

Saneamento Básico e Mortalidade Infantil: Uma análise via painel espacial para os municípios brasileiros

Kelen Rossales da Silva¹  | Pedro Henrique Soares Leivas²  | Anderson Moreira
Aristides dos Santos³  | Vinícius Halmenschlager⁴ 

¹ Universidade Federal de Pelotas. E-mail: kelen.silva@ufpel.edu.br

² Universidade Federal do Rio Grande. E-mail: pedroleivas@furg.br

³ Universidade Federal de Alagoas. E-mail: anderson_moreira_aristides@hotmail.com

⁴ Universidade Federal do Rio Grande do Sul. E-mail: viniush@ufrgs.br

RESUMO

A relação entre saneamento básico e saúde está cada vez mais inserida nos estudos das ciências econômicas, tendo em vista a preocupação com o bem-estar social. Nesse sentido, este estudo analisa as questões espaciais que envolvem os efeitos do acesso a condições de saneamento inadequadas sobre os índices de mortalidade infantil para os municípios brasileiros nos anos de 1991, 2000 e 2010. Para isso, foram utilizados modelos de dados em painel espacial, sendo utilizadas como variáveis dependentes a taxa de mortalidade infantil (0 a 1 ano) e a taxa de mortalidade na infância (0 a 5 anos). Os resultados indicam que o acesso aos serviços de saneamento inadequados impacta positivamente na taxa de mortalidade infantil e na taxa de mortalidade na infância. Da mesma forma, observa-se a presença de efeito transbordamento entre municípios vizinhos sob as taxas de mortalidade infantil no que se refere às condições inadequadas de saneamento.

PALAVRAS-CHAVE

Saneamento Básico, Mortalidade Infantil, Dados em Painel Espacial

Basic Sanitation and Infant Mortality: An analysis via spatial panel for Brazilian municipalities

ABSTRACT

The relationship between basic sanitation and health is increasingly inserted in studies of the economic sciences, in view of the concern with social well-being. In this sense, this study analyzes the spatial issues that involve the effects of access to inadequate sanitation conditions on infant mortality rates for Brazilian states in the years 1991, 2000 and 2010. For this, spatial panel data models were used, the infant mortality rate (0 to 1 year) and childhood mortality rate (0 to 5 years) being used as dependent variables. The results indicate that inadequate access to sanitation services has a positive impact on infant mortality and mortality in childhood. Likewise, there is a spillover effect between neighboring municipalities on infant mortality rates with regard to inadequate sanitation conditions.

KEYWORDS

Sanitation, Infant Mortality, Spatial Panel Data

CLASSIFICAÇÃO JEL

I12, I19, J13

1. Introdução

O propósito do presente trabalho é investigar como as condições de saneamento inadequado afetam a saúde da população brasileira, em especial a saúde de crianças e recém-nascidos. Para isso, foram utilizados modelos de dados em painel espacial e dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (Atlas Brasil) de 2013.

No Brasil, o saneamento é um direito básico garantido pela Constituição Federal de 1988 (Brasil, 1988) e definido pela Lei de Diretrizes Nacionais para o Saneamento Básico (LDNSB) n.º 11.445/2007 (Brasil, 2007) como o conjunto de serviços, infraestruturas e instalações operacionais de abastecimento de água, esgotamento sanitário, limpeza urbana e manejo de resíduos sólidos, bem como drenagem e manejo de águas pluviais. Recentemente, com a aprovação do Novo Marco Legal do Saneamento (Lei nº 14.026 (Brasil, 2020)) em 2020, o tema voltou a ser discutido, tendo em vista que a lei estabelece metas para a universalização dos serviços até o final de 2033, garantindo o atendimento de 99% da população com água potável e 90% da população com coleta e tratamento de esgoto.

Apesar dos avanços na legislação, a realidade brasileira ainda apresenta desigualdades no acesso aos serviços, tendo em vista as disparidades entre as regiões do país, além da concentração do fornecimento dos serviços nos grandes centros em detrimento das áreas rurais. Os dados de 2020 do Sistema Nacional de Informação sobre o Saneamento (SNIS), mostram que aproximadamente 93% da população urbana tem acesso à rede de abastecimento de água, mas que esse percentual cai para cerca de 84% se for considerada a população das áreas rurais no cálculo. Além disso, o levantamento do SNIS aponta que os piores índices de atendimento urbano com rede de água no país são do Amapá, com 35,5%, e do Pará, com 59,6%, seguidos de Rondônia e Acre, que possuem índices inferiores a 65% de atendimento. Em contrapartida, os estados do Paraná (100%), Roraima (99,7%), São Paulo (98,8%), Mato Grosso do Sul (98,8%), Bahia (98,4%), Santa Catarina (98%) e Mato Grosso (98%) apresentam índices próximos da universalização de atendimento urbano (SNIS, 2021).

Sobre os serviços de coleta e tratamento de esgoto as desigualdades são ainda maiores no país. A Pesquisa Nacional de Saneamento Básico (PSNB), publicada em 2020, apresenta os dados relativos ao ano de 2017 e aponta que 40% dos municípios brasileiros não têm rede de esgotamento sanitário. Isso demonstra, segundo dados do SNIS, que aproximadamente 94 milhões de brasileiros não possui acesso à coleta de esgoto. Da mesma forma, apenas 50,8% do total de esgotos gerados nos municípios abrangidos pelo SNIS em 2020 foi tratado, sendo que na Região Norte, o índice de tratamento de esgotos gerados foi de apenas 21,4% (SNIS, 2021).

Assim sendo, a busca pela universalização dos serviços de saneamento tem papel importante na promoção da saúde e no bem-estar da população. A deficiência de saneamento básico gera uma externalidade negativa ao sistema econômico, na forma de danos causados à saúde (PAIXÃO e Ferreira, 2012). A má qualidade da água, o

destino inadequado do lixo, a deposição incorreta de dejetos e ambientes poluídos são algumas das consequências da falta de serviços adequados. Isso porque a ausência ou deficiência nas condições de saneamento básico propiciam a transmissão de bactérias, vírus e parasitas, que estão presentes nas fezes, urina ou vômito do doente ou portador, causadores de diversas doenças infectocontagiosas (Scriptore e Azzoni, 2018). Os mais afetados são crianças e jovens que sofrem com o comprometimento do seu desenvolvimento físico e intelectual devido a doenças como diarreia e desnutrição (Leivas et al., 2016; Mendonça e Motta, 2007). A diarreia tornou-se a doença mais conhecida causada pelas condições precárias de saneamento, sobretudo devido aos seus efeitos sobre a taxa de mortalidade infantil (Scriptore e Azzoni, 2018; de Carvalho Ferreira, 1992), mas existem outras que também causam danos à população, em específico às crianças, tais como esquistossomose, febre amarela, malária, leptospirose, febre tifoide e cólera, entre outras.

Para Mendonça e Motta (2007), a redução da taxa de mortalidade infantil no Brasil associada às doenças de veiculação hídrica, experimentada nas últimas décadas, foi alcançada através da melhoria da cobertura dos serviços de saneamento. Segundo os autores, de 1980 a 1990, houve uma redução de mais de 50% na taxa de mortalidade, enquanto no período 1990-2000, a redução chegou perto de 80%. Contudo, a mortalidade infantil ainda é um desafio para o Brasil, tendo em vista que há fatores socioeconômicos que variam de acordo com as diferentes regiões do país. Ações efetivas no combate à mortalidade infantil estão ligadas à elaboração de políticas públicas que tratam de saneamento adequado, educação e serviços de saúde. Analisar os fatores socioeconômicos que determinam a redução das taxas de mortalidade infantil torna-se importante na medida em que orienta em quais áreas o governo deve investir, a fim de prevenir óbitos evitáveis no sistema de saúde e garantir um nível maior de bem-estar à população em geral.

Para atingir o objetivo deste estudo, serão estimados modelos de dados em painel espacial com informações do Brasil (2016) para todos os municípios do país nos anos de 1991, 2000 e 2010, a fim de captar o efeito do saneamento inadequado sobre a saúde e controlar prováveis efeitos espaciais de transbordamento entre municípios vizinhos. Para tanto, será utilizada como *proxy* de saúde a taxa de mortalidade infantil que, conforme apontam Noronha et al. (2010), é uma medida que está associada a condições gerais de saúde. Dessa forma, neste estudo, as variáveis dependentes correspondem à taxa de mortalidade infantil para crianças até um ano de idade e à taxa de mortalidade na infância para crianças até cinco anos de idade.

Portanto, apesar da existência dessa importante literatura sobre os efeitos do saneamento sobre a taxa de mortalidade infantil, este trabalho busca contribuir ao considerar a questão da espacialidade, através da mensuração tanto dos efeitos diretos quanto dos efeitos indiretos (efeitos de transbordamento), algo que, sob nosso conhecimento, não foi feito pela referida literatura. O trabalho que mais se aproxima do que está sendo feito neste artigo é de Barufi et al. (2012), que estimam os efeitos espa-

ciais do saneamento sobre a taxa de mortalidade infantil, entretanto não mensuram os efeitos diretos e indiretos para o modelo SAR, não utilizam a coleta de lixo como controle, e os dados são menos recentes e apresentam maior agregação, podendo gerar problemas relacionados a MAUP¹ (*Modifiable Areal Unit Problem*). As informações presentes neste estudo podem auxiliar no debate para a formulação de políticas públicas, que visem discutir os efeitos espaciais das condições de saneamento básico entre os municípios brasileiros sobre a mortalidade infantil. Assim, a primeira contribuição deste estudo em relação aos anteriores realizados no país é apresentar uma análise com os dados mais atuais que estão disponíveis no Brasil, em nível municipal, acerca da relação entre saneamento e taxa de mortalidade infantil. Em segundo lugar, e mais original, é destacar os efeitos dos transbordamentos espaciais das condições inadequadas de saneamento entre municípios vizinhos sobre seus indicadores de saúde.

Este artigo foi estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, apresentam-se os aspectos empíricos entre saneamento e saúde. Na seção 3, são expostos os dados e a estratégia empírica adotada. Na seção 4, são descritos e discutidos os resultados e, por fim, as considerações finais do estudo estão presentes na seção 5.

