas de *cluster* (agrupamentos) realizados a partir da estatística LISA ao nível de 1%, na qual os municípios são exibidos em quatro grupos: High-High (Alto-Alto): representado pela cor vermelha (municípios com altos índices de população com alta taxa de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altos índices da TMI); Low-Low (Baixo-Baixo): representado pela cor azul (municípios com baixa taxa de mortalidade infantil circundados por municípios com baixos índices da TMI); High-Low (Alto-Baixo): representado pela cor rosa (municípios com altos índices de mortalidade infantil rodeados por municípios com baixos índices); Low-High (Baixo-Alto): representado pela cor lilás (municípios com baixos índices de mortalidade infantil vizinhos a municípios com altos índices).

Figura 5 - Mapas de *cluster* (agrupamentos) para mortalidade infantil no Nordeste – 2000 e 2010.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do PNUD via Censo Demográfico (2022).

Através do mapa do ano de 2000, é possível verificar a formação de dois grandes grupos High-High, na parte noroeste e do leste da região, concentrados principalmente nos estados do Maranhão, Pernambuco, Alagoas e Sergipe, assim como mais abaixo, em alguns pontos do estado da Bahia. Em relação ao Low-Low, destaca-se com clareza o sudoeste e sul da Bahia, sendo o último, um ponto que faz fronteira com a região Sudeste do país. Em 2010, pode ser observado o aparecimento de mais grupos Low-High, o que implica na redução dos agrupamentos, sendo um bom fator para a redução da mortalidade infantil.

3.2 Resultados econométricos

A seguir são apresentados os resultados dos estimadores referentes aos modelos *Pooled*, que ignora as características específicas de cada grupo, dos modelos para Efeitos Fixos que admite características próprias em cada município e dos modelos de Efeitos Aleatórios, no qual as características específicas são aleatórias. Esses resultados são mostrados na Tabela 3.

Em relação a presença/ausência de efeitos não observados, observa-se que o teste de *Breusch-Pagan* (BP), realizado posteriormente às estimações do modelo com efeitos aleatórios, foi significativo a 1%, o qual rejeita-se a hipótese nula de ausência de efeitos não observados, conforme Tabela 3. Nesse caso, deve-se considerar que os municípios nordestinos possuem muitas características peculiares à sua formação e, muitas dessas caracterizações não são observadas e podem variar entre as unidades *cross-section* (heterogeneidade não observada). Caso esses fatores não observados influenciem e sejam correlacionadas com as variáveis de interesse, os efeitos estimados destas variáveis serão tendenciosos.

Ressalta-se que os efeitos não observados podem ser modelados por meio dos efeitos fixos ou aleatórios. Portanto, o próximo passo é decidir qual dos modelos entre efeitos fixos e aleatórios deve ser considerado como o mais indicado para a análise. O teste de *Hausman*, no qual se rejeitou a hipótese nula (valor-p de 0.000) de que os efeitos aleatórios são consistentes, apontou que a melhor seleção é a modelagem por efeitos fixos, uma vez que o modelo de Efeitos Aleatórios é inconsistente. Da mesma forma, deve-se levar em consideração que o método de estimação por MQO (*Pooled*) pode apresentar o viés de heterogeneidade e o de variável omitida (CAMERON e TRIVEDI, 2005). Com o resultado dos testes é pode-se concluir que não é possível ignorar a presença de efeitos significativos que só podem ser tratados adequadamente através do estimador de Efeitos Fixos. Como consequência os valores dos coeficientes reportados pelos estimadores de Efeitos Aleatórios e *Pooled* devem ser considerados apenas a título de comparação, uma vez que esse estimador é inconsistente neste contexto.

