

ANÁLISE DA RELAÇÃO ENTRE INVESTIMENTO EM SANEAMENTO BÁSICO E MORTALIDADE INFANTIL PARA OS MUNICÍPIOS DO RIO GRANDE DO SUL (2005-2015)¹

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN INVESTMENT IN BASIC SANITATION AND CHILD MORTALITY FOR THE MUNICIPALITIES OF RIO GRANDE DO SUL (2005-2015)

Isabella Scherrer²

Gibran Teixeira³

Pedro Henrique Soares Leivas⁴

Resumo: Este estudo tem como objetivo investigar a relação entre investimento em saneamento básico com os índices de mortalidade infantil para os municípios do Rio Grande do Sul. Os dados utilizados na análise são oriundos do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), do Departamento de Economia e Estatística (DEE/RS), do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), entre outros, para o período de 2005 a 2015. Foram estimadas regressões através do método de dados em painel, com especificações que envolveram o controle de efeitos fixos, efeitos aleatórios e de autocorrelação serial. Os resultados apontam para uma relação positiva entre maior proporção de investimento em saneamento com a diminuição da mortalidade infantil nas faixas etárias de um a quatro anos de idade, além de confirmar a importância da qualidade da água para a saúde da população, o que reforça a relevância de investimentos no setor, sobretudo, para que não ocorram perdas de vidas na primeira infância.

Palavras-chave: Investimento em Saneamento; Mortalidade Infantil; Painel Dinâmico.

Abstract: This study aims to investigate the relationship between investment in basic sanitation and infant mortality rates for the municipalities of Rio Grande do Sul. The data used in the analysis come from the National Sanitation Information System (SNIS), the Department of Economics and Statistics (DEE/RS), the Department of Informatics of the Unified Health System (DATASUS), among others, for the period 2005 to 2015. Regressions were estimated using the panel data method, with specifications that involved controlling for fixed effects, random effects, and serial autocorrelation. The results point to a positive relationship between a greater proportion of investment in sanitation and a decrease in infant mortality in the age groups from one to four years old, in addition to confirming the importance of water quality for the health of the population, which reinforces the relevance of investments in the sector, above all, so that there is no loss of life in early childhood.

Keywords: Sanitation Investment; Infant Mortality; Dynamic Panel.

Classificação do JEL: I12, I14, I18.

¹ Esta pesquisa contou com o auxílio financeiro do Programa Primeiros Projetos (ARD/PPP 2014) da Fundação de Amparo à Pesquisa do Rio Grande do Sul (FAPERGS) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

² Mestre em Economia Aplicada pelo PPGE/FURG. ORCID: 0009-0008-6511-7257. E-mail: isabellacscherrer@gmail.com.

³ Professor e Pesquisador do PPGE/FURG. ORCID:0000-0003-1420-1260. E-mail: tgibran@hotmail.com.

⁴ Professor e Pesquisador do PPGE/FURG. ORCID:0000-0003-1466-4476. E-mail: pedroleivas@furg.br.

1 INTRODUÇÃO

A preocupação com a estrutura de saneamento básico vem ganhando destaque desde o surgimento do Clube de Roma em 1973. No entanto, o tema se tornou ainda mais em evidência ao ser um dos dezessete Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), particularmente o sexto, que visa assegurar a disponibilidade e gestão sustentável da água e saneamento para todos. Os ODS foram formulados pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2015 e formam um conjunto de ações globais com intuito de acabar com a pobreza, promover a prosperidade e o bem-estar, além de proteger o meio-ambiente e enfrentar as mudanças climáticas até o ano de 2030. Sendo a questão do saneamento um dos objetivos dos ODS, isso ressalta a intensidade da preocupação mundial com a qualidade da água distribuída para a população e a importância que o saneamento tem para, dentre outras funções, proteger a saúde e evitar perdas de vidas (ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, 2015).

No Brasil, a situação é vista com muita preocupação, já que segundo o Instituto Trata Brasil, com base nas informações do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento-SNIS, quase 35 milhões de pessoas (16%) vivem sem água tratada e cerca de 100 milhões (46%) não têm acesso à coleta de esgoto (INSTITUTO TRATA BRASIL, 2022). Esse cenário acaba por gerar perda de capital humano e custos ao Sistema Único de Saúde-SUS, tanto em situações de emergência, no presente, quanto na vida adulta e na velhice, já que, segundo Carrets, Teixeira e Balbionotto (2022), há evidências de que indivíduos, de 50 anos ou mais, que passaram por situação adversa na infância, como episódios de fome e doenças infecciosas, podem ampliar as chances de desenvolvimento de doenças crônicas como diabetes, reumatismo, osteoporose e asma.

Na perspectiva de ampliar o acesso ao saneamento básico o país lançou o novo marco regulatório do saneamento básico através da Lei nº14.026, de 15 de julho de 2020, tendo por finalidade garantir que contratos de prestação dos serviços públicos de saneamento básico tenham metas de universalização e que garantam o atendimento de 99% (noventa e nove por cento) da população com água potável e de 90% (noventa por cento) da população com coleta e tratamento de esgotos até 31 de dezembro de 2033, assim como metas quantitativas de não intermitência do abastecimento, de redução de perdas e de melhoria dos processos de tratamento.

A partir da literatura internacional é possível identificar, seja para países desenvolvidos ou em desenvolvimento, a existência de correlação entre qualidade da água e saneamento com indicadores de saúde da população, principalmente se tratando da saúde infantil. Trabalhos como Jalan e Ravallion (2001) para a Índia, Checkley *et al.* (2004) para o Peru e Galdo e Briceño (2005) para o Equador, encontram que a falta de investimentos em saneamento básico reduz a qualidade de vida da população, com efeito particularmente sobre as condições de saúde das crianças. Nessa mesma linha, para os Estados Unidos, Watson (2006), ao avaliar uma política de saneamento em uma comunidade indígena, encontrou uma redução de aproximadamente 51% da mortalidade infantil no local.

Em uma perspectiva nacional, Merrick (1983) foi o pioneiro ao fazer essa análise para o caso brasileiro, utilizando dados do Censo de 1970 e da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD) de 1976. Através de um modelo de equações simultâneas foi encontrada uma relação positiva entre o acesso à água e a redução da mortalidade infantil. Outras pesquisas, como a de Alves e Belluzzo (2004) e Soares (2007), corroboraram, em grande medida, com o resultado de Merrick (1983). No entanto, de modo mais específico, ainda são poucos os estudos que analisam a relação entre investimento em saneamento básico e indicadores de mortalidade infantil em nível municipal, como é o caso para o estado do Rio Grande do Sul.