2. Aspectos empíricos entre saneamento e saúde

Esta seção focará em aspectos empíricos da relação entre saúde e saneamento, entretanto cabe destacar, brevemente, um modelo teórico de saúde bastante conhecido; trata-se do modelo proposto por Grossman (2017), em que ele defende a ideia do “capital saúde” na qual os indivíduos são capazes de realizar investimentos em insumos para produzir saúde (função de produção saúde). Destacam-se alguns fatores importantes como: educação, idade, tempo alocado, salário/riqueza e bens e serviços adquiridos para uma promoção de melhor saúde. Neste último item sobressai a demanda por saneamento básico. Em termos agregados pode-se também pensar em uma função agregada, em que maior cobertura de saneamento produziria melhor saúde e menor probabilidade de óbitos infantis. Já em relação às questões espaciais, em termos teóricos, podemos tomar como base modelos que buscam lidar com a interdependência entre as unidades geográficas. Interdependência essa que ocorre por meio da interação entre as regiões, seja através do fluxo de pessoas, seja através das relações comerciais que essas regiões estabelecem entre si, gerando efeitos de transbordamento entre elas (Anselin, 2001).

Os avanços nas condições de saneamento básico na história recente, com acesso à água encanada e ao esgotamento sanitário, permitiram ganhos na qualidade de vida das populações. Nesse sentido, a associação entre saneamento básico e saúde é natural, tendo em vista que precárias condições de saneamento acarretam doenças que geram custos ao poder público, afetam a produtividade do país e em última análise

¹Para maiores detalhes, consultar Resende e Cravo (2014).

podem levar à morte. Dessa forma, conforme apontam Sousa e Leite Filho (2008), a taxa de mortalidade infantil representa um bom indicador da qualidade de vida e do *status* de saúde da população, por estimar o número de crianças que sobreviverão ao seu primeiro ano de vida. Isso porque, a população infantil é a mais suscetível às doenças e, conseqüentemente, à mortalidade em precárias condições de saneamento básico. A taxa de mortalidade infantil é definida como o número de óbitos de menores de um ano de vida a cada mil nascidos vivos em determinada região e período e estima o risco de um recém-nascido morrer durante seu primeiro ano de vida.

Na literatura econômica diversos são os estudos teóricos e empíricos que relacionaram saneamento básico e saúde. Em um contexto internacional, Esrey et al. (1985) descrevem que o acesso à água encanada, juntamente com o crescimento dos padrões de vida, teve papel importante na redução da ocorrência de diarreia e no controle de doenças como febre tifoide e cólera na Europa e nos Estados Unidos durante 1860 e 1920. Diante disso, os autores analisaram dezenas de estudos que avaliaram como a melhoria na oferta de água e de esgoto impacta na redução da taxa de diarreia em crianças de países em desenvolvimento. O estudo encontrou que a melhoria na disponibilidade da água é o fator de ordem sanitária de maior contribuição para redução da mortalidade infantil, com cerca de 25%, seguido por melhorias no tratamento de esgoto, que reduziria, em média, 22% da mortalidade infantil. Outro aspecto apontado pelos autores que reduziria a incidência de diarreia refere-se ao nível de alfabetização da população, utilizada no estudo como *proxy* para o nível de higiene, sobretudo em relação ao hábito de lavar as mãos.

Seguindo no contexto dos Estados Unidos, Cutler e Miller (2005) evidenciaram que a introdução da tecnologia de água encanada, iniciada por volta de 1900, reduziu a taxa de mortalidade infantil em torno de 46%. Já Watson (2006), ao avaliar os efeitos de programas sanitários nos Estados Unidos na década de 1960 em uma comunidade indígena, demonstrou que um incremento de 10 pontos percentuais nos serviços de saneamento acarretou uma redução da taxa de mortalidade infantil de cerca de 2,5%. Além disso, o estudo identificou que intervenções de saneamento explicaram quase 40% da convergência das taxas de mortalidade infantil em tais reservas desde 1970.

No que tange aos países em desenvolvimento, Jalan e Ravallion (2003) avaliaram o impacto de fatores ambientais, em especial o acesso à água encanada, na morbidade por diarreia em áreas rurais da Índia. Utilizando microdados da população para os anos 1993 e 1994, os autores descobriram que a prevalência e a duração da diarreia entre as crianças menores de cinco anos são significativamente mais baixas, em média, para as famílias com água encanada do que para famílias similares, mas sem água encanada na residência. Já Teixeira et al. (2012) buscaram verificar a relação entre a cobertura dos serviços de saneamento básico e indicadores de doenças epidemiológicas para os países da América Latina no período de 2005 a 2010. Utilizando um modelo de regressão linear o estudo verificou que, uma maior cobertura populacional por serviços de saneamento adequado tende a reduzir a mortalidade infantil nos

países da América Latina.

No contexto brasileiro, o estudo de Merrick (1985) foi o primeiro a fazer uma análise para o Brasil, utilizando dados do Censo de 1970 e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 1976. Utilizando um modelo de equações simultâneas o autor evidenciou a relação positiva entre acesso à água e a redução da taxa de mortalidade infantil.

Alves e Belluzzo (2004) analisaram as condições de saúde das crianças e as principais causas da mortalidade infantil no Brasil. Os autores utilizaram dados municipais para estimarem um modelo de dados em painel estático e outro dinâmico para o período 1970 a 2000. Constataram que a mortalidade infantil no Brasil diminuiu nesse período, mas que essa taxa continua alta quando comparada a outros países, demonstraram a importância das condições adequadas de saneamento básico, tais como a conexão da casa aos serviços de água encanada tratada e esgotamento sanitário. Dentre os resultados encontrados, os autores apontam que educação, pobreza e saneamento são os determinantes mais importantes da mortalidade infantil.

Sousa e Leite Filho (2008) analisaram o impacto do saneamento sobre a mortalidade infantil na região Nordeste, utilizando dados em painel com informações em nível municipal. Eles concluíram que a mortalidade de menores de um ano de idade nessa região foi reduzida em 31,8% no período de 1991 a 2000 para os estados que apresentaram maiores ganhos no acesso à água tratada.

Mendonça e Motta (2007) buscaram relacionar, por meio do uso da metodologia de dados em painel com efeito fixo, a incidência da mortalidade infantil, associada a doenças de veiculação hídrica, com indicadores de saneamento e outras variáveis, tais como educação e saúde, para todos os estados do Brasil no período de 1981 a 2001. São utilizadas como variáveis de saneamento os percentuais da população com acesso adequado à água e a esgotamento sanitário. Os resultados encontrados apontam que, tanto o acesso aos serviços de saneamento como aos serviços de educação e saúde afetam negativamente a mortalidade infantil.

Barufi et al. (2012) analisam o padrão regional da mortalidade infantil no Brasil, avaliando o efeito da infraestrutura de saúde e das variáveis socioeconômicas e demográficas para compreender a distribuição em todo o país. Foi estimado um modelo de dados em painel espacial com efeitos fixos como forma de captar a potencial influência em unidades espaciais vizinhas. Os resultados indicam que a redução na taxa de mortalidade infantil nas duas décadas analisadas está relacionada às características socioeconômicas e à existência de infraestrutura de cuidados de saúde, água e saneamento.

O estudo de Leivas et al. (2016), busca analisar os impactos do saneamento adequado sobre a saúde infantil no Brasil. Como metodologia utilizaram painéis estáticos com efeitos fixos e painel dinâmico para analisar os macrodados. Já para a análise de microdados foi estimado um Probit binomial. Dentre os resultados encontrados,

os autores verificaram que a presença de saneamento é um importante determinante para a saúde infantil e a redução da mortalidade. Outros resultados obtidos no estudo apontam para a importância da renda e da escolaridade das mães na redução da mortalidade infantil.

Scriptore e Azzoni (2018) fizeram a relação entre saneamento e saúde a partir de uma análise espacial, utilizando como variável dependente a taxa de incidência de internações por Doenças Relacionadas ao Saneamento Ambiental Inadequado (DRSAI). Os resultados indicaram que o acesso aos serviços de saneamento inadequados causa impacto positivo na taxa de incidência de internações por DRSAI. Fazem uma análise dos impactos da falta de saneamento nos indicadores de mortalidade e morbidade para duas faixas de idade, todas as idades e faixa de 0-14 anos. Os resultados indicam que os efeitos nocivos da falta de saneamento são mais significativamente sentidos pela população de 0-14 anos. Verificaram também que há um efeito transbordamento na taxa de incidência de internações por doenças relacionadas a saneamento, podendo ser causado tanto pelo deslocamento dos insetos de um distrito para outro, quanto pela água contaminada dos rios e mares que atravessam várias localidades.

Com uma base de dados com fonte semelhante a que será empregada no presente trabalho, indicadores censitários de 1991, 2000 e 2010, Pereira e de Sousa Lima (2021) mostram que o saneamento básico reduz a taxa de mortalidade infantil, utilizando um painel estático de efeitos fixos com municípios do Piauí. Entretanto, tal trabalho apresenta duas limitações, quais sejam: não considerar a questão da espacialidade; mensurar o saneamento apenas por um indicador de abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados.

Além dos trabalhos empíricos já citados, outros estudos destacam a importância da relação entre saneamento e saúde. O estudo de Fujiwara (2005) apresentou evidências de que a privatização dos serviços de água e esgoto tem efeito na redução da mortalidade infantil, principalmente através da qualidade dos serviços prestados. Já Heller (1998), destacou que grande parte dos estudos empíricos analisam os serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário e que esses estudos se concentram nas realidades asiáticas e africanas. Para Silva e Esperidião (2017), os investimentos em abastecimento de água e esgotamento sanitário podem reduzir não só a mortalidade infantil, mas as iniquidades sociais. De modo geral, as evidências empíricas reforçam a relação entre as condições de saneamento inadequadas e a mortalidade infantil.