Para verificar a presença de heterocedasticidade no modelo utilizou-se o teste de Wald modificado, para modelo de efeito Fixo, que tem como hipótese nula variância constante para os resíduos de todos os indivíduos. O referido teste apresentou p-valor nulo, o que dá evidências a 1% de significância para rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade ou variância constante dos termos de erro. Para corrigir os problemas de heterocedasticidade e viabilizar a avaliação das estatísticas *t* e *F* dos parâmetros, o modelo foi reestimado através de estimadores da variância robustos à heterocedasticidade. Esse procedimento não altera os coeficientes

estimados, apenas corrige o erro-padrão dos parâmetros, viabilizando a utilização de estatísticas de análise.

Desse modo, com base nos testes realizados que indicaram a escolha da modelagem por efeitos fixos, serão analisados os resultados do último modelo estimado (Tabela 3).

Os resultados estimados pelo modelo de efeito fixo estão condizentes com o esperado para as variáveis do modelo. Note que a renda domiciliar per capita foi negativo e significativo em todas as especificações. Isto aponta para a ideia de que à medida que se eleva a renda domiciliar per capita há uma redução da mortalidade infantil.

O mesmo se observa para as variáveis referente ao percentual da população em domicílios com água encanada e ao percentual da população em domicílios com coleta de lixo. As três especificações apontam também que o índice de Gini, a taxa de analfabetismo igual ou acima de 15 anos de idade e o percentual da população em domicílios com densidade maior que 2 e o grau de urbanização, afetam positivamente a taxa de mortalidade infantil. A única variável que não foi estatisticamente significativa no modelo de efeito fixo foi a variável grau de urbanização ao quadrado que deveria medir uma possível relação quadrática entre mortalidade infantil e o grau de urbanização dos municípios nordestinos.

Tabela 3 - Resultados dos modelos estimados por Pooled, Efeitos Fixo (EF) e Aleatório (EA) para mortalidade infantil na região Nordeste (2000-2010).

Variáveis	Pooled	EA	EF
Renda domiciliar per capita	-0.0327***	-0.0327***	-0.0301***
Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais	0.4415***	0.4415***	1.0497***
Índice de Gini	25.1348***	25.1348***	21.9207***
Pop. em domicílios com água encanada (%)	-0.1726***	-0.1726***	-0.0494***
Pop. em domicílios com densidade > 2 (%)	0.3240***	0.3240***	0.3761***
Pop. em domicílios com coleta de lixo (%)	0.0076	0.0076	-0.0299**
Grau de urbanização	0.0605 ⁺	0.0605 ⁺	0.1297 ⁺
Grau de urbanização ao quadrado	0.0009**	0.0009**	-0.0012
Constante	7.6892***	7.6892***	13.3529***
N° de Obs.	3.588	3.588	3.588
R ²			0.8702
Teste Breush-Pagan (Prob > chi2)			0.0000
Teste de Hausman (Prob > chi2)			0.0000
Teste Wald Modificado (Prob > chi2)			0.0000

+ p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

Fonte: Elaboração própria.

Uma segunda questão a ser considerada é a presença ou não dependência espacial. Esta pergunta não é simples de ser respondida e ainda não há um teste consensual que possa auxiliar

na decisão. Neste estudo foi empregado o teste proposto por Pesaran (2004) para averiguar a presença de dependência espacial que é uma variação do teste clássico de Breusch-Pagan.

Outro problema crucial na literatura da econometria espacial diz respeito à construção da matriz de pesos que determinará a estrutura de dependência entre as unidades geográficas. Apesar de muito se discutir sobre o impacto desta medida nos resultados obtidos LeSage & Pace (2010) concluem que não existem evidências que comprovem este fato.

As interligações e a conectividade através dessas unidades são especificadas a priori já que não podem ser estimadas através do modelo. Geralmente, considera-se que as medidas geográficas moldam o grau de interação entre as unidades. Este também foi o caminho trilhado aqui. A matriz empregada na versão local do teste, e que também será empregada na estimação do modelo com efeitos espaciais foi construída a partir do critério de vizinhança por adjacências. Neste caso, as unidades imediatamente contíguas foram consideradas como vizinhas (1 neste caso e 0 caso contrário). A matriz resultante foi transformada da maneira convencional para que suas linhas somem um⁴.