Diante das diferentes realidades nacionais e da perspectiva criada pelo novo marco regulatório do saneamento básico, o presente estudo visa contribuir com a literatura ao retratar a relação entre os investimentos alocados em saneamento básico

com os indicadores de mortalidade infantil para os municípios do Rio Grande do Sul (RS) no período de 2005 a 2015. O período escolhido para análise apresenta um recorte de estabilidade de informações fornecidas pelo SNIS além de não ter sido afetado pela pandemia do Covid 19. Para tal fim, espera-se, via um painel de dados municipais, contendo informações socioeconômicas, características de distribuição e qualidade da água e indicadores de saúde, identificar a sensibilidade da taxa de mortalidade infantil em relação à proporção do volume de investimentos em saneamento básico do total de receitas resultantes de impostos municipais.

Conforme destacam Mendonça e Motta (2007), ao encontrar uma possível correlação entre o investimento municipal em saneamento básico e os indicadores de saúde, pode-se incentivar uma melhor alocação dos recursos públicos, uma vez que se torna mais eficiente investir em saneamento e melhorar os indicadores de qualidade da água do que direcionar recursos para o Sistema Único de Saúde (SUS) para tratar doenças relacionadas à falta de saneamento que poderiam ser evitadas.

Este trabalho está dividido em cinco seções, incluindo esta breve introdução. A segunda seção se refere ao referencial teórico, em que serão mostradas as ligações entre saúde e saneamento. Em seguida, é apresentada a metodologia, onde consta o método utilizado nas regressões e a base de dados com seus tratamentos. Depois, os resultados são apresentados e interpretados e, por fim, as considerações finais sintetizam os principais resultados obtidos neste estudo.

2 SANEAMENTO E SAÚDE

Para qualquer país o bem-estar da população está, entre outras dimensões, diretamente relacionado à qualidade, eficiência e à universalidade dos serviços de saneamento básico. Este setor tem impactos diretos sobre a saúde pública, o meio ambiente e o desenvolvimento econômico de um país, conforme afirma Madeira (2010). Portanto, um aumento dos investimentos no setor pode ser considerado como uma boa estratégia para o desenvolvimento humano.

A Lei 11.445, promulgada em cinco de janeiro de 2007, estabeleceu as diretrizes nacionais e definiu um marco regulatório para o setor, situando o conceito de saneamento básico no artigo três, inciso I, como um conjunto de serviços, infraestruturas e instalações operacionais de: abastecimento de água potável, esgotamento sanitário, limpeza urbana e manejo de resíduos sólidos, e drenagem e manejo das águas pluviais urbanas. Ainda com a criação da Lei, nota-se que no Brasil houve uma expansão tardia dos serviços de saneamento quando comparado a outros países. Cutler e Miller (2004) destacam que nos Estados Unidos o avanço do serviço de água encanada se intensificou entre a última década do século XIX e as primeiras do século XX, enquanto no Brasil, a preocupação surgiu apenas na segunda metade do século passado.

Com a finalidade de atualizar a forma com que os investimentos em saneamento básico são realizados e, em especial, dar maior segurança jurídica à iniciativa privada, o novo marco legal do saneamento básico altera a Lei nº 9.984, de 17 de julho de 2000, para atribuir à Agência Nacional de Águas e Saneamento Básico (ANA) competência para editar normas de referência sobre o serviço de saneamento, a Lei nº 10.768, de 19 de novembro de 2003, para alterar o nome e as atribuições do cargo de Especialista em Recursos Hídricos, a Lei nº 11.107, de 6 de abril de 2005, para vedar a prestação por contrato de programa dos serviços públicos de que trata o art. 175 da Constituição Federal, a Lei nº 11.445, de 5 de janeiro de 2007, para aprimorar as condições estruturais do saneamento básico no País, a Lei nº 12.305, de 2 de agosto de 2010, para tratar dos prazos para a disposição final ambientalmente adequada dos rejeitos, a Lei nº 13.089, de 12 de janeiro de 2015 (Estatuto da Metrópole), para estender seu âmbito de aplicação às microrregiões, e a Lei nº 13.529, de 4 de dezembro de 2017, para autorizar a União a participar de fundo com a finalidade exclusiva de financiar serviços técnicos especializados.

Dentre os pontos ressaltados na nova Lei, destaca-se o fato de que os contratos em vigor, incluídos aditivos e renovações, autorizados nos termos desta Lei, bem como aqueles provenientes de licitação para prestação ou concessão dos serviços públicos de saneamento básico, estarão condicionados à comprovação da capacidade econômico-financeira da contratada, por recursos próprios ou por contratação de dívida, com vistas a viabilizar a universalização dos serviços na área licitada até 31 de dezembro de 2033. Esse fato demandará um elevado montante de investimentos em saneamento básico no país, o que deverá ser captado em instituições de fomento, públicas e privadas e que terá consequências direta no desenvolvimento da população brasileira, em especial dos mais jovens.

No sentido de fortalecer a importância dos investimentos em saneamento, Scriptori (2016) destaca que existem inúmeras doenças causadas pela ausência de tratamento de água e esgoto, em especial a transmissão de bactérias, vírus e parasitas, os quais estão presentes nas fezes, urina ou vômito do doente ou portador, causadores de diversas doenças infectocontagiosas e que, como destacado por Carrets, Teixeira e Balbinotto Neto (2022), pode ter consequências ao longo de toda a vida.

Mais precisamente, há quatro tipos distintos de doenças provenientes direta ou indiretamente pela contaminação da água (GALDO; BRICEÑO, 2005). Existem as doenças causadas pela baixa qualidade da água, em que há a contaminação pelo esgoto, como a diarreia, a disenteria, a cólera e a poliomielite. Há também as doenças relacionadas à escassez de saneamento, quando o volume de água é insuficiente para a higiene pessoal, sendo elas tracoma, tétano e difteria. Há ainda as doenças provocadas por organismos que vivem na água, como a esquistossomose e a lombriga. Por fim, há doenças transmitidas por insetos que se reproduzem em ambiente aquático, muitos deles poluídos. São exemplos a malária, a dengue e a febre amarela. Os resultados empíricos de Snow (1990), em 1854, alertaram para a associação que existe entre a fonte de água consumida pela população de Londres e a incidência de cólera. E, segundo dados da Organização Mundial da Saúde (OMS, 2004), no que tange à malária, doença que atinge principalmente as crianças, há evidências de que se tornem adultos menos produtivos, afetando assim a formação de capital humano de uma nação.