3. Dados e metodologia

3.1 Dados

A base de dados utilizada neste estudo é do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013), ou simplesmente Atlas Brasil². As informações que compõe o Atlas Brasil (2013) foram extraídas a partir dos dados dos Censos Demográficos do IBGE de 1991, 2000 e 2010. A base de dados disponibilizada pelo Atlas Brasil foi construída a partir de um processo de compatibilização das malhas municipais existentes nos Censos de 1991 e 2000 com a malha municipal existente no Censo de 2010, com o intuito de fornecer comparabilidade intertemporal para os indicadores. Entre 1991 e 2010, foram realizadas divisões político-administrativas, dando origem a novos municípios, e, embora esses municípios não existissem do ponto de vista administrativo nos anos anteriores, seu espaço geográfico correspondia a parcelas de um ou mais municípios no passado. Dessa forma, de acordo com os censos do IBGE, em 1991, o país tinha 4.491 municípios, em 2000, tinha 5.507, e em 2010, tinha 5.565 municípios. Portanto, a partir do processo de compatibilização, cada ano teria 5.565 observações para as variáveis que compõe a base de dados. Mas, diante da escolha da matriz de pesos espaciais do tipo Queen, a qual será apresentada em detalhes na próxima subseção, serão excluídos desta análise quatro municípios considerados ilhas, ou seja, que não possuem vizinhos contíguos, são eles: Fernando de Noronha, Florianópolis, Ilhabela (que são ilhas no sentido literal e, por isso, não têm municípios contíguos) e Brasília (que, tecnicamente, não é um município). Assim sendo, o número de observações para cada ano do painel espacial de dados será 5.561. Uma das vantagens dessa base de dados é justamente a existência de informações para todos os municípios existentes no ano de 2010, mesmo para os anos 1991 e 2000, uma desvantagem é a impossibilidade do uso de variáveis externas, já que ter-se-ia que possuir informações para os municípios inexistentes nesses dois anos iniciais. Uma das limitações dessa base de dados é o fato de ela estar relativamente defasada, uma vez que as informações mais recentes são do ano de 2010. Entretanto, é importante destacar que não existem dados socioeconômicos municipais tão completos com os dados dos censos demográficos, por exemplo, dados de mortalidades possuem problemas de subnotificação, principalmente para dados mais antigos.

As variáveis explicativas foram escolhidas a partir do referencial empírico, para servirem como variáveis de controle para fatores observáveis que afetam a saúde infantil. As variáveis buscam contemplar características a nível municipal no que tange às condições das crianças, dos pais e do domicílio. Foram utilizados também con-

²O Atlas Brasil (2013) é uma plataforma *online* utilizada para divulgar os Índices de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) dos 5.565 municípios brasileiros existentes em 2010, mais o Distrito Federal. Além do IDHM, ainda são apresentados cerca de 200 indicadores socioeconômicos que viabilizam avaliar a evolução do desenvolvimento dos municípios em um período de duas décadas. Para tanto, os indicadores correspondem a oito dimensões: saúde, educação, renda, demografia, trabalho, população, habitação e vulnerabilidade social. Trata-se de um trabalho elaborado pelo PNUD (Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento), pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas), e pela FJP (Fundação João Pinheiro).

Quadro 1. Descrição das variáveis a serem utilizadas na estimação do modelo econômico

Código da Variável	Descrição	Unidade	Sinal esperado	Referencial Empírico
minf_1	Número de crianças que não deverão sobreviver ao primeiro ano de vida em cada 1000 crianças nascidas vivas.	casos/mil	Variável dependente	Leivas et al. (2016); Barufi et al. (2012); Teixeira et al. (2012); Sousa e Leite Filho (2008); Alves e Belluzzo (2004);
minf_5	Probabilidade de morrer entre o nascimento e a idade exata de cinco anos, por 1000 crianças nascidas vivas.	casos/mil	Variável dependente	Teixeira et al. (2012); Mendonça e Seroa da Motta (2007)
sanmto_i	Pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e o esgotamento sanitário não é por rede coletora ou fossa séptica.	%	Positivo	Scriptore e Azzoni (2018); Leivas et al. (2016); Barufi et al. (2012); Teixeira et al. (2012); Mendonça e Seroa da Motta (2007); Alves e Belluzzo (2004);
ln_rdp	Razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos do domicílio e o número total dos indivíduos.	ln R\$	Negativo	Scriptore e Azzoni (2018); Leivas et al. (2016); Barufi et al. (2012); Sousa e Leite Filho (2008);
t_analf15	População de 15 anos ou mais que não sabe ler nem escrever.	%	Positivo	Scriptore e Azzoni (2018); Leivas et al. (2016); Barufi et al. (2012); Teixeira et al. (2012); Sousa e Leite Filho (2008); Mendonça e Seroa da Motta (2007)
t_dens	População que vive em domicílios com densidade superior a 2 pessoas por dormitório.	%	Positivo	Decisão dos autores
t_lixo	População que vive em domicílios urbanos com coleta de lixo.	%	Negativo	Scriptore e Azzoni (2018);
t_luz	População que vive em domicílios com energia elétrica.	%	Negativo	Decisão dos autores
tx_popurb	População que vive em área urbana.	%	Negativo	Scriptore e Azzoni (2018); Barufi et al. (2012); Teixeira et al. (2012); Mendonça e Seroa da Motta (2007)
ln_pop	Logaritmo natural da população total do município.	ln nº de habitantes	Positivo	Decisão dos autores

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Atlas Brasil (2013).

troles de *dummies* de tempo, que buscam captar choques comuns aos municípios, mas que variam ao longo do tempo. Cabe sempre ressaltar que a variável de maior interesse para esta análise é a variável de saneamento, já que o principal resultado a ser evidenciado é o efeito do saneamento inadequado nos índices de mortalidade infantil e mortalidade na infância. Nesse sentido, a variável saneamento inadequado capta a proporção de pessoas que vivem em domicílios cujos abastecimento de água e esgotamento sanitário não provêm da rede geral de serviços. O Quadro 1 apresenta as variáveis utilizadas com maiores detalhes.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo. É possível perceber, através das estatísticas descritivas, algumas alterações nas condições de vida dos brasileiros nas últimas décadas. Nesse sentido, tanto a mortalidade infantil como a mortalidade na infância tiveram uma queda acentuada nos seus índices dentro do período analisado. A taxa de mortalidade infantil, que corresponde ao número de crianças que não sobrevivem ao primeiro ano de vida a cada mil nascidos vivos, caiu de aproximadamente 48, em 1991, para pouco mais de 19, em 2010. Da mesma forma, a taxa de mortalidade na infância, que representa o número de crianças que não sobrevivem entre o nascimento e a idade de cinco anos a cada mil nascidos vivos, caiu de quase 60, em 1991, para 21, em 2010.

Do mesmo modo, é possível notar que as condições de saneamento e a renda per capita média dos brasileiros também melhoraram no período analisado. Isso porque a proporção de pessoas que viviam em domicílios com condições de saneamento inadequadas diminuiu para menos de 10% em 2010. Já a renda per capita média dos domicílios chegou a R\$ 493,65, pouco abaixo dos R\$ 510,00 de salário mínimo vigente em 2010. A taxa de analfabetismo caiu aproximadamente pela metade durante o período, passando de cerca de 31%, para pouco mais de 16%. No que tange à coleta de lixo e à energia elétrica, os domicílios brasileiros também apresentaram melhoras nesses índices, indicando ampliação ao acesso a serviços básicos. De modo geral, os dados demonstram uma significativa melhora nas condições de vida dos brasileiros durante o período analisado.

Tabela 1. Estatísticas Descritivas

	Média			Desvio Padrão			Mínimo			Máximo		
	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010	1991	2000	2010
Mortalidade Infantil	47,88	32,67	19,25	23,64	14,35	7,14	14,6	10,78	8,49	120,12	96,37	46,8
Mortalidade na Infância	59,90	39,28	21,53	31,62	18,71	7,32	17,12	12,51	9,98	151,6	106,29	50,94
Saneamento inadequado	17,24	13,47	9,20	24,21	15,60	12,84	0,00	9,08	14,64	100	90,93	85,36
Renda per capita média	234,86	338,58	493,65	143,6	192,4	243,2	33,24	62,65	96,25	1185,28	1759,76	2043,74
Taxa de analfabetismo	31,08	21,75	16,16	16,92	12,47	9,84	1,81	0,91	0,95	88,39	59,95	44,4
Densidade domiciliar	51,18	38,13	25,12	14,93	14,92	13,00	3,26	3,21	0,65	97,21	94,47	88,64
Coleta de lixo	50,63	79,21	94,05	34,71	25,57	11,04	0,00	0,00	0,00	100	100	100
Energia elétrica	69,58	86,61	97,19	26,06	17,03	6,02	0,00	10,3	27,41	100	100	100
População urbana	48,50	58,50	63,83	26,80	23,65	22,04	0,00	0,00	4,18	100	100	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Atlas (2013).

3.2 Econometria Espacial

Em pesquisas que tratam sobre economia regional, é comum serem observados efeitos de interdependência entre as regiões, isso porque as unidades analisadas passam a ter como uma característica importante a sua localização geográfica. Desse modo, são recorrentes os efeitos encontrados de regiões vizinhas sobre as variáveis de interesse em estudos regionais. Além disso, essa relação tende a se intensificar quanto mais próxima forem as regiões analisadas. Portanto, estudos nos quais se utilizem modelos econométricos que não levem em consideração os efeitos da dependência espacial podem vir a produzir estimações enviesadas.

Dessa forma, a autocorrelação espacial ocorre quando há uma relação entre o que acontece em determinada unidade no espaço e o que acontece nos demais pontos. Essa relação pode ocorrer quando há erros de delimitação geográfica nas unidades analisadas, problemas em termos de agregação ou, mais frequentemente, quando há externalidades que afetam certas unidades e seus efeitos são extrapolados para unidades geograficamente próximas (Vayá et al., 2004). Os efeitos de transbordamento, ou *spillovers*, fazem com que as variáveis dependentes das unidades vizinhas se afetem mutuamente.

Neste caso, é definido o critério de vizinhança e vizinhos próximos, e a partir dessa noção é construída a matriz de pesos espaciais Sabater et al. (2011). Essa matriz é denominada como matriz W , sendo utilizada para captar padrões de adjacências das unidades geográficas. Nesse sentido, os elementos recebem valores binários, ou seja, quando existir influência, assume-se valor unitário; caso contrário, atribui-se valor nulo. Sejam duas unidades vizinhas (i,j) que façam fronteira entre si, sendo consideradas contíguas, o elemento $w_{i,j}$ da matriz de ponderação espacial W receberá o valor 1. Por conseguinte, o elemento $w_{i,i}$ será nulo, pois nenhuma região pode ser vizinha dela mesma, isso porque nenhuma região pode exercer influência sobre ela mesma. Portanto, no presente trabalho, é adotada como ponderação uma matriz *Queen* binária com vizinhos de primeira ordem, ou seja, considerando como vizinhos apenas os municípios que fazem fronteira direta. Com isso, municípios que não possuem vizinhos com fronteira direta são considerados ilhas e, como mencionado anteriormente, a matriz de contiguidade produz quatro ilhas no Brasil e, portanto, esses municípios serão excluídos das análises deste trabalho. A escolha pela matriz *Queen* se deu, fundamentalmente, pelo fato de ela constituir uma estrutura de vizinha simples e que, normalmente, gera a maior dependência espacial. Além disso, acredita-se que os efeitos *spillover* relacionados ao saneamento tenham uma capacidade limitada de propagação, tornando as demais estruturas de vizinhança, como a distância inversa, por exemplo, menos adequadas.

