

Saneamento básico e saúde no Brasil: uma análise via painel espacial

Kelen Rossales da Silva

Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, FURG. Rio Grande RS Brasil

Pedro Henrique Soares Leivas

Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, FURG. Rio Grande RS Brasil

Anderson Moreira Aristides dos Santos

Curso de Mestrado em Economia Aplicada, UFAL. Maceió AL Brasil

Vinícius Halmenschlager

Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, FURG. Rio Grande RS Brasil

RESUMO

A relação entre saneamento inadequado e as questões relacionadas à saúde e bem-estar social dos indivíduos está cada vez mais inserida nos estudos das ciências econômicas. Cada dia que passa os formuladores de políticas públicas, sejam eles nas esferas municipais, estaduais, nacionais, ou mesmo em nível mundial, procuram formas de garantir o acesso dos cidadãos a uma melhor qualidade de vida, o que passa, necessariamente, por proporcionar condições adequadas de saneamento básico. Tendo essa preocupação em mente, esse estudo procurou investigar os efeitos do acesso às condições de saneamento inadequado sobre os índices de mortalidade infantil e mortalidade na infância. Para isso, foram utilizados modelos de dados em painel espacial para a obtenção dos resultados. Os resultados mostraram que condições inadequadas de saneamento básico aumentam a mortalidade infantil, sendo que os efeitos indiretos possuem impactos maiores do que os efeitos diretos, indicando um importante efeito de transbordamento do efeito das condições de saneamento entre as regiões.

Palavras-chave: Saneamento Básico; Mortalidade Infantil; Dados em Painel Espacial.

ABSTRACT

The relationship between inadequate sanitation and issues related to the health and social well-being of individuals is increasingly inserted in studies of the economic sciences. Every day that passes the public policy formulators, whether they are at the municipal, state, national or even global levels, seek ways of guaranteeing the citizens' access to a better quality of life, which necessarily involves providing adequate basic sanitation conditions. With this concern in mind, this study sought to study the effects of access to inadequate sanitation conditions on child mortality rates up to one year and infant mortality up to five years. For this, spatial panel data models were used to obtain the results. The results showed that inadequate basic sanitation conditions increase infant mortality, and the indirect effects have greater impacts than the direct effects, indicating an important spillover effect of the sanitation conditions effect among the regions.

Keywords: Sanitation; Infant Mortality; Spatial Panel Data.

Área Temática 3: Economia Regional e Urbana.

Classificação do JEL: I12, I19, J13.

1. INTRODUÇÃO

Problemas relacionados à saúde da população possuem relação com às condições de saneamento básico. Isso porque, a ausência de saneamento adequado gera a proliferação de doenças, ocasionando externalidades negativas para a sociedade e afetando o bem-estar social. 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 saneamento. Desse modo, a ausência ou deficiência nas condições de saneamento básico propiciam a transmissão de bactérias, vírus e parasitas, que estão presente 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 SEROA DA MOTTA, 2007). Para Scriptore e Azzoni (2018), devido aos seus efeitos sobre a taxa de mortalidade infantil, a diarreia tornou-se o problema mais conhecido causada pelas condições precárias de saneamento. Mas existem outras que também causam danos à população, em específico às crianças, tais como esquistossomose, febre amarela, malária, leptospirose, febre tifoide e cólera.

A plataforma do Instituto Trata Brasil apresenta algumas estatísticas a respeito do acesso à água e ao saneamento adequado para o Brasil e para o restante dos países. Dentre essas estatísticas, estão os dados divulgados em 2017 pela Organização Mundial da Saúde (OMS), no qual mais de 1,5 milhão de crianças com menos cinco anos morrem por ano no mundo por problemas relacionados ao fornecimento inadequado da água, sendo que a diarreia é a segunda causa de morte de crianças até cinco anos. Já no Brasil, entre os dados apresentados estão os divulgados pelo do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) também para o ano de 2017 em que revela que apenas cerca de 53% da população nacional tem acesso a uma rede de coleta de esgoto adequada, e desse total apenas 43% é tratado. No que se refere ao acesso a água, quase 15% das crianças no país não têm acesso, além disso cerca de 13 milhões de crianças e adolescentes não têm acesso a saneamento básico no Brasil. Para o Instituto Trata Brasil a universalização do serviço mais básico e essencial para qualquer nação, que é saneamento básico, é um fator primordial para um país ser considerado desenvolvido. Os serviços de água tratada, coleta e tratamento dos esgotos levam à melhoria da qualidade de vida das pessoas, sobretudo na saúde infantil, com redução da mortalidade infantil, melhor desempenho escolar e acúmulo de capital humano.

No Brasil, a redução das taxas de mortalidade infantil, experimentada nas últimas décadas, é o principal componente na melhora dos índices que medem a expectativa de vida do brasileiro. 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. Apesar da trajetória de queda nos últimos anos, a mortalidade infantil permanece sendo um dos grandes problemas de saúde pública. Nesse sentido, há pontos persistentes a serem superados, tais como desigualdades regionais e interurbanas, além da concentração dos óbitos nas populações mais pobres. 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.

Desse modo, o objetivo do presente trabalho é investigar como condições de saneamento inadequado afetam a saúde, sobretudo de crianças e recém-nascidos. Para tanto utiliza-se como *proxy* de saúde a variável de taxa de mortalidade infantil e na infância. São analisados dados para todos os municípios do Brasil dos anos de 1991, 2000 e 2010, disponíveis no Atlas Brasil

(2013). Para atingir os objetivos foram estimados modelos de dados em painel espacial, a fim de captar o efeito do saneamento inadequado sobre a saúde controlando prováveis efeitos espaciais de transbordamento entre municípios vizinhos.