Outro ponto de destaque é o fato de que a falta de investimento em saneamento pode levar à morte, principalmente de crianças. A taxa de mortalidade infantil é considerada na literatura um bom indicador da qualidade de vida e do status de saúde da população, visto que estima o número de crianças que sobrevivem aos primeiros anos de vida, conforme afirmam Sousa e Leite Filho (2008). Essa taxa é formulada pelo número de óbitos das determinadas faixas etárias por mil nascidos vivos na população residente, em determinado espaço geográfico e em determinado ano. Por isso, um local em que a incidência de mortalidade infantil é alta, está diretamente relacionado a baixos níveis socioeconômicos da população, os quais são quantificáveis através do acesso a serviços de saúde e saneamento, do nível de escolaridade da população, da renda per capita e do nível de desigualdade de renda.

No estudo feito por Soares (2007) foi utilizada uma base de dados municipal adicionando o analfabetismo como variável de controle para mensurar a influência sobre a expectativa de vida dos brasileiros entre os anos de 1970 e 2000, tendo como variável dependente o valor econômico da redução da mortalidade através de um modelo intertemporal. O estudo é realizado a partir de uma análise de dados em painel para os municípios brasileiros e foi calculado que o acesso à água e à educação possui valor econômico três vezes maior que o acesso ao tratamento de esgoto, embora todas as variáveis tenham sido significantes.

De forma semelhante, Alves e Beluzzo (2004), analisando os Censos de 1970 a 2000, também concluem que maior educação se relaciona com melhoria no saneamento básico e que ganhos de renda per capita e crescimento econômico ajudam a reduzir a mortalidade no país. Ambas as pesquisas estimaram dados em painel por

efeitos fixos, além de utilizar painéis dinâmicos propostos por Arellano e Bond (1991) para lidar com o suposto problema de endogeneidade nos modelos, já que o avanço do saneamento poderia predominar em áreas com baixa qualidade de vida e saúde, podendo gerar causalidade reversa.

No estudo de Scriptori (2016) foi feita a associação entre saneamento e educação com base em dados municipais e distritais brasileiros através de uma análise não espacial e espacial para dados em painel nos anos de 2000 e 2010 em dois estágios com variável instrumental. O resultado encontrado foi de que o efeito do saneamento sobre a educação ocorre via efeito do saneamento sobre a saúde. Ou seja, crianças infectadas por agentes patogênicos causadores de doenças relacionadas à falta de saneamento ficam com a saúde debilitada e isso é motivo para impossibilitá-las de obter bons resultados escolares.

No que se refere às doenças, Ersey *et al.* (1991) realizam estudos em diversos campos avaliando o impacto do acesso à água e à rede de esgoto sobre as doenças citadas na literatura. A conclusão é que melhorias no saneamento promovem redução efetiva da morbidade de ascaridíase, diarreia, esquistossomose e tracoma. Ainda, o saneamento é responsável pela redução da severidade das doenças citadas, de modo que as ocorrências sejam menos graves e tornem-se menos propensas a ocasionar uma fatalidade. Mattos, Pinto e Teixeira (2015) em estudo mais recente também relacionaram essas doenças com políticas de acesso e qualidade do saneamento nos municípios brasileiros entre os anos de 2003 e 2010 utilizando dados em painel. Os resultados sugerem um efeito das políticas públicas de saneamento na saúde, sendo que uma má qualidade da água se associa ao aumento das taxas de mortalidade e hospitalização de crianças com mais de um mês de vida.

Gamber-Rabindran, Khan e Timmins (2007) analisaram o impacto de possuir água encanada na taxa de mortalidade infantil brasileira utilizando o método de regressões quantílicas. Como resultado, encontraram que o acesso à água encanada tem pouco efeito em locais com pior desenvolvimento, e aumenta de acordo com o desenvolvimento da região até chegar a um nível ótimo. Apesar de o efeito ser pequeno, ele ainda é significativo e foca na importância em se preocupar com a qualidade da água por possíveis consequências na mortalidade infantil. No entanto, no que se refere à morbidade, Sastry e Burgard (2005) afirmam que a mera expansão do saneamento e da oferta de água não é suficiente para diminuir casos de diarreia na região Nordeste.

Em um estudo para avaliar o impacto da expansão do saneamento em comunidades indígenas nos Estados Unidos durante a segunda metade do século XX, Watson (2006) estimou, através de dados em painel, uma amostra de 38 condados estadunidenses que obtinham maior população indígena entre 1960 e 1998. A expansão foi gerada através dos investimentos gerados pelo *Sanitation Facilities Construct Act* (SFC), o qual autorizava melhorias do saneamento em reservas indígenas. O resultado evidenciou que a mortalidade infantil indígena seria 51% maior se não houvesse tal investimento em saneamento, e que este explica 40% da queda da diferença da taxa de mortalidade infantil entre as raças indígenas e brancas desde 1970. Ademais, o estudo também apresentou reduções em doenças gastrointestinais e respiratórias nos índios por causa do SFC, além de evidenciar externalidade na saúde perante a locais com população predominantemente branca nas proximidades das reservas indígenas, diretamente (pelo acesso à água) e indiretamente (pela redução de doenças respiratórias).

Trabalhos sobre essa temática também foram realizados em países em desenvolvimento e apresentam resultados relevantes. Para o caso da Índia, Jalan e Ravallion (2001) concluem que o maior acesso à oferta de água só impactará a redução de doenças em crianças relacionadas à falta de saneamento se for acompanhada de outras políticas públicas. Checkley *et al.* (2004) utilizando o método de modelos multivariados revelam que a altura das crianças no Peru é impactada pelo saneamento básico, e, também na América Latina, Galdo e Briceño (2005) evidenciam o impacto

do saneamento na saúde de crianças equatorianas utilizando o método do *propensity score matching* para estimação de efeito causal, diferindo os grupos de tratamento e controle por indivíduos que receberam ou não o benefício da política pública.

Ainda sobre a América Latina, Bleakley (2010) encontrou evidências em vários países de que uma criança que cresce livre da malária ganha 50% a mais por ano durante toda a sua vida adulta, em comparação com outra criança que contraiu a doença. Ademais, crianças que frequentemente estão doentes podem ser incapazes de ter bons resultados escolares e mães doentes correm o risco de gerar filhos com sérios problemas de saúde (BANERJEE; DUFLO, 2011).

Ao questionar o impacto do saneamento sobre a mortalidade de crianças em Bangladesh e nas Filipinas através de estimações semiparamétricas, Lee, Resenzweig e Pitt (1997) não acharam significância na variação do tipo de oferta de água nem em melhorias do saneamento. O estudo evidenciou apenas a riqueza e educação dos pais como contribuição significativa para a sobrevivência de crianças nos dois países.

Na pesquisa de Rocha e Soares (2012) foi estimado para a região do semiárido nordestino o efeito da universalização dos serviços de saneamento básico sobre indicadores de mortalidade infantil, e os autores identificaram que esta foi eficaz do ponto de vista de custo-benefício e por isso deveria ser implementada. Além de o investimento nesse setor poupar vidas, principalmente de crianças, e evitar gastos relativos à cura de inúmeras doenças infectocontagiosas, é fator importante para a acumulação de capital humano no longo prazo.