Em ambas as formulações do teste (dependência global e local) a hipótese nula de não haver dependência entre os municípios é sonoramente rejeitada (valor-p de 0.000). De posse desses resultados pode-se concluir que há um efeito significativo do espalhamento da taxa de mortalidade infantil pelo território nordestino caracterizado pela interdependência entre os municípios. Evidenciado a dependência espacial nos resíduos, estimou-se os modelos recomendados na metodologia, a saber, os modelos SAR e SEM para efeito fixo para dados em painel. Vale ressaltar que, pelos resultados dos testes o modelo de Efeitos Fixos é o único indicado ao caso em análise, e tendo em vista as considerações feitas por Elhorst (2011) acerca do uso de modelos de Efeitos Aleatórios com dependência espacial, apenas os resultados do modelo de Efeitos Fixos serão considerados válidos (Tabela 4).

A defasagem espacial dos resíduos do modelo SEM não foi estatisticamente significativa, nesse caso, os resultados indicam que não há dependência espacial para o modelo SEM. A escolha pelo modelo SAR também pode ser corroborada por meio do critério de informação Akaike (AIC) que no modelo SAR apresentou o menor valor. Outro elemento que ratifica o ajuste do modelo SAR, e é considerado o mais importante, foi o teste dos resíduos (Tabela 4), realizado a partir do teste de I de Moran, após a estimação dos modelos econométricos espaciais SAR e SEM.

⁴ Ver a propósito LeSage & Pace (2009).

Numa primeira análise dos resultados percebe-se que o coeficiente associado à renda domiciliar per capita, ao percentual da população em domicílios com água encanada e ao percentual da população em domicílios com coleta de lixo apresentaram sinais negativos e significativos, conforme já explicados anteriormente. Enquanto, as variáveis referentes ao índice de Gini, à taxa de analfabetismo igual ou acima de 15 anos de idade, ao percentual da população em domicílios com densidade maior que 2, afetam positivamente a taxa de mortalidade infantil. Por outro lado, as variáveis grau de urbanização e grau de urbanização ao quadrado não se mostraram estatisticamente significativas no modelo de efeito fixo para dados em painel espacial, conforme Tabela 4.

A variável dependente defasada espacialmente foi significativa indicando, portanto, que a taxa de mortalidade infantil na região Nordeste do Brasil é um fenômeno com fortes sinais de autocorrelação espacial positiva, ou seja, existem clusters regionais onde valores altos (“*High-High*”) ou baixos (“*Low-Low*”) da variável dependente e dependente espacialmente defasada se correlacionam de maneira direta. Deste modo, há uma associação positiva entre as taxas de mortalidade infantil dos municípios vizinhos.

Tendo em conta esses resultados, verifica-se que os efeitos “*spillovers*” espaciais “*spatial lag*”, que captam autocorrelação espacial através da variável dependente defasada, influenciam a dinâmica da taxa de mortalidade infantil nos municípios nordestinos. Além disso, existem uma heterogeneidade individual que não pode ser ignorada, sob pena de tornar as estimativas obtidas inválidas. A autocorrelação espacial positiva indica que os valores da taxa de mortalidade infantil dos municípios nordestinos são similares aos verificados por seus vizinhos e que o efeito de uma ação em determinado município se dará também nas unidades vizinhas. Isto significa que as intervenções feitas na saúde pública devem ser pensadas em termos também regionais ou locais.

Tabela 4 - Resultados dos modelos de efeitos fixo em dados em painel espacial (SAR e SEM) para mortalidade infantil na região Nordeste (2000-2010).