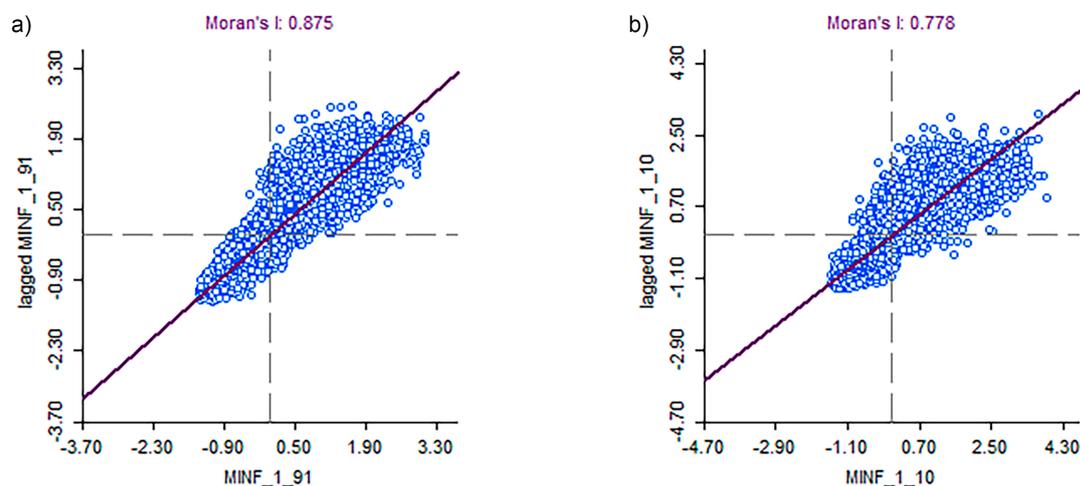
Para compreender o padrão dos dados espaciais e auxiliar na escolha do modelo econométrico mais adequado para o estudo, utiliza-se o método de análise explanatória de dados espaciais (AEDE). Para verificar a existência de autocorrelação espacial, utiliza-se a estatística I de Moran, que tem por objetivo fornecer uma medida global,

pois mensura o grau de associação linear entre os valores observados no conjunto de dados (Almeida, 2012). A significância estatística do I de Moran revela a presença de aleatoriedade nos dados ou não. Valores positivos para a estatística I de Moran indicam que os dados estão concentrados através das regiões, por outro lado, o sinal negativo indica a dispersão dos dados.

Outra forma de analisar a presença de autocorrelação espacial é através do diagrama de dispersão de Moran, pois ele reflete a estrutura espacial em duas escalas, ou seja, a vizinhança e a tendência. O diagrama de dispersão é uma ferramenta de interpretação gráfica do I de Moran. Conforme Almeida (2012), o diagrama de Moran é dividido em quatro partes, sendo que cada quadrante representa os padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos.

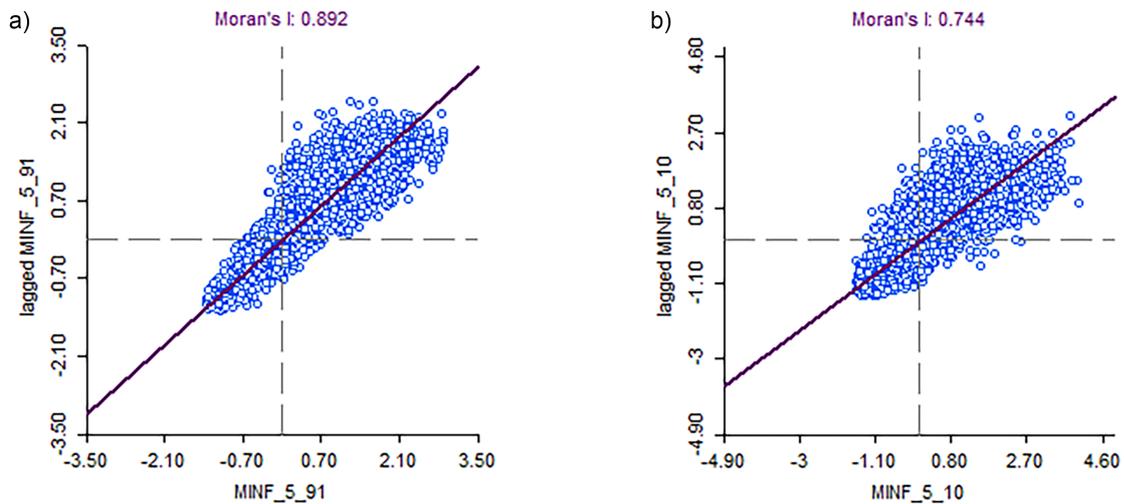
As Figuras 1 e 2 apresentam o coeficiente do I de Moran bem como o diagrama de dispersão para as variáveis de mortalidade infantil e mortalidade na infância, respectivamente, para os anos de 1991 e 2010, de acordo com a matriz de contiguidade do tipo *Queen*. A partir da análise dos coeficientes percebe-se a presença de autocorrelação espacial positiva para ambas as variáveis entre os municípios brasileiros. Isso representa a existência de semelhanças entre a variável mortalidade infantil e mortalidade na infância e a localização espacial das variáveis, ou seja, municípios que possuem altas (baixas) taxas de mortalidade infantil e na infância estão rodeados por municípios que também possuem altas (baixas) taxas de mortalidade. Analisando o diagrama de dispersão para cada ano, percebe-se como as observações estão distribuídas segundo seu padrão espacial, assim os pontos que representam os municípios se concentram no primeiro e terceiro quadrantes, reiterando o padrão Alto-Alto e Baixo-Baixo. A inclinação positiva da reta confirma a presença de autocorrelação espacial, tendo em vista que o I de Moran representa o coeficiente angular da mesma.

Figura 1. Diagrama de Dispersão do I de Moran para a variável de Mortalidade Infantil em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

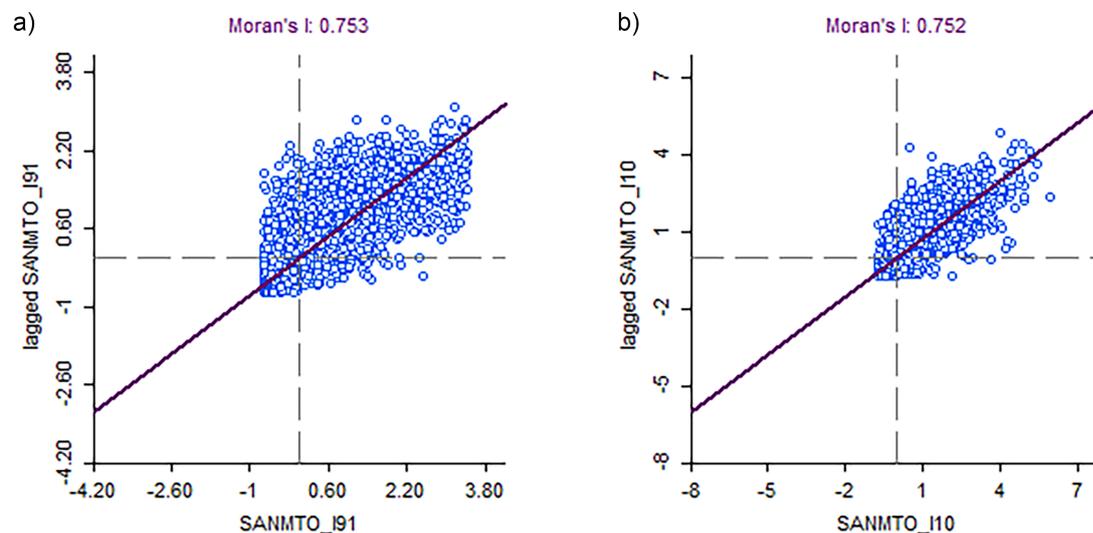
Figura 2. Diagrama de Dispersão do I de Moran para a variável de Mortalidade na Infância em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

Por fim, o coeficiente do I de Moran e o diagrama de dispersão para a variável explicativa de saneamento inadequado estão representados na Figura 3, na qual se observa a presença de autocorrelação positiva. O coeficiente do I de Moran manteve-se constante ao longo do período analisado, não havendo alterações entre 1991 e 2010. Analisando o diagrama de dispersão, percebe-se que em ambos os momentos a concentração dos pontos manteve-se no primeiro quadrante, ou seja, na combinação Alto-Alto. Assim sendo, o que podemos inferir diante dessa análise é que o efeito contágio ocorre entre os municípios com piores condições de saneamento adequado.

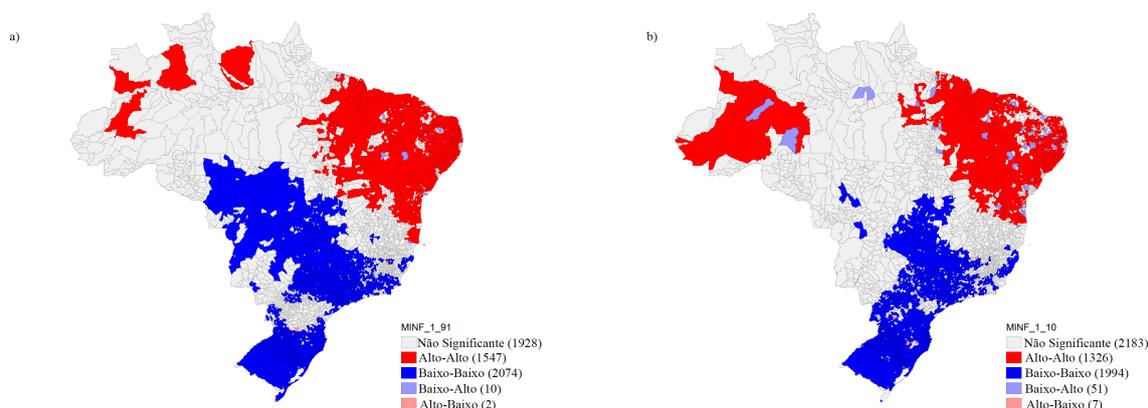
Figura 3. Diagrama de Dispersão do I de Moran para a variável Saneamento Inadequado em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

Os padrões globais de associação linear captam a autocorrelação espacial de todo o espaço analisado, porém podem ocultar padrões locais de associação, como a formação de *clusters* ou *outliers* espaciais Almeida (2012). Portanto, tem-se a necessidade de se utilizar uma estatística capaz de captar esses efeitos locais. Para tanto, foi utilizado o Indicador Local de Associação Espacial (LISA) de forma complementar ao I de Moran global. As Figuras 4 e 5 apresentam os mapas de *clusters* para a mortalidade infantil e para mortalidade na infância, respectivamente, para os anos de 1991 e 2010, os quais nos permitem visualizar o comportamento dessas variáveis em cada região do Brasil nesses dois períodos.