A universalização do acesso ao saneamento básico faz parte das metas de desenvolvimento do milênio da ONU, tendo em vista o impacto que causa diretamente nos indicadores relacionados à mortalidade infantil, saúde da população, erradicação de doenças e sustentabilidade ambiental (MADEIRA, 2010). As regiões que mais carecem dos sistemas de água e esgoto são as de renda mais baixa, Norte e Nordeste, nas quais a população não tem condições de pagar pelo serviço. Conforme Toneto e Saiani (2006), o déficit de acesso no setor de saneamento é concentrado nas regiões mais pobres, na zona rural, além dos municípios de menor porte, nos que apresentam menor taxa de urbanização e menor renda per capita.

Kassouf (1994) testa em seu trabalho o papel da infraestrutura residencial sobre a saúde de crianças em idade escolar. Os resultados apontaram que a água encanada tem um efeito protetor sobre a saúde das crianças na região Nordeste e no setor urbano. Na região Sul e no setor rural, o sistema de esgoto teve impacto positivo na saúde das crianças. Como afirma Victora *et al.* (2011), um dos determinantes que explica a evolução dos indicadores de saúde e nutrição infantil no Brasil é a melhoria no sistema de água e saneamento. Rego *et al.* (2004) conseguiu mostrar em seu trabalho que crianças expostas ao lixo no ambiente em que vivem tiveram probabilidade 3,98 vezes maior de ter diarreia, quando comparadas às crianças não expostas.

Como dito anteriormente, um dos pioneiros estudos econométricos que se propôs a mensurar os efeitos do saneamento na saúde da população brasileira foi o de Merrick (1983), utilizando dados do Censo de 1970 e da PNAD de 1976. O objetivo do trabalho era verificar se o maior acesso à água encanada nestes seis anos auxiliou a queda da mortalidade infantil na população urbana. Foi utilizado um modelo de equações simultâneas e a análise mostrou que o maior efeito provém da educação materna, porém o acesso à água encanada foi significante para a melhora dos indicadores de saúde.

Sousa e Leite Filho (2008), com o intuito de encontrar os fatores determinantes do status de saúde de cada município da região Nordeste, utilizando a taxa de mortalidade infantil como indicador e com base em informações agregadas dos municípios nos anos de 1991 e 2000, encontraram que maiores níveis de acesso à água tratada e saneamento formam um dos principais redutores da taxa de mortalidade

infantil nos estados nordestinos, junto com o aumento da escolaridade e da renda *per capita*.

Mesmo verificando que os estados que mais sofrem com a falta de saneamento se situam ao Norte e Nordeste, o estado do Rio Grande do Sul, o qual é o foco desse estudo, também apresenta números não satisfatórios. Segundo Pessoa (2017), o principal problema relacionado ao saneamento no Rio Grande do Sul é a falta de coleta e tratamento de esgoto sanitário, já que o estado coleta menos de 50% do esgoto gerado e trata somente cerca de 13%. Nessa perspectiva, busca-se investigar a relação entre o nível de sensibilidade da taxa de mortalidade infantil com o volume de investimento em saneamento básico nos municípios do RS.

3 METODOLOGIA

3.1 Dados

A base de dados utilizada para captar as características socioeconômicas dos municípios, características de qualidade e distribuição de água, além de indicadores de saúde, foi construída com base em diversas fontes, as quais constam na Tabela A.1, no Apêndice. As variáveis coletadas são todas para o mesmo período de análise (2005-2015) e para todos os 496 municípios do estado do Rio Grande do Sul. A maioria das informações sobre os municípios foi retirada do site da Fundação de Economia e Estatística (FEE Dados), do Tribunal de Contas do Estado do RS (TCE/RS) e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). No que tange às informações de saneamento, foi utilizado o banco de dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) e do Sistema do Tesouro Nacional (STN). A escolha das variáveis que compõem o modelo foi feita com base na literatura, principalmente levando em conta os estudos brasileiros e o que havia de informações disponíveis para formular o banco de dados. A Tabela A.2, no Apêndice, resume as estatísticas descritivas de todas as variáveis em nível usadas nesse estudo, agrupadas de 2005 a 2015.

Para realizar as estimações, foi criada uma variável para representar a proporção de investimento alocado em saneamento em relação à receita líquida do município. Além disso, a variável dependente mortalidade infantil é a taxa por mil habitantes e as estimações foram feitas em nível e nas diferenças, visto que mudanças na infraestrutura do saneamento afetam as variáveis de saúde durante o período da mudança assim como os indicadores no futuro (WATSON, 2006). As variáveis estão em logaritmo e há controle de tendência em todas as estimações.

3.2 Estratégia Empírica

Os dados em painel, também chamados de dados longitudinais, são conjuntos de dados que possuem dimensões tanto de corte transversal como de série temporal, ou seja, são caracterizados por possuírem observações em duas dimensões que em geral são o espaço e o tempo (WOOLDRIDGE, 2001). A coleta de dados em painel tem por objetivo acompanhar os mesmos indivíduos ao longo de um determinado período.

A vantagem de utilizar o método, ainda segundo Wooldridge (2001), é que obter múltiplas observações sobre as mesmas unidades permite o controle de determinadas características não observáveis no objeto de estudo. Então, a estimação dos dados em painel proporciona informações que possibilitam o controle de heterogeneidades não observáveis e constantes no tempo.

O modelo geral, conforme Wooldridge (2001), para dados em painel, com $i=1,2,\dots,N$ observações em $t=1,2,\dots,T$ períodos e K variáveis pode ser descrito da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

onde Y_{it} é a variável dependente; α_i é um componente fixo que representa o efeito não observado; X'_{it} é um vetor ($1 \times K$) contendo as variáveis explicativas; β é um

vetor ($K \times 1$) de parâmetros a serem estimados; e ε_{it} é o erro idiossincrático. Nota-se que há um número máximo de N unidades observadas e T períodos de tempo, correspondendo a uma base de dados ($N \times T$). Se para cada N unidade observada houver o mesmo número T de observações de séries de tempo, tem-se o que se chama de painel equilibrado. Caso contrário, o painel é denominado de painel não equilibrado.

Além disso, esse modelo possibilita duas especificações distintas, as quais são estimadas de acordo com as pressuposições feitas em relação à possível correlação entre o termo de erro e as variáveis explicativas X_{it} : modelo de efeitos fixos e modelo de efeitos aleatórios. Estes serão explicados de forma mais detalhada nas subseções a seguir.