A contribuição deste trabalho em relação aos anteriores realizados no Brasil é, primeiramente, desenvolver uma análise completa para todos os estados brasileiros; em segundo lugar, além de cobrir um longo período, de 1991 a 2010, é utilizar dados mais atuais e completos disponíveis a partir dos Censos, em terceiro, controlar efeitos espaciais entre os municípios através da dependência espacial e os possíveis transbordamentos entre vizinhos; quarto, e mais relevante, identificar os efeitos diretos e indiretos das variáveis.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta breve introdução. A próxima seção apresenta a revisão de literatura, que faz um apanhado sobre os trabalhos que tratam da relação entre saneamento e saúde. Na terceira seção descrevemos a metodologia utilizada nas regressões e a base de dados e seus tratamentos. A seguir são apresentados os resultados e a análise das estimações. Por fim, as considerações finais do estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

No Brasil, o saneamento é um direito previsto na Constituição Federal (1988) e definido pela Lei de Diretrizes Nacionais para o Saneamento Básico (LDNSB) n.º 11.445/2007 como o conjunto de serviços, infraestrutura e instalações operacionais de abastecimento de água, esgotamento sanitário, limpeza e drenagem urbana, manejo de resíduos sólidos e de águas pluviais. Embora esta seja a descrição correta a respeito do saneamento, a definição mais comumente usada é aquela que define saneamento como os serviços de acesso à água potável, bem como à coleta e ao tratamento de esgoto. Destaca-se ainda que a LDNSB estabelece que coube a União elaborar e coordenar o atual Plano Nacional de Saneamento (PLANSAB) que visa, dentre outras coisas, estabelecer os procedimentos quanto à execução e às metas de curto, médio e longo prazo para os serviços de saneamento básico para o Brasil entre os anos de 2014 e 2033 (UHR *et. al.*, 2016).

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 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. Num contexto internacional, Esrey *et al.* (1985), Cutler e Miller (2005), Jalan e Ravallion (2003), Teixeira *et al.* (2012) mostram a importância do saneamento básico sobre indicadores de saúde.

No contexto brasileiro, o estudo de Merrick (1983) 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), em um estudo mais amplo, analisam 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. Os autores 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), que analisaram o impacto do saneamento sobre a mortalidade infantil na região Nordeste, concluíram, por meio de metodologia de dados em painel com informações em nível municipal, que a mortalidade de menores de um ano de idade nesta 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 Seroa da 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 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. A partir dos dados dos Censos Demográficos para os anos de 1980, 1991 e 2000 é 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 a existência de infraestrutura de cuidados de saúde, água e saneamento. Além disso, o estudo também concluiu que as reduções na taxa de mortalidade infantil ao longo do período analisado tendiam a ser menores em locais que tinham níveis iniciais de infraestrutura e níveis mais baixos de analfabetismo.

O estudo de Leivas *et al.* (2016) busca analisar os impactos do saneamento adequado sobre a saúde infantil no Brasil. Para tanto, os autores coletaram dados das fontes DATASUS, IPEADATA e PNAD para os anos de 2001 a 2010. 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. 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.

O estudo de Uhr *et al.* (2016) avalia como os serviços de saneamento básico no Brasil afetam a saúde da população, tomando como variável dependente as internações hospitalares decorrentes de endemias de veiculação hídrica. A pesquisa traz como principal contribuição uma análise mais ampla das endemias, incluindo dados para internações hospitalares provocadas por ingestão de água contaminada, contato da pele com água contaminada e esgotamento sanitário inadequado. São estimados modelos econométricos utilizando dados em painel para os estados brasileiros, para o período de 2000 a 2011. Os resultados indicam que quanto maior a abrangência dos serviços de saneamento, principalmente da rede coletora de esgotos, maior a redução na morbidade.

Scriptore e Azzoni (2018) fez a relação entre saneamento e saúde a partir de uma análise espacial, utilizando dados do Censo Demográfico de 2010, Cadastro Nacional de Endereços para Fins Estatísticos (CNEFE) de 2011, Diretório Nacional de Endereços (DNE) de 2015 e Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS) de 2010. A variável de

saúde considerada nesse estudo é 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, por mil habitantes. Fazem uma análise dos impactos da falta de saneamento nos indicadores de mortalidade e morbidade para duas faixas de idade, todas as idades e idades 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 pra outro, quanto pela água contaminada dos rios e mares que atravessam várias localidades.

3. METODOLOGIA

3.1 Dados

Para realizar a análise proposta neste estudo foram empregados dados disponíveis para o recorte temporal desejado e com o nível de desagregação regional. Nesse sentido, foram utilizados os dados presentes na plataforma Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (2013), ou simplesmente Atlas Brasil. Nele é possível captar informações socioeconômicas de todos os municípios do país e do Distrito Federal. Trata-se de um trabalho elaborado pelo PNUD (Programa das Nações Unidas Para o Desenvolvimento), pelo IPEA (Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas), e pela Fundação João Pinheiro (FJP).

O 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 num período de duas décadas. Para tanto, os indicadores correspondem a oito dimensões: saúde, educação, renda, demografia, trabalho, população, habitação e vulnerabilidade social. As informações que compõem o Atlas Brasil (2013) são extraídas a partir dos dados dos Censos Demográficos do IBGE de 1991, 2000 e 2010.

Na construção dos índices do Atlas Brasil (2013) foi necessário realizar um processo de compatibilização do Censo 2010 com os censos de 2000 e 1991. Esse cálculo foi realizado para efeito de comparabilidade intertemporal, tendo compatibilizado as malhas municipais existentes em 1991 e 2000 com a existente em 2010. 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. Durante duas décadas houve 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. Assim sendo, esse espaço geográfico dos municípios de origem foi considerado separadamente com o intuito de estabelecer uma comparação temporal e espacial na construção dos indicadores do Atlas Brasil (2013).

Primeiramente, relacionada à mensuração da variável de resposta de interesse, este trabalho utilizou as taxas de mortalidade infantil e na infância. A primeira considera óbitos no primeiro ano de vida por mil nascidos vivos, enquanto a segunda possui mensuração semelhante, porém, considerando crianças até a idade exata de 5 anos. As variáveis de controle buscam contemplar características da família, sobretudo das crianças e dos pais, e do domicílio. Nesse sentido, destacam-se: as variáveis de renda, taxa de analfabetismo, densidade domiciliar, coleta de lixo, energia elétrica, densidade domiciliar. Além da taxa de urbanização e o logaritmo

natural da população total. Utilizaremos também controles 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 queremos ter como resultado o efeito do saneamento inadequado nos índices de mortalidade infantil. Nesse sentido, no presente trabalho considera-se como saneamento inadequado as pessoas que vivem em domicílios sem acesso à água canalizada através da rede geral e com o esgotamento sanitário que não é ligado direto à rede geral de esgoto ou através de fossa séptica. No âmbito desse trabalho não serão tratadas questões relacionadas à qualidade dos serviços de saneamento, considerando o acesso à água da rede geral como apta para o consumo e sem diferenciar se o esgoto é tratado ou não.