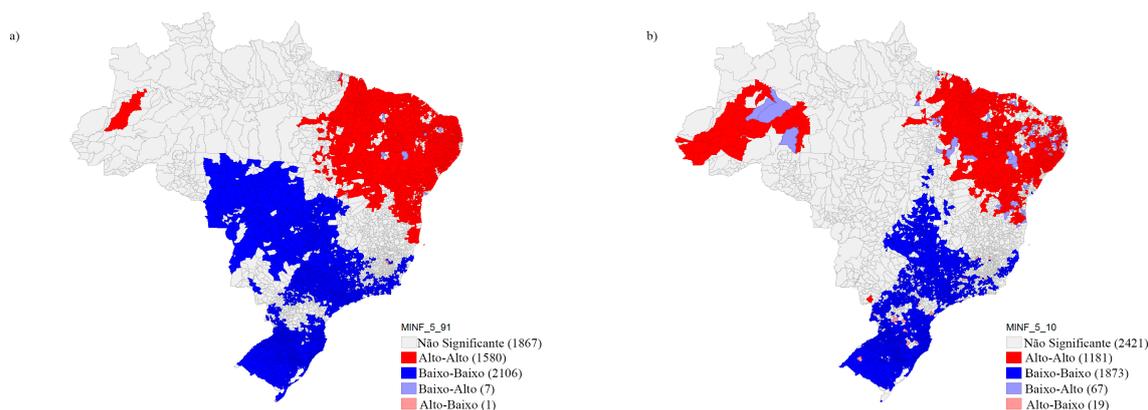
Figura 4. Mapas de Clusters para a Mortalidade Infantil em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

Nota: não foram considerados no cálculo os municípios de Fernando de Noronha, Florianópolis, Ilhabela e Brasília.

Figura 5. Mapas de Clusters para a Mortalidade na Infância em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

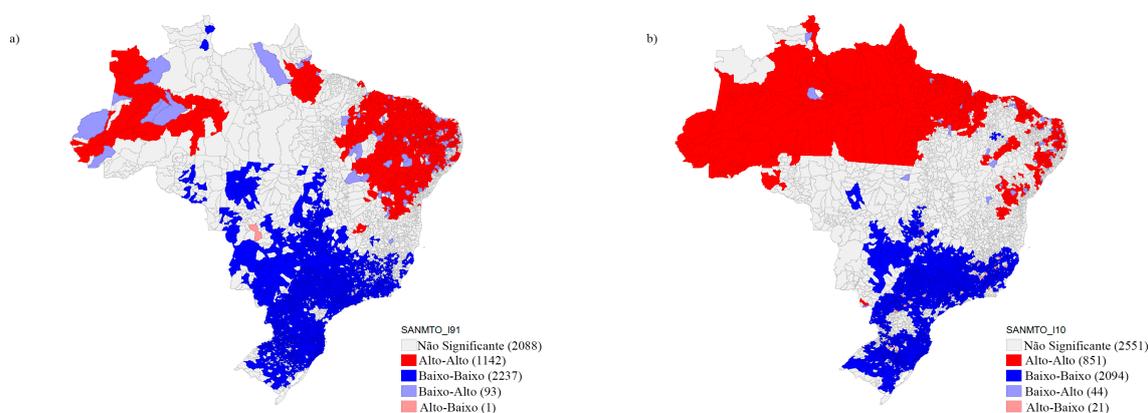
Nota: não foram considerados no cálculo os municípios de Fernando de Noronha, Florianópolis, Ilhabela e Brasília.

Os mapas de *clusters* demonstram a existência de autocorrelação positiva entre as regiões sendo confirmada localmente. Destaca-se a predominância da classificação Baixo-Baixo nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, esse resultado significa

que as regiões que apresentam baixas taxas de mortalidade infantil e mortalidade na infância encontram-se próximas de outras regiões também com valores baixos. Por outro lado, a formação de *clusters* do tipo Alto-Alto concentram-se em parte das regiões Norte e Nordeste, pois trata-se de regiões onde são observadas elevadas taxas de mortalidade cercada por vizinhos com altas taxas de mortalidade.

A Figura 6 apresenta os mapas de *clusters* para a variável de saneamento inadequado para os dados dos anos de 1991 e 2010, tornando-se possível observar a existência de autocorrelação espacial positiva sendo confirmada localmente. A partir da análise dos mapas percebemos a formação de *clusters* tipo Baixo-Baixo para as regiões Sul, Sudeste e parte do Centro-Oeste, da mesma forma têm-se *clusters* do tipo Alto-Alto concentrados nas regiões Norte e Nordeste. Entretanto, para essas regiões existe também a formação de *clusters* do tipo Baixo-Alto, principalmente para o ano de 1991, indicando que municípios com condições precárias de saneamento estavam cercados por outros municípios com boas condições de saneamento. Todavia, esse cenário se alterou no ano de 2010, quando *clusters* do tipo Baixo-Alto deram lugar a aglomerações do tipo Alto-Alto, principalmente na região Norte do país. Essa mudança nos paradigmas pode indicar a influência do efeito transbordamento entre os municípios.

Figura 6. Mapas de Clusters para o Saneamento Inadequado em 1991 (a) e 2010 (b)



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas Brasil (2013).

Nota: não foram considerados no cálculo os municípios de Fernando de Noronha, Florianópolis, Ilhabela e Brasília.

3.3 Estratégia Empírica

Ao se identificar a presença de dependência espacial, cabe, então, especificar o modelo econométrico espacial mais adequado. Conforme (Anselin, 2001), há formas de tratar os efeitos da dependência espacial: primeiramente, é introduzida uma variável dependente defasada espacialmente na regressão linear padrão, sendo capaz de captar a existência e o grau de dependência; outra forma é incorporar a dependência espacial no termo de erro e, assim, corrigir possíveis vieses causados pela autocorrelação espacial e, por fim, outra maneira de controlar os efeitos espaciais é incluir

variáveis exógenas defasadas espacialmente na estimação. A seguir, são apresentados os modelos econométricos que utilizam essas técnicas, ou a combinação delas para controlar os efeitos espaciais.

3.3.1 Modelo de Durbin Espacial (*Spatial Durbin Model – SDM*)

O modelo de Durbin espacial, ou SDM, trata-se de um modelo que além de incorporar a ideia de transbordamento por meio de defasagem das variáveis independentes da regressão (WZ) incorpora também a variável endógena defasada espacialmente (Wy) no modelo, por isso é considerado uma generalização do modelo SAR³ (Almeida, 2012). Então, o modelo de Durbin espacial consegue nos apresentar tanto um alcance global como um alcance localizado, pois o efeito da variável dependente e das variáveis explicativas transborda espacialmente (LeSage e Pace, 2009). A equação a ser estimada pelo modelo SDM pode ser escrita como:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_0 + \beta_1 sanmto_i_{it} + \beta_2 ln_rdpc_{it} + \beta_3 t_anal f15_{it} + \beta_4 t_dens_{it} + \beta_5 t_lixo_{it} + \beta_6 t_luz_{it} + \beta_7 tx_popurb_{it} + \beta_8 ln_pop_{it} + W(\theta_1 sanmto_i_{it} + \theta_2 ln_rdpc_{it} + \theta_3 t_anal f15_{it} + \theta_4 t_dens_{it} + \theta_5 t_lixo_{it} + \theta_6 t_luz_{it} + \theta_7 tx_popurb_{it} + \theta_8 ln_pop_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

em que, y_{it} é a variável dependente e assume $minf_1$ para taxa de mortalidade infantil e $minf_5$ para taxa de mortalidade na infância, ρ é o coeficiente de defasagem espacial e mede o efeito médio da variável dependente relativo à vizinhança espacial na região em questão, este assume valores entre -1 e 1 e seu sinal e significância indicam a existência e o sentido das interações espaciais, $W y_{it}$ é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais W , β é o parâmetro a ser estimado e θ contém os parâmetros das variáveis explicativas defasadas espacialmente. Já o coeficiente μ_i , em caso de efeito aleatório tem distribuição normal com média zero e variância constante, enquanto no caso de efeito fixo μ é o vetor a ser estimado e ε_t é um vetor de erro aleatório normalmente distribuído com média zero e variância constante.

3.3.2 Modelo de Autocorrelação Espacial (*Spatial Autocorrelation Model – SAC*)

O modelo de autocorrelação espacial, ou SAC, também é considerado uma variação do modelo SAR, pois considera a variável dependente defasada espacialmente (Wy), porém com um termo de erro autorregressivo espacial (u_t) (Almeida, 2012). A equação a ser estimada pelo modelo SAC pode ser escrita como:

$$y_{it} = \rho W y_{it} + \beta_0 + \beta_1 sanmto_i_{it} + \beta_2 ln_rdpc_{it} + \beta_3 t_anal f15_{it} + \beta_4 t_dens_{it} + \beta_5 t_lixo_{it} + \beta_6 t_luz_{it} + \beta_7 tx_popurb_{it} + \beta_8 ln_pop_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (2)$$

³O modelo SAR (Spatial Autorregressive Model) é expresso como $y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \mu + \varepsilon_t$, ou seja, o SDM com $\theta = 0$.

$$u_{it} = \lambda M u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que, y_{it} é a variável dependente e assume $minf_1$ para taxa de mortalidade infantil e $minf_5$ para taxa de mortalidade na infância, ρ é o coeficiente de defasagem espacial, $W y_{it}$ é a variável dependente defasada pela matriz de pesos espaciais W , β é o parâmetro a ser estimado e o coeficiente μ_i capta o efeito fixo ou o efeito aleatório. Já u_{it} representa o vetor do termo de erro da equação, $M u_{it}$ é o termo de erro defasado espacialmente pela matriz de pesos espaciais M , que pode ou não ser igual à matriz W , sendo o coeficiente λ o parâmetro do erro autorregressivo espacial e indica a intensidade da autocorrelação espacial entre os resíduos da equação observada. O parâmetro λ mensura o efeito médio dos erros dos vizinhos em relação ao resíduo da região em questão e ε_{it} é um termo de erro não correlacionado com média zero e variância constante, ou seja, nesse modelo, os erros associados com qualquer observação são uma média dos erros nas regiões vizinhas somada a um componente de erro aleatório.