3.2.1 Modelo de Efeitos Fixos

Conforme descrito na equação (1), α_i representa o efeito não observado, o qual também pode ser chamado de efeito fixo (EF) no modelo. Para eliminar o efeito fixo é feita a transformação de efeitos fixos ou transformação intragrupo, e para verificar o que esse método envolve, é necessário relembrar o modelo com uma única variável explicativa (Wooldridge, 2001):

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

Agora, para cada i , é calculada a média dessa equação ao longo do tempo. Logo:

$$\bar{Y}_i = \alpha_i + \beta \bar{X}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (3)$$

em que $\bar{Y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T Y_{it}$, e assim por diante. Pelo fato de α_i ser fixo ao longo do tempo, ele aparece tanto na equação (2) como na (3). Ao subtrair (3) de (2), o resultado será:

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i, t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Ou

$$\ddot{Y}_{it} = \beta \ddot{X}_{it} + \ddot{\varepsilon}_{it}, t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

onde $\ddot{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i$ são os dados centrados na média de Y e, de forma análoga, \ddot{X}_{it} e $\ddot{\varepsilon}_{it}$. É importante observar que na equação (5) o efeito não observado, α_i , desapareceu. Isso sugere a principal característica do modelo de efeitos fixos, que é tratar os α_i 's como variáveis aleatórias não observáveis que são correlacionadas com algum X_{it} em qualquer período de tempo, como na primeira diferença. Por esse motivo, toda variável explicativa que for constante no tempo para todo i é removida pela transformação de efeitos fixos, não podendo adicionar nesse modelo variáveis invariantes no tempo. Caso for entendido que α_i é não correlacionado com X_{it} , é melhor usar o estimador de efeitos aleatórios apresentado na próxima subseção.

3.2.2 Modelo de Efeitos Aleatórios

Ao reescrever o mesmo modelo de efeitos não observados, porém agora com K variáveis explicativas, tem-se:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \beta_2 X_{it2} + \dots + \beta_k X_{itk} + \varepsilon_{it}, t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

O modelo de efeitos aleatórios (EA) assume que α_i na equação (6) é puramente aleatório, de acordo com Cameron e Trivedi (2010), e nesse caso α_i será não correlacionado com cada variável explicativa em todos os períodos de tempo, ou seja,

$Cov(X_{it}, \alpha_{it})=0, t=1, 2, \dots, T; j=1, 2, \dots, k$. Dessa forma, o uso de uma transformação para eliminar α_i resultará em estimadores ineficientes. Caso a hipótese seja satisfeita, é possível definir o termo de erro composto como $v_{it}=\alpha_i+\varepsilon_{it}$, então a equação (6) pode ser escrita como:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \beta_2 X_{it2} + \dots + \beta_k X_{itk} + \varepsilon_{it}, t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

sendo que se pressupõe α_i como independente e identicamente distribuído (i.i.d.), com variância σ_α^2 e que ε_{it} também é i.i.d. com variância igual a σ_ε^2 . Conforme Wooldridge (2001), como α_i é o erro composto em cada período de tempo, os v_{it} são serialmente correlacionados ao longo do tempo, logo, sob as hipóteses de efeitos aleatórios:

$$\rho_v = Corr(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}, t \neq s \quad (8)$$

onde a $Var(v_{it})=\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2$ e a $Cov(v_{it}, v_{is})=\sigma_\alpha^2, t \neq s$. A presença de correlação serial no termo de erro composto v_{it} pode ser substancial. Dado que os erros-padrão dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) agrupados ignoram essa correlação, eles serão viesados e também serão incorretas as estatísticas de teste. Os Mínimos Quadrados Generalizados (MQG) podem ser uma opção para resolver o problema de correlação serial nesse caso, pois estes consideram a correlação entre os erros de cada observação. A transformação em si é a seguinte:

$$Y_{it} - \lambda Y_{i1} = \beta_0(1 - \lambda) + \beta_1(X_{it1} - \lambda X_{i11}) + \dots + \beta_k(X_{itk} - \lambda X_{i1k}) + (v_{it} - \lambda v_{i1}) \quad (9)$$

em que $\lambda = 1 - [\sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\alpha^2 + T\sigma_\alpha^2]^{1/2}$, $\sigma_\alpha^2 = Var(\alpha_i)$ e $\sigma_\varepsilon^2 = Var(\varepsilon_{it})$. A transformação em (9) considera variáveis explicativas que sejam constantes ao longo do tempo, sendo essa uma vantagem dos efeitos aleatórios sobre os efeitos fixos ou sobre a primeira diferença. Isso só se torna possível porque, ao tratar de efeitos aleatórios, se presume que o efeito não observado é não correlacionado com todas as variáveis explicativas que fizerem parte do modelo, sejam elas fixas ao longo do período de tempo ou não.

3.2.3 Testes para Especificação Correta

Como dito ao longo desse capítulo, a preferência entre efeitos fixos e efeitos aleatórios dependerá da pressuposição sobre a correlação entre os termos de erro ε_{it} e as variáveis independentes X_{it} . Se ambos não estiverem relacionados, o modelo a ser utilizado será o de efeitos aleatórios e, caso contrário, deve-se utilizar o de efeitos fixos. Para definir qual o melhor modelo a ser utilizado há alguns testes que a literatura indica, e seus resultados indicarão a escolha correta. Dentre esses testes, destaca-se o de Hausman, apresentado seguir:

i) Teste de Hausman

O teste proposto por Hausman (1978) é utilizado para testar a ortogonalidade entre os efeitos em comum (efeito fixo) e os regressores. O objetivo do teste é verificar a relação entre o ruído branco ε_{it} e as variáveis explicativas X_{it} . Sob a hipótese nula, as duas estimações não diferem sistematicamente, e o teste de especificação é medido através da diferença das matrizes de covariância assintótica dos modelos:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [V_{FE} - V_{RE}]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (10)$$

As hipóteses a serem testadas são descritas por:

H_0 : ε_{it} não possui relação com as variáveis explicativas X_{it} ;

H_1 : ε_{it} possui relação com as variáveis explicativas X_{it} , (11)

em que a condição necessária para rejeitar a hipótese nula é obter um valor crítico com distribuição qui-quadrado maior que o valor de 0,05. Caso a hipótese nula (H_0) seja aceita, o modelo a ser utilizado será de efeitos aleatórios. Entretanto, caso seja aceita a hipótese alternativa (H_1), em que há relação do ruído branco com as variáveis explicativas, o modelo escolhido é o de efeitos fixos, conforme Johnston e DiNardo (1972).