Variáveis	SAR	SEM
Renda domiciliar per capita	-0.0113**	-0.0301***
Taxa de analfabetismo - 15 anos ou mais	0.8260***	1.0497***
Índice de Gini	15.0017***	21.9188***
Pop. em domicílios com água encanada (%)	-0.0266*	-0.0494***
Pop. em domicílios com densidade > 2 (%)	0.2334***	0.3761***
Pop. em domicílios com coleta de lixo (%)	-0.0205*	-0.0299**
Grau de urbanização	0.1068	0.1297+
Grau de urbanização ao quadrado	-0.0009	-0.0012
Rho (ρ)	0.3516***	-
Lambda (λ)	-	0.0004
N° de Obs.	3588	3588
R ²	0.6568	0.5715
AIC	20208.4188	20467.6859
BIC	20270.2723	20529.5394

+ p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

Fonte: Elaboração própria.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve por objetivo contribuir para a análise dos determinantes da redução da mortalidade infantil no Nordeste no Brasil entre 2000 e 2010 por meio do modelo de dados em painel com tratamento da dependência espacial. A técnica de investigação utilizada é bastante recente e possibilitou aferir também as características geográficas deste problema. A contribuição deste estudo reside na tentativa de explorar as causas da mortalidade infantil pela da ótica dos indicadores socioeconômicos.

Existem fortes evidências de que os altos índices de mortalidade infantil são sustentados, em grande medida, pela taxa de analfabetismo igual ou superior a 15 anos, concentração de renda, índice de Gini, percentual da população em domicílio com densidade superior a 2, e pelo grau de urbanização. Além destas, as variáveis de renda domiciliar per capita e de infraestrutura pública, tais como percentual da população em domicílio com água encanada e com coleta de lixo também se mostram importantes para explicar a redução dessas taxas.

A despeito da variável dependente defasada espacialmente ter apresentado significância estatística, sugere que a taxa de mortalidade infantil dos municípios nordestinos é afetada significativamente pela taxa de mortalidade infantil dos seus vizinhos.

Do ponto de vista de políticas públicas, os resultados sugerem que o combate à mortalidade infantil se dará pela inclusão social, como acesso à educação, saneamento, saúde, programas de planejamento familiar, como consequente aumento da renda e redução das desigualdades, mas não renegando o papel do espaço geográfico na interligação dos fatores sociais e demográficos da região.

Uma vez que, essas medidas podem formar um ciclo virtuoso de melhora na qualidade de vida, gerando melhoras, num processo além da simples inclusão social, mas de inclusão regional. É evidente que essas conclusões precisam ser corroboradas com estudos que levem em conta um período maior e mais recente.

Vale salientar que, durante a construção desta pesquisa, o Censo Demográfico de 2022 ainda está em fase de coleta, não permitindo assim, a utilização de dados mais recentes que proporcionariam uma visualização de forma mais adequada da realidade. Além disso, sugere-se, em futuros trabalhos, utilizar modelos que possam corrigir problema de endogeneidade como Método de Momentos Generalizado (GMM) e Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios espacial (2SLS), além de utilizar outros modelos espaciais, tais como modelo espacial não autoregressivo que propõe defasagem espacial apenas nas variáveis independentes, sendo especificado como o modelo SLX (*Spatial model with Lag in X*). Além dos modelos espaciais

locais que utilizam parâmetros defasados que variam continuamente no espaço, definidos como: GWR (*Geographically Weighted Regression*), SMA (*Spatial Moving Average Model*) e SLXMA (*Spatial model with Lag in X and Moving Average*), por fim, os modelos espaciais de alcance global e local determinados como SDM (*Spatial Durbin Model*) e SDEM (*Spatial Durbin and Error Model*).