De acordo com Belotti et al. (2017), uma estratégia comum na literatura que trata de efeitos da dependência espacial é iniciar as estimações de pelo modelo SDM, ou seja, pelo modelo que inclui em sua estimação a defasagem espacial da variável dependente $W y$ e as defasagens das variáveis explicativas $W X$, como uma especificação geral e testar alguns modelos alternativos. Essa estratégia passa a ser importante caso tenha-se interesse em testar se o modelo de SAR ou o SEM é o mais apropriado. Sendo o modelo SDM derivado a partir de um modelo SEM, é facilmente mostrado que se $\theta = 0$ e $\rho \neq 0$ o modelo é um SAR, mas se $\theta = -\beta\rho$ o modelo indicado é o SEM. Finalmente, uma vez que o modelo SAC e o modelo SDM são modelos não alinhados, os menores critérios de informação podem ser usados para testar se o modelo mais adequado é o SAC ou SDM, utilizando o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério Bayesiano de Schwarz (BIC).

Ao incluir a variável dependente espacialmente defasada como variável explicativa dos modelos SAR, SDM e SAC, faz-se necessário calcular os efeitos diretos e indiretos de cada uma das variáveis. Os efeitos diretos são uma medida do impacto da alteração de uma variável explicativa sobre a variável dependente em um município, incluindo os efeitos de *feedback*, ou seja, os efeitos que passam pelos municípios vizinhos e retornam para o município em que ocorreu a mudança. Por outro lado, os efeitos indiretos medem o impacto de uma mudança em uma variável explicativa em um município sobre a variável dependente em todos os outros municípios. Dessa forma, os efeitos indiretos demonstram a existência ou não do efeito de transbordamento espacial, sem a necessidade de observar a estimativa do coeficiente associado à variável dependente espacialmente defasada, observando apenas o comportamento das variáveis explicativas (Elhorst, 2014).

Para Elhorst (2014), os efeitos tanto diretos quanto indiretos de uma variável expli-

cativa sobre a variável dependente podem ser obtidos por meio da matriz de derivadas parciais do valor esperado de Y com respeito a k -ésima variável explanatória de X na unidade 1 até unidade N , conforme a equação a seguir:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{ik}} \right] \cdot \left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \right] = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$= [I - \delta W]^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

Sendo que os elementos da diagonal principal da matriz de derivadas parciais representam o efeito direto. Por outro lado, os elementos fora da diagonal principal indicam a presença de efeito indireto. Se uma determinada variável explanatória em uma determinada unidade muda, não só a variável dependente nessa própria unidade muda, mas também as variáveis dependentes de outras unidades. Conforme Elhorst (2014), a primeira mudança é chamada de efeito direto e a segunda de efeito indireto.

Na seção seguinte, são apresentados os resultados para o presente estudo. Nesse sentido, considera-se como o melhor modelo de painel espacial aquele com os menores critérios de avaliação baseados no máximo da função de verossimilhança (MFV): o Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério Bayesiano de Schwarz (BIC).

4. Resultados

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações para o presente estudo. O objetivo do estudo foi encontrar resultados que mostrem a relação entre um saneamento inadequado e as taxas de mortalidade infantil e na infância a partir dos modelos espaciais SAR, SEM, SDM e SAC. Os testes foram importantes para nortear a escolha do melhor modelo. Nesse sentido, as Tabelas 2 e 3 apresentam os resultados das estimações para mortalidade infantil e mortalidade na infância, respectivamente. Inicialmente, ambas as tabelas mostram os resultados dos estimadores: i) POLS (*Pooling Ordinary Least Squares*), que ignora as características específicas de cada grupo; ii) efeitos fixos, que admitem características idiossincráticas de cada município; iii) efeitos aleatórios, nos quais as características idiossincráticas são aleatórias. Nesse sentido, estimaram-se os dados em um modelo de painel, desconsiderando a autocorrelação espacial, para escolher qual o melhor estimador. A partir das estatísticas do teste de Hausman, foi possível rejeitar a hipótese nula, com valor da probabilidade de 0,000, ou seja, o modelo de efeitos aleatórios deve ser descartado pois é inconsistente. Nesse caso, foi indicado como melhor abordagem a utilização dos modelos de efeitos fixos para todas as variáveis dependentes, pois não é possível ignorar a presença de

efeitos idiossincráticos.

Nesse sentido, dando seguimento à estratégia empírica proposta, foi estimado o modelo SDM para efeitos fixos para as variáveis dependentes, de acordo com as Tabelas 2 e 3. Esse modelo, conforme mencionado na seção anterior, inclui a defasagem espacial da variável dependente Wy e as defasagens das variáveis explicativas WX . Como forma de indicar qual o melhor modelo capaz de controlar os efeitos espaciais fazemos os testes no parâmetro θ que acompanha as variáveis explicativas defasadas espacialmente. Primeiramente, testou-se se $\theta = 0$ e $\rho \neq 0$ e, conforme as estatísticas nas estimações realizadas para todas as variáveis dependentes, aceitou-se a hipótese nula de $\theta \neq 0$, ou seja, o parâmetro que acompanha as variáveis explicativas defasadas espacialmente não é nulo. Em seguida testou-se se $\theta = -\beta\rho$ e, nesse caso, conforme a seção anterior, o parâmetro sendo igual a $-\beta\rho$ o modelo mais indicado foi o SEM. Dando seguimento à estratégia empírica, como mencionado anteriormente, o modelo SDM pode ser derivado a partir do modelo de Erro Autorregressivo SEM, assim sendo optou-se por estimar o modelo SDM por se tratar de um modelo que consegue nos apresentar tanto um alcance global como um alcance localizado.

Temos que dado o fato de os modelos SAC e SDM não serem relacionados, uma forma de escolher qual dos modelos apresenta as melhores estimações é através dos menores critérios de informação. Logo, entre o modelo SAC e modelo SDM as estimações que apresentaram melhores Critério de Informação de Akaike (AIC) e Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) foram do modelo SAC. Conforme podemos observar nas Tabelas 2 e 3, para as duas estimações das variáveis dependentes, os critérios de informação foram menores para o modelo SAC, indicando se tratar do modelo mais adequado para serem feitas as análises.

Tabela 2. Resultados dos modelos de Efeito Fixo e Aleatório, SDM e SAC para a Taxa de Mortalidade Infantil

VARIÁVEIS	POLS	EF	EA	SDM_EF	SDM_EA	SAC_EF
Saneamento Inadequado	0,1507*** (0,0051)	0,1122*** (0,0053)	0,1403*** (0,0048)	0,0282*** (0,0054)	0,0350*** (0,0049)	0,0107*** (0,0021)
Renda domiciliar per capita média	-4,3855*** (0,2690)	-1,0758** (0,4091)	-1,9917*** (0,2755)	-0,6615* (0,3114)	-2,4538*** (0,2506)	-0,4009* (0,1831)
Taxa de analfabetismo	0,7222*** (0,0101)	1,2207*** (0,0204)	0,8170*** (0,0109)	0,2226*** (0,0206)	0,2793*** (0,0146)	0,1614*** (0,0099)
Densidade domiciliar	0,0343*** (0,0073)	0,0677*** (0,0148)	0,0325*** (0,0082)	0,0212 (0,0119)	0,0534*** (0,0093)	0,0062 (0,0062)
Coleta de lixo	-0,0205*** (0,0035)	-0,0039 (0,0041)	-0,0183*** (0,0035)	-0,0113*** (0,0031)	-0,0092** (0,0027)	-0,0051** (0,0019)
Energia elétrica	-0,0267*** (0,0057)	-0,0818*** (0,0075)	-0,0687*** (0,0057)	-0,0329*** (0,0071)	-0,0194* (0,0060)	-0,0021 (0,0030)
População urbana	0,0585*** (0,0039)	0,0796*** (0,0089)	0,0645*** (0,0044)	0,0139* (0,0064)	0,0193*** (0,0038)	0,0059 (0,0043)
Ln população total	0,7984*** (0,0720)	0,2283 (0,4179)	0,6582*** (0,0869)	0,1098 (0,3469)	-0,5381*** (0,0780)	0,3370 (0,1764)
Constante	36,9088*** (1,7396)	10,1330* (4,9045)	25,4094*** (1,8403)		0,0780*** (1,8834)	
VARIÁVEIS DEFASADAS ESPACIALMENTE						
Saneamento inadequado				0,0039 (0,0071)	0,0128* (0,0063)	
Renda domiciliar per capita média				-0,9366 (0,5292)	2,8945*** (0,3485)	
Taxa de analfabetismo				0,3241*** (0,0294)	-0,0012 (0,0182)	
Densidade domiciliar				-0,0011 (0,0183)	-0,0627*** (0,0115)	
Coleta de lixo				0,0102 (0,0055)	-0,0048 (0,0045)	
Energia elétrica				0,0302** (0,0102)	-0,0049 (0,0081)	
População urbana				-0,0098 (0,0122)	-0,0040 (0,0060)	
Ln população total				0,1221 (0,5544)	0,9162*** (0,1136)	
Mortalidade infantil				0,6913*** (0,0076)	0,7233*** (0,0058)	0,9106*** (0,0040)
e.Mortalidade infantil						-0,8508*** (0,0192)
Teste de Hausman		2010,10 (0,000)		640,42 (0,0000)		
Teste $\Theta=0$				131,48 (0,0000)	351,36 (0,0000)	
Teste $\Theta= -\beta * \rho$				761,83 (0,0000)	876,17 (0,0000)	
AIC				67192,95	106764,5	66055,12
BIC				67347,40	106934,4	66155,50
N	16683	16683	16683	16683	16683	16683
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Nº municípios						5.561

Obs: Erros padrões robustos entre parênteses. ***Significante a 1%; **Significante a 5%; *Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Tabela 3. Resultados dos modelos de Efeito Fixo e Aleatório, SDM e SAC para a Taxa de Mortalidade na Infância