3.2 Análise Explanatória de Dados Espaciais

Primeiramente, 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).

3.2.1 Autocorrelação Global

Quando se realiza a análise explanatória dos dados espaciais primeiramente é testado a aleatoriedade dos dados, ou seja, é verificado se os valores de uma região dependem ou não dos valores das unidades vizinhas. De acordo com Almeida (2012), para verificar a existência de autocorrelação espacial, utiliza-se a estatística I de Moran, que tem por objetivo fornecer uma medida global da autocorrelação espacial, pois mensura o grau de associação linear entre os valores observados no conjunto de dados.

Segundo Almeida (2012), a autocorrelação positiva indica a existência de similaridade entre os valores do atributo estudado e sua localização, ou seja, altos valores de uma variável de interesse (y) tendem a estar circundados por altos valores desta mesma variável em regiões vizinhas (Wy), bem como valores baixos tendem a estar rodeados por valores baixos na vizinhança. Esse é o padrão sistemático de distribuição dos valores da variável de interesse quando há o efeito de contágio ou transbordamento de um fenômeno entre regiões. Por outro lado, a autocorrelação negativa revela a presença de dissimilaridade entre os valores do atributo e a sua região espacial, ou seja, altos valores de uma variável de interesse em uma região tende a estar cercado por baixos valores nas regiões vizinhas ou, ainda, um baixo valor da variável de interesse tende a estar rodeado por altos valores nas regiões vizinhas. De modo geral, a estatística I de Moran fornece algumas informações importantes para a análise dos dados espaciais. Assim, a significância estatística 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.

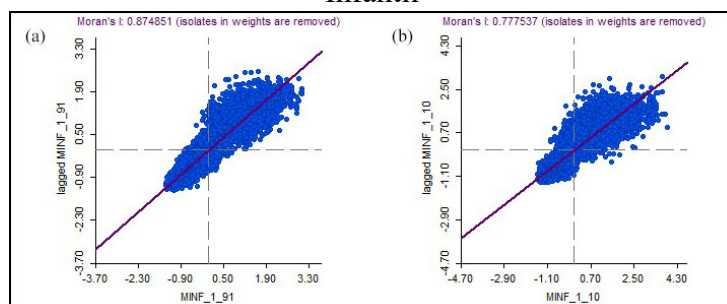
3.2.2 Diagrama de Dispersão de Moran

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. Dessa forma, a variável de interesse (y) está localizada no eixo horizontal e representa o valor padronizado da variável para cada unidade, já a defasagem espacial da variável de interesse (Wy) está no eixo vertical e representa a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos.

Conforme Almeida (2004), 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. O primeiro quadrante refere-se a combinação Alto-Alto (AA) e significa que as unidades espaciais exibem valores altos da variável de interesse cercadas por unidades espaciais que também possuem valores altos, por outro lado, a combinação Baixo-Baixo (BB) representa os *clusters* das unidades que apresentam baixos valores rodeadas por vizinhos com valores igualmente baixos para a variável de interesse. O agrupamento Alto-Baixo (AB) diz respeito a unidade espacial que possui altos valores da variável, porém rodeadas por outras unidades que apresentam valores baixos para a variável de interesse. Seguindo o mesmo padrão de dissimilaridade, o segundo quadrante demonstra a combinação Baixo-Alto (BA) e corresponde aos *clusters* das unidades com valores baixos para a variável de interesse, mas sendo cercada por outras unidades que apresentam valores altos. Os quadrantes que apresentam as combinações AA e BB possuem autocorrelação espacial positiva, enquanto os quadrantes AB e BA apresentam autocorrelação espacial negativa. Na ausência de correlação espacial entre as unidades, a nuvem de dispersão dos pontos seria distribuída pelos quatro quadrantes. Nesse sentido, apresentamos a seguir o diagrama de dispersão de Moran para as principais variáveis de interesse deste estudo.

A figura 1 apresenta o coeficiente do *I* de Moran bem como o seu diagrama de dispersão para a variável dependente de mortalidade infantil até um ano 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 ambos os anos entre os municípios brasileiros, sendo de 0,87 e 0,78 para 1991 e 2010, respectivamente. Isso representa a existência de semelhanças entre a variável mortalidade infantil até um ano e a localização espacial da variável, ou seja, municípios que possuem altas (baixas) taxas de mortalidade infantil estão rodeados por municípios que também possuem altas (baixas) taxas de mortalidade. Houve ao longo do tempo uma redução na magnitude do efeito da dependência espacial, porém o valor do coeficiente para o ano de 2010 ainda é considerado alto e representativo para a presença de autocorrelação espacial. 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 Taxa de Mortalidade Infantil



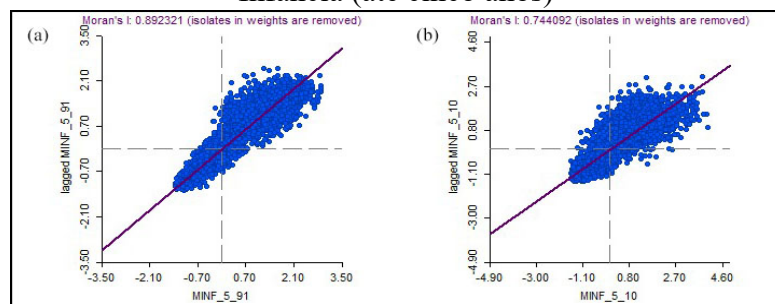
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas (2013).

Da mesma forma, a figura 2 representa o diagrama de dispersão do *I* de Moran para a variável dependente de taxa mortalidade na infância (menores de 5 anos) para os anos de 1991 e 2010. Percebe-se um padrão espacial semelhante ao da variável mortalidade infantil, com os pontos concentrando-se no primeiro e terceiro quadrantes e uma inclinação positiva da reta,

para ambos os anos, indicando a presença de autocorrelação espacial positiva. Ademais, o coeficiente do *I* de Moran para a variável de interesse segue a tendência de queda ao longo do anos, com 0,89 para 1991 e 0,74 para 2010. Essa tendência de queda dos coeficientes representa uma diminuição no efeito transbordamento entre as regiões para essas variáveis, embora ainda sejam significativamente altos.