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas: Alínea Editora, 2012.
- ALMEIDA, W. D. S. D., & Szwarcwald, C. L. **Mortalidade infantil e acesso geográfico ao parto nos municípios brasileiros**. *Revista de Saúde Pública*, 46(1), 68-76. 2012.
- ALMOND, D. **Is the 1918 Influenza Pandemic Over? Long-term effects of in utero influenza exposure in the post 1940 U.S. Population**. *Journal of Political Economy*, v. 114, n. 4, p. 672-712, 2006.
- ALMOND, D.; MAZUMDER, B. **Health capital and the prenatal environment: the effect of ramadan observance during pregnancy**. *American Economic Journal: applied economics*, v. 3, n. 4, p. 56-85, 2011.
- ANSELIN, L. **Local indicators of Spatial Association – LISA**. *Geographical Analysis*, 27 (2), 93-115, 1995.
- BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. Chichester: John Wiley and Sons. 2005.
- BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? Working Papers**. Laboratoire d'économie et de gestion, 26 p. 2004. Disponível em: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01525664>. Acesso em: 24 nov. 2021.
- BEZERRA FILHO, J. G.; KERR, L. R. F; MINÁ, D. L.; BARRETO, M. L. **Distribuição espacial da taxa de mortalidade infantil e principais determinantes no Ceará, Brasil, no período 2000-2002**. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 23(5):1173-1185, mai, 2007.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press. 1058 p., 2005.
- CARVALHO, R. A. S; SANTOS, V.S. MELO, C.M; GURGEL, R. Q; OLIVEIRA, C.C. C. **Desigualdades em saúde: condições de vida e mortalidade infantil em região do nordeste do Brasil**. *Rev Saúde Pública* 2015;49:5. DOI:10.1590/S0034-8910.2015049004794.
- CLIFF, A. D.; ORD, J. K. **Spatial processes: models & applications**. London: Taylor & Francis, 266 p, 1981.
- COSTA, M. N. et al. **Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90**. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 3, p. 555-567, 2001.
- CURRIE, J.; MORETTI, E. **Biology as destiny? Short and long run determinants of intergenerational transmission of birth weight**. *Journal of Labor Economics*, v. 25, n. 2, p. 231-264, 2007.

DATASUS. **Indicadores de mortalidade.** Disponível em: [http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2000/fqc01.htm#:~:text=N%C3%BAmero%20de%20%C3%B3bitos%20de%20menores,\(28%20dias%20e%20mais\).](http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2000/fqc01.htm#:~:text=N%C3%BAmero%20de%20%C3%B3bitos%20de%20menores,(28%20dias%20e%20mais).) Acesso em: 01 dez. 2022.

DRISCOLL, J.; KRAAY, A. **Spatial correlations in panel data.** The World Bank, *Policy Research Working paper* n. 1553, Washington, 1995.

ELHORST J. P. **Specification and estimation of spatial panel data models.** *International Regional Science Review*, v. 26, n. 3, p. 244-268. 2003.

ELHORST, J. P. **Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences.** *Journal of Geographical Systems* 14, 5–28, 2011.

FUNDO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A INFÂNCIA (UNICEF). **30 anos da convenção sobre os direitos da criança. Brasília, 2019.** Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/media/6276/file/30-anos-da-convencao-sobre-os-direitos-da-crianca.pdf>. Acesso em: 12 mar. 2020.

FARIA, R. **Geografia da mortalidade infantil do Brasil: variações espaciais e desigualdades territoriais.** *Geosp – Espaço e Tempo* (Online), v. 20, n. 3, p. 602-618, mês. 2016.

FELDER, S.; TAUCHMANN, H. **Federal state differentials in the efficiency of health production in Germany: an artifact of spatial dependence?** *The European Journal of Health Economics*, v. 14, n. 1, p. 21-39, Feb. 2013. Disponível em: Acesso em: 13 nov. 2019.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. **Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology.** *Regional Science and Urban economics*, v. 33, n. 5, p. 557-79, 2003.

GOLDANI, M. Z. et al. **Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city.** *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 256-261, 2001.

GUIMARÃES, M.J.B; MARQUES, N.M.; MELO FILHO, D.A; SZWARCOWALD, C.L. **Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil.** *Cadernos de Saúde Pública*, v.23, n.5, p.1173-1185, 2007.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*. v. 46, n. 6, p. 1251-1271, nov. 1978.