3.3 Painel Dinâmico: O Estimador System GMM

A estimação de dados em painel dinâmico através do Método dos Momentos Generalizados (GMM) tem como referência os trabalhos de Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). A justificativa para a utilização de modelos dinâmicos para dados em painel consiste no fato de que muitas séries econômicas se relacionam umas com as outras e com seus valores passados, sendo importante integrá-los às estimativas. Dessa forma, esse modelo GMM System considera a variável dependente defasada (em lags) como sendo uma variável explicativa, diferentemente das estimativas em painel estático (Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios). Sendo assim, o elemento dinâmico permite controlar a possível existência de correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores presentes das demais variáveis explicativas, de forma a eliminar um potencial viés dos estimadores associados com esse tipo de correlação.

A especificação geral das regressões no modelo dinâmico pode ser escrita como:

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (13)$$

$$E[\mu_i] = E[v_{it}] = E[\mu_i v_{it}] = 0 \quad (14)$$

onde Y_{it} é a variável dependente; α é um componente fixo que representa o efeito não observado; $Y_{i,t-1}$ é a variável dependente defasada; X_{it} é um vetor ($1 \times K$) contendo as variáveis explicativas; β é um vetor ($K \times 1$) de parâmetros a serem estimados; e ε_{it} é o componente de erro do modelo e é composto por dois elementos ortogonais: um componente aleatório idiossincrático v_{it} e efeitos individuais fixos constantes no tempo μ_i .

Por construção, a variável dependente defasada se relaciona positivamente com o efeito fixo contido dentro do termo de erro do modelo, originando um viés dinâmico do estimador. Esse elemento de endogeneidade tenderá a gerar um coeficiente sobre-estimado, atribuindo a ele um poder preditivo que na verdade compete aos efeitos individuais não observados. Uma alternativa para solucionar esse problema consiste em transformar os dados no intuito de eliminar o efeito fixo. Então, como sugere Arellano e Bond (1991), a equação (12) é transformada em primeira diferença:

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + (X_{it} - X_{i,t-1})\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1} \quad (15)$$

$$\Delta Y_{it} = \alpha \Delta Y_{i,t-1} + \Delta X_{it} \beta + \Delta v_{it} \quad (16)$$

Entretanto, apesar de feita a transformação, a variável dependente defasada ainda apresenta um componente endógeno, visto que o elemento $Y_{i,t-1}$ é, por definição, correlacionado com $v_{i,t-1}$. Ademais, é importante considerar uma possível endogeneidade dos demais regressores do modelo, sendo a solução geral a utilização de variáveis instrumentais.

Arellano e Bond desenvolveram um estudo que consistia em utilizar os valores em lags de $Y_{i,t-1}$ como instrumentos para $\Delta Y_{i,t-1}$ sob a hipótese de que não existe

correlação serial em v_{it} . Quando essa condição é satisfeita, $Y_{i,t-2}$ é matematicamente correlacionado com $\Delta Y_{i,t-1}$, porém não-correlacionado com o erro em primeira diferença $\Delta v_{it}=v_{it} - v_{i,t-1}$. Então, à medida que o painel avança no tempo, sucessivos lags podem ser incorporados, gerando um conjunto de instrumentos válidos para cada período disponível. O mesmo se aplica ao caso dos demais regressores considerados potencialmente endógenos, visto a necessária exogeneidade dos lags utilizados como instrumentos com relação ao resíduo.

Posteriormente o trabalho de Blundell e Bond (1998) desenvolveu uma abordagem alternativa para o problema do viés dinâmico: em vez de transformar os dados, essa abordagem instrumentaliza $Y_{i,t-1}$ e os demais regressores endógenos com variáveis supostamente ortogonais ao efeito fixo. Mais especificamente, o objetivo consiste em utilizar os sucessivos valores da primeira diferença como instrumentos para a variável em nível sob a hipótese de exogeneidade das diferenças com relação ao erro composto da equação (14). Então, ao contrário de Arellano e Bond (1991), essa abordagem utiliza instrumentos em primeira diferença para a equação de regressão em nível.

Blundell e Bond (1998), na tentativa de obter um estimador GMM de máxima eficiência e menor viés possível, conjugaram as duas abordagens descritas anteriormente em um único arcabouço de estimação, como afirma Meyrelles Filho (2009). Dessa forma, combinam em um sistema a equação em primeira diferença (16) e a equação em nível (13), devidamente instrumentalizadas. O estimador resultante, identificado como system GMM, será **foi** utilizado como estratégia empírica no presente trabalho.

Esse estimador é implementado em dois passos (*two-step*), e é assintoticamente eficiente e robusto em relação à presença de heterocedasticidade e autocorrelação no componente de erro (composto) do modelo. O estimador system GMM pode permitir elevados ganhos de eficiência, porém também existem problemas estatísticos associados ao excesso de instrumentos. Um potencial problema é que o número muito grande de instrumentos pode ocasionar um sobre ajustamento (*overfit*) das variáveis endógenas, comprometendo a eliminação de endogeneidade. Também, a utilização de um número muito grande de condições de momento compromete a confiabilidade do teste de Sargan/Hansen para a validade conjunta dos instrumentos.

O teste citado de especificação é um procedimento comum ao lidar com estimações do tipo GMM. Conforme Roodman (2006), se tratando de estimações por system GMM, é recomendado desconfiar de p-valores muito elevados (próximos de 1,000) e de valores muito baixos (menores que 0,1). Além disso, tendo em vista a inexistência de parâmetros definidos na literatura em relação ao que poderia ser considerado um número excessivo de instrumentos, uma importante regra consiste em garantir que o número de grupos (N) seja mais elevado que o número de instrumentos no painel. O que faz sentido para a análise desse trabalho que se trata de um painel curto, onde o número de períodos (T) é pequeno em relação ao número de municípios (N).

Por fim, é importante testar para a ausência de correlação serial no erro idiossincrático v_{it} , condição essencial para a consistência do estimador GMM. Para isso, **foi** utilizado o procedimento desenvolvido por Arellano e Bond (1991), aplicado aos resíduos em diferenças. A hipótese nula consiste na ausência de autocorrelação serial de segunda ordem AR(2), e deve ser cumprida.

3.4 Estratégia de Estimação

Para a estimação do efeito do investimento em saneamento sobre indicadores de mortalidade infantil, qualquer que seja o modelo a ser utilizado, a equação estrutural analisada pode ser representada da seguinte forma:

$$TXMI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Logpropinvsaneamento}_{it} + Z'_{it} \beta_2 + X'_{it} \beta_3 + u_{it} \quad (17)$$

onde TXMI representa a variável dependente taxa de mortalidade infantil do município i no tempo t ; X representa o vetor de variáveis socioeconômicas do município i no tempo t ; $\text{Logpropinvsaneamento}$ é a variável do investimento alocado em saneamento do município i no tempo t ; Z_{it} representa o vetor dos indicadores de distribuição e qualidade da água do município i no tempo t ; e u_{it} é o componente residual.