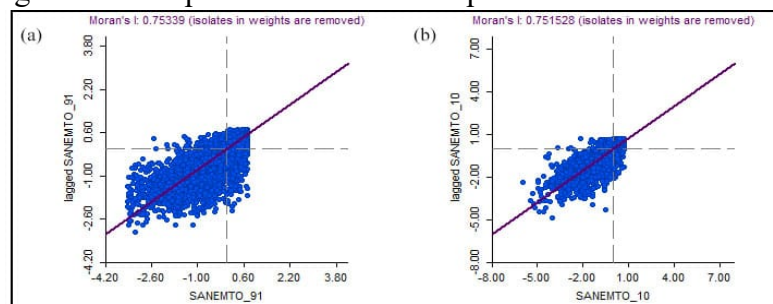
Por fim, o coeficiente do *I* de Moran e o diagrama de dispersão para a variável explicativa de saneamento adequado estão representados na figura 3, no qual se observa a presença de autocorrelação positiva. O coeficiente do *I* de Moran manteve-se constante ao longo do período analisado, não havendo alterações entre 1991 e 2010. Analisando o diagrama de dispersão, percebe-se que em ambos os momentos a concentração dos pontos manteve-se no terceiro quadrante, ou seja, na combinação Baixo-Baixo. 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 2 - Diagrama de Dispersão do *I* de Moran para a variável de Taxa de Mortalidade na Infância (até cinco anos)



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

Figura 3 - Diagrama de Dispersão do *I* de Moran para a variável Saneamento Adequado



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

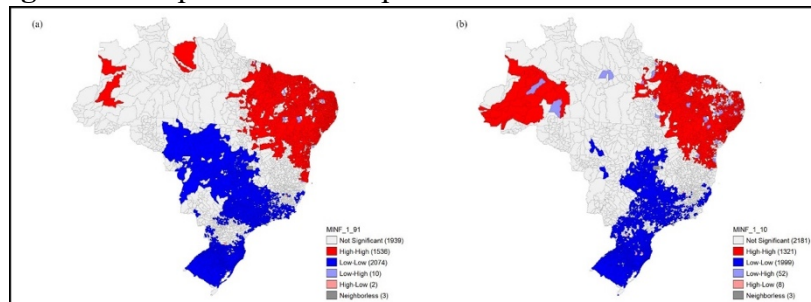
De modo geral, os índices de autocorrelação global indicam a presença de dependência espacial positiva entre os municípios para as quatro variáveis testadas. Isso representa a similaridade na distribuição espacial, pois unidades espaciais que apresentam altos (baixos) valores estão cercadas por vizinhos com altos (baixos) valores. Entretanto, podemos concluir que o efeito transbordamento entre os municípios tende a ser maior entre aqueles que possuem piores condições nos indicadores de qualidade de vida. Isso porque a aglomeração entre municípios com elevadas taxas de mortalidade infantil e na infância, é maior do que os municípios com baixas taxas de mortalidade. Do mesmo modo ocorre com a variável de saneamento adequado, que apresenta um padrão de aglomeração maior entre os municípios com piores índices.

3.2.3 Autocorrelação Espacial Local (*Local Indicator of Spatial Association – LISA*)

Os padrões globais de associação linear captam a autocorrelação espacial de todo o espaço analisado, porém podem ocultar padrões locais de associação, como por exemplo 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. A estatística LISA permite verificar a existência de *clusters* espaciais locais de valores altos ou baixos, demonstrando quais são as regiões que mais contribuem para a presença de autocorrelação espacial.

A figura 4 apresenta os mapas de *clusters* para a taxa de mortalidade infantil para os anos de 1991 e 2010. Os mapas da figura acima demonstram a existência de autocorrelação positiva entre as regiões sendo confirmada localmente. Dentre os dados de maior significância destaca-se a predominância da classificação Baixo-Baixo, esse resultado significa que as regiões que apresentam baixas taxas de mortalidade infantil até um ano encontram-se próximas de outras regiões também com valores baixos. Nesse sentido, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil destacam-se por terem baixos índices de mortalidade infantil até um ano. 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 que também possuem altas taxas de mortalidade. Vale destacar que para o ano de 2010 parte das regiões Norte e Nordeste apresentaram um aumento na formação de *clusters* do tipo Baixo-Alto, representando uma melhora nos índices de mortalidade infantil para alguns municípios dessas regiões ainda que cercados por outros municípios com elevadas taxas de mortalidade.

Figura 4 - Mapas de *Clusters* para a Taxa de Mortalidade Infantil



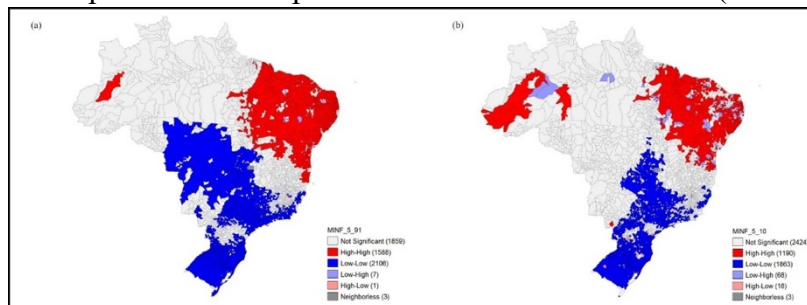
Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas (2013).

Para a variável de mortalidade na infância (até cinco anos), representada na figura 5 abaixo, o cenário não se altera muito em relação ao da variável mortalidade infantil até um ano. Pois, confirma localmente a existência de autocorrelação espacial positiva, com a predominância de formação de *clusters* do tipo Baixo-Baixo para as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste e mantendo aglomerados do tipo Alto-Alto em parte das regiões Norte e Nordeste. Da mesma forma, destaca-se o aumento de *clusters* do tipo Baixo-Alto principalmente nas regiões Norte e Nordeste para o ano de 2010.