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. *Econometric methods*, ed. New York: McGraw-Hill, 1997.

KROPIWIEC, M. V.; FRANCO, S. C.; AMARAL, A. R. **Fatores associados à mortalidade infantil em município com índice de desenvolvimento humano elevado.** *Revista paulista de pediatria*. vol.35, n.4, pp.391-398, 2017.

LANSKY, S. et al. **Birth in Brazil survey: neonatal mortality, pregnancy and childbirth quality of care.** *Cadernos de saúde pública*, SciELO Brasil, v. 30, p. S192–S207, 2014.

LAURENTI, R. **Mortalidade infantil nos Estados Unidos, Suécia e Estado de São Paulo.** Rev.Saúde públ., S. Paulo, 21: 268-73, 1987.

LESAGE, J. P. & PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press, 2009.

LESAGE, J. P. & PACE, R. K. **The biggest myth in spatial econometrics, working papers series.** Social Science Electronic Publishing, 2010.

LIMA, Jaqueline Costa et al. **Estudo de base populacional sobre mortalidade infantil.** Ciência & Saúde Coletiva, v. 22, p. 931-939, 2017.

LISBOA, L. et al. **Mortalidade infantil: principais causas evitáveis na região centro de minas gerais, brasil, 1999-2011.** *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, SciELO Public Health, v. 24, p. 711–720, 2015.

MARQUES, L. D. **Modelos Dinâmicos com Dados em Pannel: revisão de literatura.** Working paper. 2000. Disponível em <http://wps.fep.up.pt/wps/wp100.pdf>. Acesso em 23-06-2020.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Boletim Epidemiológico.** Volume 52, Nº 37, Out. 2021.

MOREIRA et al. **Políticas públicas voltadas para a redução da mortalidade infantil: uma história de desafios.** Rev Med Minas Gerais 2012; 22 (Supl 7): S48-S55. 2012.

ODM Brasil. **Os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio.** Disponível em: <http://www.odmbrasil.gov.br/os-objetivos-de-desenvolvimento-do-milenio>. Acesso em: 21 nov. 2020.

PAIXÃO, A.N.; FERREIRA, T. **Determinantes da mortalidade infantil no Brasil.** *Informe Gepec*, Toledo, 16(2):6-20, jul./dez, 2012.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels.** Cambridge Working Papers in Economics 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge, 2004.

Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). **Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.** Disponível em: <http://www.atlasbrasil.org.br/>. Acesso em: 15 nov. 2022.

RINTZEL, L. T., GODOY, M. R., SPOLAVORI, R., & CAVASSOLA, S. **Redução da mortalidade infantil na Região Sul do Brasil nos anos de 2000-2010.** *Perspectiva Econômica*, 14(1), 17-32, 2018.

SILVA, V.A.; DE MOURA, F.R.; ESPERIDIÃO, F. **Dimensões Socioeconômicas e sua Influência na Mortalidade Infantil da região Nordeste.** Anais, p. 1-18, 2019.

STAKHOVYCH, S.; BIJMOLT, T. H. Specification of spatial models: A simulation study on weights matrices. **Papers in Regional Science.** v. 88, n. 2, p. 389-408, 2009.

SOUSA, T. R. V., & MAIA, S. F. **Análise dos determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil no meio rural paraibano.** In CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (Vol. 42), 2004.

SZWARCWALD, C. L.; ANDRADE, C. T.; BASTOS, F. I. **Income inequality, residential poverty clustering and infant mortality: a study in Rio de Janeiro, Brazil.** *Social Science & Medicine*, London, v. 55, n. 12, p. 2083-2092, 2002.

TOBLER, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. **Economic Geography.** vol. 46, p. 234-240, jun. 1970. Disponível em: <https://bit.ly/2wvJLVk>. Acesso em: 24 nov. 2021.