4 RESULTADOS

Para facilitar a interpretação dos resultados, a Tabela A.3, no Apêndice, indica o sinal esperado das variáveis utilizadas nos modelos sobre os índices de mortalidade para as três faixas etárias testadas nas estimações, com base na literatura utilizada como referência para esse estudo. Foram feitas estimações para mortalidade de menores de um ano de idade, mortalidade de um a quatro anos de idade e de cinco a nove anos de idade. Esse recorte foi feito por se esperar que o efeito da falta de saneamento seja diferente dentre as crianças, dada a provável variação na sensibilidade de contrair as doenças relacionadas à falta de saneamento, conforme empreendido por Mattos et al. (2015). As estimações foram feitas por quatro tipos de modelo: Painel Agregado (Pool), modelo de Efeito Aleatório (EA), modelo de Efeito Fixo (EF) e painel dinâmico (GMM System).

A Tabela A.4 apresenta os resultados das regressões para a primeira faixa etária citada anteriormente, de zero a um ano de idade. Iniciando a interpretação dos resultados pelas estimações dos painéis estáticos, nota-se que a variável de interesse, que é a proporção do investimento alocado em saneamento, é significativa apenas com uma defasagem nos modelos agregado e aleatório, apesar de que o teste de Hausman indica que o melhor modelo nesse caso é o de efeito fixo. Ainda assim, a variável apresentou o sinal esperado, indicando que um aumento no investimento em saneamento afeta negativamente a mortalidade dessa faixa etária, por mais que a magnitude do coeficiente não seja elevada. A variável de criminalidade, representando o desenvolvimento social dos municípios, foi significativa nos modelos e se apresentou positivamente relacionada com a mortalidade, de acordo com o sinal esperado.

No que tange às variáveis que representam a qualidade da água, as perdas de faturamento e os índices de turbidez fora do padrão foram positivas e significativas, indicando que possuem relação direta com a mortalidade. Já o cloro fora do padrão e a variável da taxa de imunização apresentaram sinais contrários ao esperado, à significância de 5% e 10%, respectivamente.

Já na análise do painel dinâmico, nota-se que a variável dependente defasada em um período, quando utilizada como explicativa, foi significativa a 1% e apresentou sinal positivo, indicando que há uma relação diretamente proporcional entre a mortalidade no período anterior e a no presente. O investimento em saneamento no período anterior também se mostrou importante para explicar a mortalidade no presente, corroborando com a teoria de que o investimento feito no período atual terá um efeito apenas nos períodos seguintes. Ademais, a criminalidade por homicídios continua sendo uma variável explicativa significativa que se relaciona com o índice de mortalidade na faixa etária de zero a um ano nos municípios do RS.

Para avaliar a robustez dos resultados, a estimativa do modelo que corrige a autocorrelação serial mostrou-se mais indicado através dos testes realizados. Os testes de autocorrelação AR(1) e AR(2) indicados no final das Tabelas A.4, A.5 e A.6 indicaram que havia correlação de primeira ordem e que esta foi neutralizada após a inserção da variável dependente defasada em um período. O teste de Sargan é também importante para ratificar a robustez das estimativas por indicar a exogeneidade dos instrumentos utilizados no modelo. Dessa forma, o GMM System sinalizou que existe uma relação inversa entre a proporção do investimento em saneamento e a taxa de mortalidade infantil na faixa de zero a um ano nos municípios gaúchos.

A Tabela A.5 contém os resultados das estimações para a mortalidade infantil de um a quatro anos de idade. Da mesma forma que a análise anterior, ao analisar os painéis estáticos, percebe-se que nos três modelos a variável de interesse é significativa e apresenta o sinal negativo esperado. A variável da criminalidade continua se mostrando significativa na estimação do modelo agregado e do modelo de efeito aleatório, já no modelo de efeitos fixos não apresenta significância estatística.

A variável da imunização também foi significativa e dessa vez apresentou o sinal negativo, indicando que para essa faixa etária a imunização através de vacinas é capaz de reduzir a mortalidade. No que tange aos fatores de qualidade da água, o consumo de água foi significativo para a redução da mortalidade nos três modelos e, diferentemente da faixa etária anterior, assume-se que de um a quatro anos já ocorra o desmame da criança e ela passe a consumir água.

Já no GMM System, a mortalidade defasada em um período não é significativa para justificar a mortalidade no período corrente, enquanto apresenta-se negativamente relacionada com a proporção do investimento em saneamento defasada em dois períodos. Isso quer dizer que ao investir no período atual em saneamento básico, o impacto será significativo apenas dois períodos adiante daquele em que foi investido. Apesar de o efeito ser notado também no presente, ele é mais forte ao aumentar dois períodos no tempo, corroborando com a literatura na área que identifica esse efeito defasado entre investimento em saneamento e efeito na saúde.

Por fim, a Tabela A.6 condensa os resultados dos quatro modelos econométricos para a faixa etária de cinco a nove anos. A principal conclusão do último modelo estimado é de que os painéis estáticos não encontram significância na variável de interesse, apenas o modelo dinâmico. No GMM System também é encontrada a relação de que um maior investimento em saneamento acarreta a diminuição da mortalidade em dois períodos à frente, além de que a mortalidade defasada em um período é significativa e apresenta relação também negativa com a variável dependente. A única variável de qualidade de água que apresentou significância estatística no modelo foi a de perdas de faturamento, apresentando o sinal positivo esperado, o que indica uma relação direta e positiva com a mortalidade infantil de cinco a nove anos de idade.

No geral, os resultados encontrados corroboram com a literatura nacional abordada na pesquisa. As mais afetadas pela deficiência no saneamento básico nos municípios do RS são as crianças de um a quatro anos de idade. A literatura aponta como crucial a fragilidade na saúde de crianças com esse tempo de vida, o que se torna evidente pelo menor efeito sobre as crianças de cinco a nove anos, que já possuem uma imunidade maior em relação às crianças mais novas. Já de zero a um ano, é apontado que a criança não possui tanto contato direto com a água e que se houver casos de mortalidade, eles estão associados a problemas na gravidez das mães, parto difícil e anomalias congênitas, conforme Mattos et al. (2015).

Em todas as estimativas, em algum grau, a proporção do investimento direcionado ao saneamento nos municípios teve importância para concluir que, ao se investir na qualidade da água e tratamento de esgoto, haverá impacto direto sobre a redução nos índices de mortalidade infantil, sem falar nos indiretos, como melhoria em aprendizagem e qualidade de vida das crianças diretamente atendidas além de reduzir a probabilidade do desenvolvimento de doenças infecciosas, algo que pode comprometer a saúde ao longo de todo o ciclo de vida (CARRETS, TEIXEIRA e BALBINOTTO, 2022).