VARIÁVEIS	POLS	EF	EA	SDM_EF	SDM_EA	SAC_EF
Saneamento Inadequado	0,2011*** (0,0068)	0,1529*** (0,0072)	0,1908*** (0,0065)	0,0355*** (0,0067)	0,0432*** (0,0059)	0,0117*** (0,0025)
Renda domiciliar per capita média	-5,2435*** (0,3586)	-2,5712*** (0,5504)	-2,3273*** (0,3691)	-0,9596** (0,3821)	-2,9502*** (0,3056)	-0,7174** (0,2204)
Taxa de analfabetismo	0,9593*** (0,0135)	1,7427*** (0,0275)	1,0737*** (0,0145)	0,2777*** (0,0252)	0,3362*** (0,0177)	0,1975*** (0,0119)
Densidade domiciliar	-0,0072 (0,0098)	0,0996*** (0,020)	-0,0090 (0,0108)	0,0291* (0,0146)	0,0630*** (0,0114)	0,0076 (0,0075)
Coleta de lixo	-0,0350*** (0,0046)	-0,0103 (0,0055)	-0,0326*** (0,0047)	-0,0149*** (0,0038)	-0,0125*** (0,0033)	-0,0068** (0,0023)
Energia elétrica	-0,0807*** (0,0076)	-0,1545*** (0,0101)	-0,1396*** (0,0077)	-0,0496*** (0,0087)	-0,0318*** (0,0074)	-0,0077* (0,0037)
População urbana	0,0980*** (0,0052)	0,1345*** (0,0119)	0,1084*** (0,0059)	0,0192** (0,0078)	0,0260*** (0,0046)	0,0099 (0,0051)
Ln população total	0,9906*** (0,0960)	-0,1534 (0,5624)	0,8065*** (0,1136)	0,0344 (0,4255)	-0,6542*** (0,0943)	0,3499 (0,2114)
Constante	48,1437*** (2,3189)	17,7358** (6,5993)	34,6281*** (2,4531)		1,0439 (2,2877)	
VARIÁVEIS DEFASADAS ESPACIALMENTE						
Saneamento inadequado				-0,0004 (0,0087)	0,0110 (0,0077)	
Renda domiciliar per capita média				-2,0737** (0,6511)	3,5135*** (0,4249)	
Taxa de analfabetismo				0,4094*** (0,0365)	-0,0239 (0,0221)	
Densidade domiciliar				-0,0047 (0,0225)	-0,0928*** (0,0140)	
Coleta de lixo				0,0116 (0,0068)	-0,0076 (0,0054)	
Energia elétrica				0,0311* (0,0125)	-0,0141 (0,0099)	
População urbana				0,0291 (0,0150)	0,0025 (0,0072)	
Ln população total				-0,0553 (0,6801)	1,0451*** (0,1372)	
Mortalidade na infância				0,7291*** (0,0068)	0,7677*** (0,0051)	0,9232*** (0,0034)
e.Mortalidade na infância						-0,8831*** (0,0185)
Teste de Hausman		3039,87 (0,0000)		731,98 (0,0000)		
Teste $\Theta=0$				139,22 (0,0000)	408,60 (0,0000)	
Teste $\Theta = -\beta * \rho$				827,74 (0,0000)	890,96 (0,0000)	
Aic				71913,99	113733,6	70568,48
Bic				72068,44	113903,5	70668,87
N	16683	16683	16683	16683	16683	16683
EF de ano	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Nº municípios						5.561

Obs: Erros padrões robustos entre parênteses. ***Significante a 1%; **Significante a 5%; *Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Definido, a partir dos testes, qual modelo e abordagem mais indicados para serem feitas as análises, apresentam-se na Tabela 4 os efeitos marginais para as duas variáveis dependentes através do modelo SAC de Efeitos Fixos. Os resultados começam a ser analisados a partir da variável de interesse no estudo que trata do saneamento inadequado. Para essa variável, os resultados referentes à mortalidade infantil e à mortalidade na infância foram estatisticamente significativos a 1% e o sinal obtido da variável está em conformidade com o esperado e de acordo com a literatura (Merrick, 1985; Alves e Belluzzo, 2004; Sousa e Leite Filho, 2008; Barufi et al., 2012; Leivas

et al., 2016; Scriptori e Azzoni, 2018).

Assim, os resultados sugerem que um sistema de saneamento inadequado acaba por afetar positivamente os índices de mortalidade infantil em geral, corroborando os resultados encontrados na literatura. Os efeitos indiretos dessa variável foram maiores do que o efeitos diretos, esse resultado demonstra a presença forte do efeito transbordamento entre as regiões. Isso porque variações nas condições de saneamento inadequado dos municípios vizinhos acabam por afetar as taxas de mortalidade infantil da região de interesse. Isso ocorre porque a difusão de doenças infectocontagiosas transborda entre as regiões e ocorre através de vetores, por exemplo o deslocamento de insetos de uma região para a outra ou as águas contaminadas de rios e mares que atravessam várias localidades (Scriptori e Azzoni, 2018). A magnitude dos efeitos indiretos vai ao encontro dos resultados analisados através da análise explanatória de dados espaciais, que demonstrou uma dependência espacial forte entre as regiões para a variável de interesse.

Tabela 4. Efeitos diretos e indiretos do modelo SAC

	SAC Mortalidade Infantil			SAC Mortalidade na Infância		
	EF. Direto	EF. Indireto	EF. Total	EF. Direto	EF. Indireto	EF. Total
Saneamento inadequado	0,0151*** (0,0029)	0,1041*** (0,0196)	0,1193*** (0,0225)	0,0171*** (0,0036)	0,1352*** (0,0278)	0,1523*** (0,0313)
Renda domiciliar per capita média	-0,5692* (0,2597)	-3,9140* (1,7848)	-4,4833* (2,0436)	-1,0476** (0,3211)	-8,2985** (2,5393)	-9,3461** (2,8578)
Taxa de analfabetismo	0,2292*** (0,0129)	1,5757*** (0,0782)	1,8049*** (0,0876)	0,2884*** (0,0160)	2,2847*** (0,1102)	2,5731*** (0,1219)
Densidade domiciliar	0,0089 (0,0088)	0,0610 (0,0607)	0,0699 (0,0695)	0,0111 (0,0109)	0,0878 (0,0861)	0,0988 (0,0970)
Coleta de lixo	-0,0073** (0,0027)	-0,0500** (0,0186)	-0,0573** (0,0213)	-0,0100** (0,0033)	-0,0792** (0,0265)	-0,0891** (0,0298)
Energia elétrica	-0,0030 (0,0043)	-0,0204 (0,0296)	-0,0234 (0,0339)	-0,0112* (0,0053)	-0,0889* (0,0420)	-0,1001* (0,0473)
População urbana	0,0084 (0,0060)	0,0578 (0,0415)	0,0662 (0,0475)	0,0144 (0,0075)	0,1144 (0,0591)	0,1289 (0,0665)
Ln população total	0,4785 (0,2505)	3,2902 (1,7311)	3,7687 (1,9809)	0,5110 (0,3088)	4,0473 (2,4570)	4,5583 (2,7653)

Obs: Erros padrões robustos entre parênteses. ***Significante a 1%; **Significante a 5%; *Significante a 10%.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

A variável que corresponde à renda domiciliar *per capita* média apresentou resultados significativos a 10% para mortalidade infantil e a 5% para mortalidade na infância e demonstrou efeito negativo para ambas as variáveis. Os resultados obtidos vão ao encontro dos resultados encontrados na literatura (Barufi et al., 2012; Leivas et al., 2016; Scriptori e Azzoni, 2018) e indicam que a renda familiar está relacionada a melhores condições no que tange à saúde. Isso porque possibilita o pagamento de serviços médicos, aquisição de remédios, melhor nutrição às crianças do domicílio, melhores condições de habitação, com acesso a saneamento adequado, dentre outros elementos que são afetados pela renda do domicílio e que contribuem para a redução da mortalidade infantil.

Da mesma forma, outro resultado considerável é o efeito da taxa de analfabetismo

dos indivíduos maiores de 15 anos sobre a mortalidade infantil. O resultado foi significativo a 1% para as duas variáveis dependentes e apresentou sinal positivo, como esperado, indicando que quanto maior a taxa de analfabetismo dos indivíduos maior será a taxa de mortalidade das crianças. Essa variável buscou captar a escolaridade dos pais e reflete como indivíduos com baixa escolaridade possuem piores condições de saúde (Barufi et al., 2012; Leivas et al., 2016; Scriptori e Azzoni, 2018). A escolaridade do pai afeta a mortalidade infantil por ter relação direta com a renda familiar e consequentemente afetar a busca por serviços de saúde. Já a escolaridade da mãe reflete no tempo dedicado ao cuidado com a saúde dos filhos, pela busca por informações, pela prevenção de problemas de saúde e a respeito dos hábitos de higiene.

As demais variáveis que afetam a mortalidade infantil utilizadas no modelo correspondem ao acesso a serviços públicos como coleta de lixo e à energia elétrica. Via de regra, essas variáveis apresentaram efeito negativo para a mortalidade infantil, sendo o acesso à energia elétrica estatisticamente significativo apenas para explicar a mortalidade na infância com nível de confiança de 10%. Nesse sentido, a variável com maior poder de explicação é a que corresponde à coleta de lixo, sendo estatisticamente significativa a 5% para ambas as variáveis de mortalidade infantil. Tanto coleta de lixo quanto energia elétrica foram usadas neste estudo para contemplar características do domicílio que fossem relevantes para diminuir a taxa de mortalidade infantil, porém a magnitude do efeito total dessas variáveis foi menor quando comparada à condição de saneamento inadequada do domicílio. Nesse sentido, para Scriptori e Azzoni (2018), os serviços públicos mais eficientes para a promoção da saúde seriam o esgotamento sanitário e o tratamento de água, sobretudo no que se refere à redução de doenças como diarreia, que afeta principalmente crianças.

De modo geral, as estimações dos efeitos marginais do modelo SAC demonstraram uma maior magnitude dos efeitos indiretos em detrimento dos efeitos diretos. Esses resultados demonstram o forte componente da dependência espacial presente em dados regionais, através do efeito de transbordamento, ou *spillovers*, entre as regiões. Nesse sentido, caso semelhante ocorre no estudo de Scriptori e Azzoni (2018), os autores defendem que caso o efeito espacial não seja considerado nas regressões o efeito positivo do saneamento inadequado sobre as taxas de mortalidade passa a ser subestimado. Para os autores, um aumento na estrutura de esgotamento sanitário da vizinhança é capaz de explicar uma queda nos índices de mortalidade infantil de determinada região através das externalidades que são geradas. Seguindo na mesma linha, outro estudo que demonstrou impacto maior nos efeitos indiretos ocorreu no trabalho dos autores Bastos et al. (2018), em que as análises revelaram que a implantação de unidades de Estratégia de Saúde da Família teve impacto maior na redução da mortalidade infantil nos municípios vizinhos do que no município que implementou primeiro. Nesse caso, os autores defendem que o fato de os efeitos indiretos dominarem os efeitos diretos ressalta a importância do controle espacial nas estimações.