A figura 6 apresenta os mapas de *clusters* para a variável de saneamento adequado 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 Alto-Alto para as regiões Sul, Sudeste e parte do Centro-Oeste, da mesma forma têm-se *clusters* do tipo Baixo-Baixo concentrados nas regiões Norte e Nordeste. Entretanto, para essas regiões existe também a formação de *clusters* do tipo Alto-Baixo, principalmente para o ano de 1991, indicando que municípios com boas condições de saneamento estavam cercados por outros municípios com condições precárias de saneamento. Todavia, esse cenário se alterou no ano de 2010, onde *clusters* do tipo Alto-Baixo deram lugar

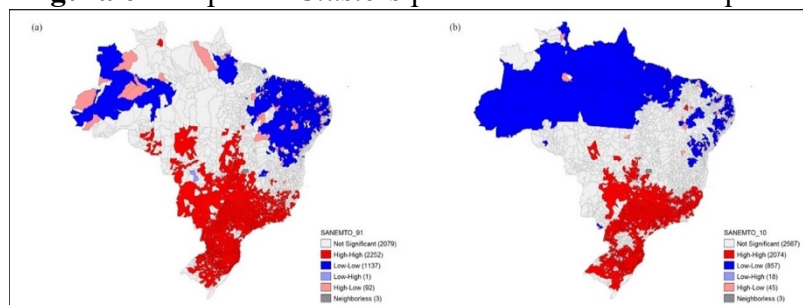
a aglomerações do tipo Baixo-Baixo, principalmente na região Norte do país. Essa mudança nos paradigmas pode indicar a influência do efeito transbordamento entre os municípios.

Figura 5 - Mapas de Clusters para a Taxa Mortalidade Infantil (até cinco anos)



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

Figura 6 - Mapas de Clusters para o Saneamento Adequado



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

3.3 Estratégica empírica

Para atingir os objetivos propostos do presente trabalho foi adotado como modelagem econométrica os dados em painel espacial. Dados em painel espacial é combinação de localização, séries de tempo e os dados em *cross-section*, e permite capturar interações espaciais através da observação e ao longo do tempo. A vantagem neste caso de se empregar uma estrutura de painel espacial é que nos permite analisar um fenômeno que acontece nos municípios brasileiros ao longo do tempo. Os parâmetros dos dados em painel podem ser estimados por duas abordagens, nomeadamente efeito fixo e efeito aleatório. A principal diferença prática entre efeitos fixos e aleatórios é que nesse primeiro modelo, as variáveis explicativas podem ser correlacionadas com as heterogeneidades individuais não observada que são fixas no tempo. O teste de *Hausman* é usado para selecionar qual abordagem deve ser usada para estimar. Como já mencionado, o *I* de Moran é usado para testar a existência de dependência espacial.

Como já mencionado anteriormente, os modelos de econometria espacial auxiliam na correção das violações dos pressupostos das regressões lineares tradicionais. A existência de efeitos espaciais, como autocorrelação espacial e heterogeneidade espacial, torna a metodologia tradicional inadequada, podendo apresentar parâmetros tendenciosos, ineficientes e inconsistentes. Nesse sentido, ao identificarmos a presença de dependência espacial cabe, então, especificar o modelo econométrico espacial mais adequado. Conforme Anselin (1999), 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. Os modelos espaciais que serão estimados são o Spatial Durbin Model (SDM) e o Spatial Autocorrelation Model (SAC), os quais são apresentados a seguir.

3.3.1 Spatial Durbin Model – SDM

Segundo Almeida (2012), o modelo de Durbin espacial, ou modelo SDM, trata de um modelo que além de incorporar a ideia de transbordamento por meio de defasagem das variáveis independentes da regressão (WX) incorpora também a variável endógena defasada espacialmente (Wy) no modelo. Então, o modelo de Durbin espacial consegue nos apresentar tanto um alcance global como um alcance localizado. Este modelo é uma generalização do modelo SAR (Spatial Autorregressive Model) que também inclui variáveis independentes espacialmente ponderados como variáveis explanatórias.

O modelo SDM segundo LeSage e Pace (2009), apresenta características que podem gerar uma situação forte em trabalhos empíricos aplicados em econometria, sendo que o modelo trata de omissão de variáveis relevantes que, por sua vez, estão correlacionadas com pelo menos uma variável explicativa incluída na regressão, sendo essa mesma variável relevante omitida autocorrelacionada espacialmente. Nesse sentido, componente espacial a ser apresentado trata da defasagem do vetor de variáveis exógenas, em outras palavras, esse efeito ocorre quando as variáveis explicativas transbordam espacialmente. Com isso, o modelo SDM pode ser escrito por:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + W Z_t \theta + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde, θ contém os parâmetros das variáveis explicativas defasadas espacialmente, a variável explicativa Z da equação (3) não é observada, sendo assim omitida da regressão, porém, a mesma variável omitida é autocorrelacionada espacialmente. O modelo pode ser generalizado utilizando de diferentes pesos espaciais para a variável dependente espacialmente defasada (Wy) e os regressores espacialmente ponderados (WZ) ou usando que $Z_t \neq X_t$

3.3.2 Spatial Autocorrelation Model – SAC

Esse modelo combina o modelo SAR, mas com um termo de erro autorregressivo espacial:

$$y_t = \rho W y_t + X_t \beta + \mu + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \lambda M u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde M é uma matriz de pesos espaciais que pode ou não ser igual a W . A literatura foca na variável de efeito fixo para essa especificação, assim como a variável de efeito aleatório pode ser escrita como um caso especial da especificação do modelo SAR.

De acordo com Belotti *et al.* (2016) 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 Wy e as defasagens das variáveis explicativas WX , 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 (Spatial Error Model) é o mais apropriado. Sendo o modelo SDM derivado a partir de um modelo SEM¹, é facilmente mostrado que se $\theta=0$ e $\rho \neq 0$ o modelo é em

¹ Para verificar essa demonstração consultar Arbia *et al.* (2010).

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 se faz 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 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, 2012).

Para Elhorst (2014), os efeitos tanto diretos quanto indiretos de uma variável explicativa 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:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \\ \vdots \\ \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \\ \vdots \\ \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{1k}} & \cdots & \frac{\partial E(y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \\ &= [I - \delta W]^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2N}\theta_k \\ \cdots & \cdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

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 apresentamos 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 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 1 e 2 apresentam os resultados das estimações para mortalidade infantil e na infância (até 5 anos), 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 admite características idiossincráticas de cada município; iii) efeitos aleatórios no qual as características idiossincráticas são aleatórias. Nesse sentido, estimou-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, portanto, 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.

Tabela 1: 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	0,1507***	0,1122***	0,1403***	0,0282***	0,0350***	0,0107***
Inadequado	(0,0051)	(0,0053)	(0,0048)	(0,0054)	(0,0049)	(0,0021)
Renda domiciliar <i>per capita</i> média	-4,3855***	-1,0758**	-1,9917***	-0,6615*	-2,4538***	-0,4009*
Taxa de analfabetismo	(0,2690)	(0,4091)	(0,2755)	(0,3114)	(0,2506)	(0,1831)
Densidade domiciliar	0,7222***	1,2207***	0,8170***	0,2226***	0,2793***	0,1614***
Coleta de lixo	(0,0101)	(0,0204)	(0,0109)	(0,0206)	(0,0146)	(0,0099)
Energia elétrica	0,0343***	0,0677***	0,0325***	0,0212	0,0534***	0,0062
População urbana	(0,0073)	(0,0148)	(0,0082)	(0,0119)	(0,0093)	(0,0062)
Ln população total	-0,0205***	-0,0039	-0,0183***	-0,0113***	-0,0092**	-0,0051**
Constante	(0,0035)	(0,0041)	(0,0035)	(0,0031)	(0,0027)	(0,0019)
	-0,0267***	-0,0818***	-0,0687***	-0,0329***	-0,0194*	-0,0021
	(0,0057)	(0,0075)	(0,0057)	(0,0071)	(0,0060)	(0,0030)
	0,0585***	0,0796***	0,0645***	0,0139*	0,0193***	0,0059
	(0,0039)	(0,0089)	(0,0044)	(0,0064)	(0,0038)	(0,0043)
	0,7984***	0,2283	0,6582***	0,1098	-0,5381***	0,3370
	(0,0720)	(0,4179)	(0,0869)	(0,3469)	(0,0780)	(0,1764)
	36,9088***	10,1330*	25,4094***		0,0780***	
	(1,7396)	(4,9045)	(1,8403)		(1,8834)	
VARIÁVEIS DEFASADAS ESPACIALMENTE						
Saneamento				0,0039	0,0128*	
Inadequado				(0,0071)	(0,0063)	
Renda domiciliar <i>per capita</i> média				-0,9366	2,8945***	
Taxa de analfabetismo				(0,5292)	(0,3485)	
Densidade domiciliar				0,3241***	-0,0012	
Coleta de lixo				(0,0294)	(0,0182)	
Energia elétrica				-0,0011	-0,0627***	
População urbana				(0,0183)	(0,0115)	
Ln população total				0,0102	-0,0048	
Mortalidade Infantil até um e.Mortalidade Infantil até um				(0,0055)	(0,0045)	
				0,0302**	-0,0049	
				(0,0102)	(0,0081)	
				-0,0098	-0,0040	
				(0,0122)	(0,0060)	
				0,1221	0,9162***	
				(0,5544)	(0,1136)	
				0,6913***	0,7233***	0,9106***
				(0,0076)	(0,0058)	(0,0040)
						-0,8508***
						(0,0192)
sigma_e cons				4,6904***	4,7182***	3,9429***
				(0,0322)	(0,0324)	(0,0308)
sigma_u cons					3,5762***	
					(0,0566)	
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
<i>N</i>	16683	16683	16683	16683	16683	16683

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

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

Nesse sentido, dando seguimento a estratégia empírica proposta, foi estimado o modelo SDM para efeitos fixos para as variáveis dependentes, de acordo com as tabelas 1 e 2. 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, testamos se $\theta=0$ e $\rho\neq 0$ e, conforme as estatísticas nas estimações realizadas para todas as variáveis dependentes aceitamos a hipótese nula de $\theta\neq 0$, ou seja, o parâmetro que acompanha as variáveis explicativas defasadas espacialmente não é nulo. Em seguida testamos 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 a estratégia empírica, como mencionado anteriormente, o modelo SDM pode ser derivado a partir do modelo de Erro Autorregressivo SEM, assim sendo optamos por estimar o modelo SDM por se tratar de um modelo que consegue nos apresentar tanto um alcance global como um alcance localizado.

Tabela 2: Resultados dos modelos de Efeito Fixo e Aleatório, SDM e SAC para a Taxa de Mortalidade na infância (até 5 anos de idade)

VARIÁVEIS	POLS	EF	EA	SDM EF	SDM EA	SAC EF
Saneamento	0,2011*** (0,0068)	0,1529*** (0,0072)	0,1908*** (0,0065)	0,0355*** (0,0067)	0,0432*** (0,0059)	0,0117*** (0,0025)
Inadequado						
Renda domiciliar <i>per capita</i> 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*** (0,0200)	-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				-0,0004 (0,0087)	0,0110 (0,0077)	
Inadequado						
Renda domiciliar <i>per capita</i> 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	-0,0076	

		(0,0068)	(0,0054)	
Energia elétrica		0,0311*	-0,0141	
		(0,0125)	(0,0099)	
População urbana		0,0291	0,0025	
		(0,0150)	(0,0072)	
Ln população total		-0,0553	1,0451***	
		(0,6801)	(0,1372)	
Mortalidade Infantil até cinco e. Mortalidade Infantil até cinco		0,7291***	0,7677***	0,9232***
		(0,0068)	(0,0051)	(0,0034)
				-0,8831***
				(0,0185)
sigma_e cons		5,7535***	5,7868***	4,7786***
		(0,0396)	(0,0398)	(0,0369)
sigma_u cons			4,2680***	
			(0,0691)	
Teste de Hausman	3039,87	731,98		
	(0,0000)	(0,0000)		
Teste $\theta=0$		139,22	408,60	
		(0,0000)	(0,0000)	
Teste $\theta= -\beta*\rho$		827,74	890,96	
		(0,0000)	(0,0000)	
Aic		71913,99	113733,6	70568,48
Bic		72068,44	113903,5	70668,87
N	16683	16683	16683	16683

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

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa

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 o Critério Bayesiano de Schwarz (BIC) foi o modelo SAC. Conforme podemos observar nas tabelas 1 e 2, 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.