Ademais, uma maior magnitude dos efeitos indiretos em relação aos efeitos diretos

presentes nesse estudo vai ao encontro dos resultados encontrados na seção 3 através da análise explanatória de dados espaciais (AEDE), bem como da literatura que indica a econometria espacial como a mais adequada para dados regionais (Anselin, 1992; Elhorst, 2014; Almeida, 2012).

A partir dos resultados das estimações e da formação de *clusters* entre os municípios, podemos inferir que as regiões que são mais afetadas pela ausência ou deficiência dos serviços de saneamento são, de modo geral, as mesmas regiões que possuem taxa de mortalidade infantil mais alta. Nesse caso, o estudo evidenciou que as regiões Norte e Nordeste são as regiões que mais sofrem com o efeito do saneamento inadequado sobre a saúde infantil. O déficit no saneamento atinge aquelas regiões menos desenvolvidas e reforça ainda mais o atraso no processo do desenvolvimento dos municípios, corroborando as desigualdades regionais. Cabe destacar que os impactos econômicos da falta de saneamento ultrapassam os efeitos sobre a mortalidade infantil, pois afetam a população de forma geral, tendo em vista que o sistema de saúde fica sobrecarregado com internações por doenças infectocontagiosas, tal situação afeta o desenvolvimento das crianças e contribui para o atraso escolar, conseqüentemente, impactando na formação do capital humano do país.

5. Considerações finais

Este estudo teve como objetivo analisar como as condições de saneamento inadequado entre os municípios brasileiros afetam a saúde infantil, aplicando modelos econométricos espaciais para captar os possíveis efeitos de transbordamentos entre as regiões vizinhas. As relações entre saúde e saneamento básico são recorrentes na ciência econômica, por isso a mortalidade infantil tornou-se um bom indicador das condições de saúde da população em geral. Isso porque a população infantil é a mais vulnerável em condições precárias de saneamento, tendo em vista que são as crianças que mais sofrem com doenças infectocontagiosas. Dentre essas doenças, a de maior morbidade tem sido a diarreia, que acomete crianças e adultos, mas apresenta efeitos mais devastadores entre a população infantil.

Por entender a importância das condições de saneamento sobre a saúde da população, em especial das crianças, é que se desenvolveu este estudo com o objetivo de analisar como a falta de acesso ao saneamento básico adequado afeta a saúde dos brasileiros. Para tanto, foram utilizadas variáveis que são consideradas como *proxy* das condições de saúde e bem-estar da população, ou seja, a taxa de mortalidade infantil e a taxa de mortalidade na infância.

Entre os resultados encontrados, cabe destacar o efeito positivo das condições inadequadas de saneamento nas taxas de mortalidade infantil, demonstrando a forte relação entre saneamento e saúde, corroborando os estudos anteriores. A estimação dos efeitos marginais permitiu separar os efeitos diretos dos efeitos indiretos. Nesse sentido, a preponderância da magnitude dos efeitos indiretos revela a forte depen-

dência espacial entre os municípios. Essa dependência foi destacada pela análise explanatória de dados espaciais, que revelou a formação de *clusters* em nível local, demonstrando que as regiões Sul, Sudeste e parte do Centro-Oeste mantêm melhores índices de mortalidade infantil e saneamento adequado, enquanto parte das regiões Norte e Nordeste apresentam piores índices para esses indicadores.

Além dos resultados encontrados, uma das contribuições deste estudo foi oferecer, a partir dos dados que estão disponíveis para todo o território brasileiro, um panorama mais atual da relação entre mortalidade infantil. Além disso, a estimação dos efeitos marginais permitiu identificar a magnitude dos efeitos diretos e indiretos dos modelos espaciais, demonstrando o forte efeito de transbordamento entre os municípios vizinhos. Dessa forma, acredita-se que as políticas públicas para melhoria e maior abrangência de saneamento adequado devam considerar as externalidades, tanto positivas quanto negativas, causadas entre municípios próximos. Como por exemplo, aqueles municípios que não possuem estrutura adequada de saneamento podem ser beneficiados pelas ações dos vizinhos que possuem. Nesse sentido, cabe aos gestores municipais a iniciativa da criação de associações de municípios para a gestão de políticas públicas no âmbito do saneamento básico.

Entretanto, deve-se destacar que a variável que corresponde às condições de saneamento limita os resultados encontrados, tendo em vista que, ao contemplar apenas as condições inadequadas dos serviços de fornecimento de água potável e coleta de esgoto, a variável não abrange os demais serviços que compõem a definição de saneamento. A inclusão da variável com os dados sobre a coleta de lixo buscou resolver em parte essa limitação, mas os dados sobre tratamento de esgoto e drenagem e manejo de águas pluviais não estão presentes na base do Atlas Brasil (2013). Dessa forma, outra limitação do estudo refere-se à disponibilidade de dados a um nível mais desagregado geograficamente que municípios, como setores censitários. Buscou-se controlar a heterogeneidade individual não observada e a questão da espacialidade, buscando reduzir possíveis vieses, mesmo assim algum problema de endogeneidade pode continuar existindo, então nossos efeitos precisam ser interpretados como causais com cautela.

Buscar bases de dados que disponham de variáveis que contemplem de forma mais abrangente os serviços de saneamento e buscar níveis de informações mais desagregadas geograficamente, podem ser boas sugestões para pesquisas futuras que busquem relacionar as condições de saneamento à saúde infantil.

Referências

Almeida, E. (2012). Econometria espacial. *Campinas-SP. Alínea*.

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

- Anselin, L. (1992). *SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data*. Urbana-Champaign: University of Illinois, 263.
- Anselin, L. (2001). *Spatial econometrics. A companion to theoretical econometrics*, 310330.
- Barufi, A. M., Haddad, E., e Paez, A. (2012). Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. *BMC public health*, 12(1):1-15. Publisher: Springer.
- Bastos, S. Q. D. A., Gomes, B. S. D. M., e De Almeida, E. S. (2018). Análise espacial da Estratégia Saúde da Família (1998/2012). ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. Issue: 193.
- Belotti, F., Hughes, G., e Mortari, A. P. (2017). Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, 17(1):139-180. Publisher: SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA.
- Brasil (2007). Lei nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Publisher: Diário Oficial da União, Seção 1, p. 3.
- Brasil (2020). Lei nº 14.026, de 15 de julho de 2020. Publisher: Diário Oficial da União, Seção 1, p. 1-8.
- Brasil, A. (2016). Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013. *Acesso em*, 22.
- Brasil, S. F. (1988). Constituição da república federativa do Brasil. *Brasília: Senado Federal, Centro Gráfico*.
- Cutler, D. e Miller, G. (2005). The role of public health improvements in health advances: the twentieth-century United States. *Demography*, 42(1):1-22. Publisher: Springer.
- de Carvalho Ferreira, C. E. (1992). Saneamento e mortalidade infantil. *São Paulo em Perspectiva*, 6(4):62-69.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels*. Springer.
- Esrey, S. A., Feachem, R. G., e Hughes, J. M. (1985). Interventions for the control of diarrhoeal diseases among young children: improving water supplies and excreta disposal facilities. *Bulletin of the World Health organization*, 63(4):757. Publisher: World Health Organization.
- Fujiwara, T. (2005). A privatização beneficia os pobres? Os efeitos da desestatização do saneamento básico na mortalidade infantil. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.
- Grossman, M. (2017). 1. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. In: *Determinants of Health*, Página 6-41. Columbia University Press.

- Heller, L. (1998). Relação entre saúde e saneamento na perspectiva do desenvolvimento. *Ciência & Saúde Coletiva*, 3:73–84. Publisher: SciELO Public Health.
- Jalan, J. e Ravallion, M. (2003). Does piped water reduce diarrhea for children in rural India? *Journal of econometrics*, 112(1):153–173. Publisher: Elsevier.
- Leivas, P. H., Gonçalves, R. d. R., Dos Santos, A. M., e Souza, O. T. (2016). Sustentabilidade, saneamento e saúde infantil no Brasil: Uma análise a partir de macro e microdados. *REVISTA ESPACIOS*, 37(35):16373501–16373530.
- LeSage, J. e Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.
- Mendonça, M. J. C. d. e Motta, R. S. d. (2007). Saúde e saneamento no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, (30). Number: 30.
- Merrick, T. W. (1985). The effect of piped water on early childhood mortality in Urban Brazil, 1970 to 1976. *Demography*, 22(1):1–24.
- Noronha, K., Figueiredo, L. d., e Andrade, M. V. (2010). Health and economic growth among the states of Brazil from 1991 to 2000. *Revista Brasileira de Estudos de População*, 27:269–283. Publisher: SciELO Brasil.
- PAIXÃO, A. N. e Ferreira, T. (2012). Determinantes da mortalidade infantil no Brasil. *Informe Gepec*, 16(2):6–20.
- Pereira, V. S. e de Sousa Lima, E. (2021). Relação entre saneamento básico e taxa de mortalidade infantil: Evidências empíricas para os municípios do Piauí, nos anos censitários. *Revista Econômica do Nordeste*, 52(1):93–106.
- Resende, G. M. e Cravo, T. A. (2014). What about regions in regional science? A convergence exercise using different geographic scales of European Union. *Economics Bulletin*, 34(3):1381–1395. Publisher: AccessEcon.
- Sabater, L. A., Tur, A. A., e Azorí, J. M. N. (2011). Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Página 259–293.
- Scriptore, J. S. e Azzoni, C. R. (2018). Impactos do Saneamento Básico Sobre a Saúde: Uma Análise Espacial. *Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*.
- Silva, V. A. e Esperidião, F. (2017). Saneamento básico e seus impactos na mortalidade infantil e no desenvolvimento econômico da região Nordeste. *Scientia Plena*, 13(10).
- SNIS (2021). Diagnóstico Temático Serviços de Água e Esgoto - Visão Geral.
- Sousa, T. R. V. e Leite Filho, P. A. M. (2008). Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista de Saúde Pública*, 42:796–804. Publisher: SciELO Brasil.

Teixeira, J. C., Gomes, M. H. R., e Souza, J. A. d. (2012). Associação entre cobertura por serviços de saneamento e indicadores epidemiológicos nos países da América Latina: estudo com dados secundários. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 32:419–425. Publisher: SciELO Public Health.

Vayá, E., López-Bazo, E., Moreno, R., e Suriñach, J. (2004). Growth and externalities across economies: an empirical analysis using spatial econometrics. In: *Advances in spatial econometrics*, Página 433–455. Springer.

Watson, T. (2006). Public health investments and the infant mortality gap: Evidence from federal sanitation interventions on US Indian reservations. *Journal of Public Economics*, 90(8-9):1537–1560. Publisher: Elsevier.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.