Definido a partir dos testes qual modelo e abordagem mais indicados para serem feitas as análises, apresentamos na tabela 3 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 esta variável os resultados referentes a mortalidade infantil até um ano e a mortalidade infantil até cinco anos foram estatisticamente significativos a 1% e o sinal obtido da variável está em conformidade ao esperado e de acordo com a literatura (MERRICK, 1983; ALVES E BELLUZZO, 2004; SOUSA e LEITE FILHO, 2008; BARUFI *et al.*, 2012; LEIVAS *et al.*, 2016; SCRIPTORE 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, como por exemplo, o deslocamento de insetos de uma região para a outra ou água contaminada de rios e mares que atravessam várias localidades, (SCRIPTORE 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 3 – Resultados dos dados em painel de efeitos fixos do modelo SAC

	SAC Tx. de mortalidade infantil			SAC Tx. de mortalidade na infância (até 5 anos)		
	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 <i>per capita</i> 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 a renda domiciliar *per capita* média apresentou resultados significativos a 10% para a taxa de mortalidade infantil e a 5% para taxa de mortalidade na infância e demonstrou efeito negativo para as ambas as variáveis. Os resultados obtidos vão ao encontro dos resultados encontrados na literatura (BARUFI *et al.*, 2012; LEIVAS *et al.*, 2016; SCRIPTORE e AZZONI, 2018) e indicam que a renda familiar está relacionada a melhores condições no que tange a saúde. Isso porque, possibilita o pagamento de serviços médicos, aquisição de remédios, uma 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; SCRIPTORE e AZZONI, 2018). A escolaridade do pai afeta a mortalidade infantil por ter relação direta com a renda familiar e conseqüentemente 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, a prevenção de problemas de saúde, bem como a hábitos de higiene.

Demais variáveis que afetam a mortalidade infantil e na infância utilizadas no modelo correspondem ao acesso a serviços públicos como coleta de lixo e 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 de crianças até cinco anos com nível de confiança a 10%. Nesse sentido, a variável com maior poder de explicação foi a que corresponde a coleta de lixo, sendo estatisticamente significativa a 5% para ambas variáveis de mortalidade infantil. Tanto coleta de lixo quanto energia elétrica foram usadas nesse 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 a condição de saneamento inadequada do domicílio. Nesse sentido, para Scriptore e Azzoni (2018) os serviços públicos mais eficientes para a promoção da saúde

seriam o esgotamento sanitário e tratamento de água, sobretudo no que se refere a 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 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 tiveram impacto maior na redução da mortalidade infantil nos municípios vizinhos do que no município que implementou primeiro. Neste caso, os autores defendem que o fato dos 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 presente nesse estudo vai ao encontro dos resultados encontrados na seção 3 através da análise explanatória de dados espaciais (AEDE), bem como com a literatura que indica a econometria espacial como mais adequada para dados regionais (ANSELIN, 1992; ELHORST, 2012; ALMEIDA, 2012).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relação entre saúde e as condições inadequadas de saneamento são recorrentes na ciência econômica. Nesse sentido, a mortalidade infantil tornou-se um bom indicador das condições de saúde de uma população (MERRICK, 1985; ALVES E BELLUZZO, 2004; SOUSA e LEITE FILHO, 2008; BARUFI *et al.*, 2012; LEIVAS *et al.*, 2016, SCRIPTORE e AZZONI, 2018). 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 que os efeitos têm sido mais devastadores entre a população infantil.

Por entender a importância das condições de saneamento sobre a saúde da população, em especial das crianças, 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 (primeiro ano de vida) e a taxa de mortalidade na infância (até cinco anos). Por se tratar de dados regionais, optou-se por usar como método mais adequado os dados em painel espacial. A vantagem neste caso de se empregar uma estrutura de painel espacial é que nos permite analisar as interações espaciais de um determinado fenômeno que ocorre entre municípios brasileiros ao longo do tempo. Para chegar aos resultados, foram utilizados a base de dados do Atlas Brasil (2013), que concentra informações dos Censos Demográficos de 1991, 2000, e 2010. Após a realização de testes de especificação e pelos menores critérios de informação, tais como AIC e BIC, concluímos que o melhor modelo a ser analisado foi o modelo SAC com Efeitos Fixos, que se trata de um modelo que além de incluir a variável dependente espacialmente defasada inclui também um termo de erro autorregressivo espacialmente.

Entre os resultados encontrados cabe destacar o efeito positivo de condições inadequadas de saneamento nas taxas de mortalidade infantil, demonstrando a forte relação entre saneamento e saúde, corroborando com os estudos anteriores (MERRICK, 1983; ALVES E BELLUZZO, 2004; SOUSA e LEITE FILHO, 2008; BARUFI *et al.*, 2012; LEIVAS *et al.*, 2016; SCRIPTORE e AZZONI, 2018). Da mesma forma, a taxa de analfabetismo também obteve resultado positivo nos índices de mortalidade infantil, indicando que a escolaridade dos indivíduos afeta as condições de saúde. Por outro lado, variáveis de renda domiciliar *per capita* média, energia elétrica e coleta de lixo tiveram efeito negativo sobre as taxas de mortalidade infantil, revelando que renda e acesso a serviços básicos interferem nas condições de saúde e bem-estar da população.

A estimação dos efeitos marginais permitiu separar os efeitos diretos, que são aqueles que medem o quanto a variável dependente se modifica em função de uma variação na variável explicativa, dos efeitos indiretos, que são aqueles que medem a mudança na variável dependente decorrente da alteração nas variáveis explicativas dos municípios vizinhos. Nesse sentido, a preponderância da magnitude dos efeitos indiretos, revela a forte dependência espacial entre os municípios. Dependência essa 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 em parte das regiões Norte e Nordeste apresentam piores índices para essas variáveis.

Além dos resultados encontrados, uma das contribuições deste estudo foi oferecer um panorama mais atual da relação entre mortalidade infantil e saneamento para todo o território brasileiro. Além disso, a estimação dos efeitos marginais permitiu separar os efeitos diretos e indiretos dos modelos espaciais, demonstrando o forte efeito de transbordamento entre as regiões. Assim, acredita-se que as políticas públicas para melhoria e maior abrangência de saneamento adequado devam considerar as externalidades causadas nos municípios vizinhos. Por exemplo, aqueles municípios que não possuam estrutura adequada de saneamento podem ser beneficiados pelas ações dos vizinhos que possuam. Cabe destacar que os dados utilizados são até o ano de 2010, sendo assim, uma sugestão para trabalhos futuros é a atualização desses dados com o a realização do Censo de 2021, afim de captar as condições mais atuais de saneamento e saúde após a crise mundial de 2008 e os efeitos da recessão econômica do país.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Curso de econometria espacial aplicada**. Piracicaba: Esalq-USP, 2004.
- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Child health and infant mortality in Brazil. *In: Annual Meeting of Brazillian Econometric Society*, 26. João Pessoa, 2004.
- ANSELIN, L. **Spacial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ANSELIN, L. **SpaceStat tutorial: a workbook for using SpaceStat in the analysis of spatial data**. Illinois: Urbana-Champaign, 1992.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics**. Dallas: Bruton Center School of Social Sciences, 1999.
- ARBIA, G.; BATTISTI, M.; DI VAIO, G. Institutions and geography: empirical test of spatial growth models for European regions. **Economic Modelling**, v. 27, n. 1, p. 12-21, 2010.
- BARUFI, A. M.; HADDAD, E; PAEZ, A. Infant mortality in Brazil, 1980–2000: a spatial panel data analysis. **BMC Public Health**, v. 12, n. 1, p. 181, 2012.

- BASTOS, S. Q. A.; GOMES, B. S. M.; ALMEIDA, E. S. Análise espacial da estratégia saúde da família (1998/2012). *In: ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2018.
- BELOTTI, F.; HUGHES, G.; MORTARI, A.P. Spatial panel data models using Stata. *CEIS Research Paper*, v. 14, n 373, 2016.
- BRASIL. Lei nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico; altera as Leis nºs 6.766, de 19 de dezembro de 1979, 8.036, de 11 de maio de 1990, 8.666, de 21 de junho de 1993, 8.987, de 13 de fevereiro de 1995; revoga a Lei nº 6.528, de 11 de maio de 1978; e dá outras providências. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/111445.htm. Acesso em: 21 de mar. de 2019.
- CUTLER, D.; MILLER, G. The role of public health improvements in health advances: the twentieth-century United States. *Demography*, v. 42, n. 1, p. 1-22, 2005.
- ELHORST, J. P. Dynamic spatial panels: models, methods, and inferences. *Journal of Geographical Systems*, vol. 14, n. 1, p. 5–28, 2012.
- ELHORST, J. P. *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Berlin: Springer, 2014.
- ESREY, S. A.; FEACHAM, R. G.; HUGHES, J. M. Interventions for the control of diarrhoeal diseases among young children: improving water supplies and excreta disposal facilities. *Bulletin of the World Health Organization*, v. 63, n. 4, p. 757-772, 1985.
- INSTITUTO TRATA BRASIL. *Saneamento*, 2019. Disponível em: <http://www.tratabrasil.org.br/saneamento/principais-estatisticas>. Acesso em: 21 de mar. de 2019.
- JALAN, J.; RAVALLION, M. Does piped water reduce diarrhea in rural India? *Journal of Econometrics*, v. 112, n.1, p. 153-173, 2003.
- LEIVAS, P. H. S.; GONÇALVES, R. R.; DOS SANTOS, A. M. A.; SOUZA, O. T. Sustentabilidade, saneamento e saúde infantil no Brasil: uma análise a partir de macro e microdados. *Espacios*, v. 37, n. 35, 2016.
- LESAGE, J. P.; PACE, R. K. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Raton: Taylor & Francis Group, 2009.
- MENDONÇA, M. J. C.; SEROA DA MOTTA, R. Saúde e saneamento no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, v. 30, p. 15-30, 2007.
- MERRICK, T. The effects of pipes water on early childhood mortality in urban Brazil 1970 to 76. *Demography*, v.22, n. 1, p. 1-24, 1985.
- PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S.; FERREIRA, P. G. C. A. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. *In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, Ribeirão Preto: 43, 2005.
- SABATER, L. A.; TUR, A. A.; AZORÍN, J. M. N. Análise exploratória dos dados espaciais (AEDE). *In: COSTA, J. S.; DENTINHO, T. P.; NIJKAMP, P. Compêndio de Economia Regional: métodos e técnicas de análise regional*. Parede: Principia, 2011.
- SCRIPTORE, J. S.; AZZONI, C. R. Impactos do saneamento básico sobre a saúde: uma análise espacial. *In: ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2018.
- SOUZA, T. R. V.; LEITE FILHO, P. A. M. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista Saúde Pública*, São Paulo, v. 42, n. 5, p.796-804, 2008.
- TEIXEIRA, J. C.; GOMES, M. H. R.; SOUZA, J. A. Associação entre cobertura por serviços de saneamento e indicadores epidemiológicos nos países da América Latina: estudo com dados secundários. *Revista Panamericana de Salud Pública*, v. 32, n. 6, p. 419-425, 2012.

UHR, J. G. Z.; SCHMECHEL, M.; UHR, D. A. P. Relação entre saneamento básico no Brasil e saúde da população sob a ótica das internações hospitalares por doenças de veiculação hídrica. **Revista de Administração, Contabilidade e Economia da Fundace**, v. 7, n. 2, p. 01-16, 2016.

VAYÁ, E.; LÓPEZ-BAZO, E.; MORENO, R.; SURINACH, J. Growth and externalities across economies: an empirical analysis using spatial econometrics. *In*: ANSELIN, L.; FLORAX, R. **Advances in spatial econometrics**. Heidelberg: Springer-Verlag, 2001.

VIEIRA, R. S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: uma análise espacial**. São Paulo: Editora UNESP, 2009.

WATSON, T. Public health investments and the infant mortality gap: evidence from federal sanitation interventions on U.S. Indian reservations. **Journal of Public Economics**, v. 90, n. 8/9, p. 1537-1560, 2006.