As contradições encontradas em alguns dos modelos podem ser explicadas pela dificuldade de obter todos os dados a respeito dos municípios e da dúvida de que toda a informação coletada seja confiável, visto que aqueles referentes à qualidade da água não são de divulgação obrigatória por parte dos municípios. Essa dificuldade foi apontada por outras pesquisas que também tentaram encontrar a relação do saneamento com a saúde e pode ser um motivo pelo qual as variáveis relacionadas à água não se mostraram significativas, o que reforça ainda mais a importância da

obrigatoriedade da disponibilidade das informações pelas empresas prestadoras de serviços ao SNIS.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou identificar uma possível correlação entre o investimento em saneamento básico com indicadores de mortalidade infantil para os municípios do Rio Grande do Sul no período de 2005 a 2015. Utilizando uma base de dados mais recente possível, que abrangesse informações de qualidade e distribuição de água, características socioeconômicas municipais e indicadores de mortalidade, foram estimadas regressões de dados em painel para tentar captar algum tipo de relação entre as variáveis.

Os resultados apontaram para a existência de uma relação entre a proporção de investimento em saneamento municipal com a mortalidade infantil em se tratando de crianças de um a quatro anos de idade. Essa relação é inversa, ou seja, quanto maior for a proporção de investimento alocado em saneamento básico, menor será a taxa de mortalidade dessa faixa etária, como encontrado nas estimações dos painéis estáticos. Além disso, o painel dinâmico adiciona a contribuição de que esse investimento terá seu retorno em forma de diminuição da mortalidade infantil apenas dois períodos após a realização. O resultado corrobora com a literatura no quesito de que as mudanças na infraestrutura do saneamento têm efeito no presente e no futuro e reforça a necessidade de investir em saneamento básico no Brasil, ainda mais depois da promulgação do novo marco legal, além de abrir uma discussão sobre políticas públicas que possam amenizar o sofrimento dessas crianças até a universalização do serviço.

Mesmo considerando um horizonte estável de informações, existem limitações em obter dados confiáveis em relação à qualidade da água, os sinais não foram os esperados em todas as estimativas. Porém, na estimação da mortalidade de um a quatro anos fica clara a importância do consumo de água por parte das crianças, visto que nessa idade já se inicia o consumo de água, o que não ocorre com menores de um ano. Ademais, não há outra fonte de dados sobre qualidade da água e esgoto que não seja o SNIS no Brasil, então, caso haja uma melhor disponibilidade no fornecimento dos dados, os resultados de pesquisas como a destacada ficarão mais robustos e condizentes com a realidade.

REFERÊNCIAS

ALVES, D.; BELUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. *Economics and Human Biology*, v. 2, n3, p. 391-410, 2004.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(1), 277-97.

_____.; BOVER, O. Another look at the instrumental variables estimation of error-component models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 28, n. 1, p. 29-51, July 1995.

BANERJEE, A. V.; DUFLO, E. A. *Economia dos Pobres*, 1 ed, 2011.

BLEAKLEY, H. Malaria Eradication in the Americas: A Retrospective Analysis of Childhood Exposure. *American Economic Journal: Applied Economics* v.2 (2), 1-45, 2010.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, Aug.1998.

CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K., *Microeconometrics using Stata*. Texas: Stata Press, 2010.

CARRETS, F. D.; TEIXEIRA, G. S.; BALBINOTTO NETO, G. Evidências do efeito de adversidades na infância sobre a situação de saúde dos brasileiros com 50 anos ou +. 50º Encontro da Associação Nacional de Economia-ANPEC. 2022. Fortaleza-CE. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro/2022/submissao/files_l/i112-5ecfe3039817d29d80eb87f17772c97c.pdf>. Acesso em: 26 maio 2021.

CHECKLEY, W.; GILMAN, R.H.; BLACK, R.E.; EPSTEIN, L.D.; CABRERA, L; STERLING, C.R.; MOULTON, L.H. Effect of water and sanitation on childhood health in a poor Peruvian peri-urban community. *The Lancet*. 2004; v. 363, p. 112-18.

CUTLER, D.; MILLER, G. *Water, Water Everywhere: Water Reforms in American Cities*. NBER Working Paper #11096, Harvard University, 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w11096>>. Acesso em: 15 fevereiro 2021.

GALDO, V.; BRICEÑO, B. Evaluating the impact on child mortality of a water supply and sewerage expansion in Quito: Is Water Enough?. *Inter-American Development Bank - Office of Evaluation and Oversight – Working Paper 01*. May, 2005.

HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251-71, 1978.

Instituto Trata Brasil. Ranking do Saneamento 2022 (SNIS 2020). Disponível em: <<https://tratabrasil.org.br/ranking-do-saneamento-2022/>>. Acesso em: 27 abr. 2023.

JALAN, J.; RAVALLION, M. Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India?. *World Bank - Policy Research Working Paper Series*, nº 2664. Washington DC: August, 2001.

JOHNSTON, J., DINARDO, J. *Econometrics methods*, v. 4. Wiley Online Library, 1972.

KASSOUF, A. A demanda de saúde infantil no Brasil por região e setor. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, n. 24, 235-260, 1994.

LEE, L; ROSENZWEIG, M; PITT, M. The effects of improved nutrition, sanitation, and water quality on child health in high-mortality populations. *Journal of Econometrics*, 1997; v. 77, p. 209-235.

MADEIRA, R. O setor de saneamento básico no Brasil e as implicações do marco regulatório para a universalização do acesso. *Revista do BNDES*, v. 33, p. 123-154, 2010.

MATTOS, E.; PINTO, C.; TEIXEIRA, L. Sanitation and Health: Empirical evidence for Brazilian Municipalities. *Sao Paulo School of Economics (FGV) Working Paper*, 392, 2015.

MENDONÇA, M. J. C.; MOTTA, R. S. Saúde e saneamento no Brasil. *Planejamento e Políticas Públicas*, v.30, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, 2007.

MERRICK, T. W. The effect of piped water on early childhood mortality in urban Brazil, 1970 to 1976. *Demography*, v. 22, n1,p. 1-24, 1985.

MEYRELLES FILHO, S. F. Mobilidade de Capitais e Crescimento Econômico: Evidências Empíricas a Partir da Estimação de um Modelo Dinâmico com Dados em Painel. Universidade Federal de Goiás (UFG) Working Paper n. 4, 42f, 2009.

ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS, O. N. U. Transformando nosso mundo: a agenda 2030 para o desenvolvimento sustentável. Nova York: ONU, 2015.

PESSOA, M. L. (Org.). Saneamento no RS. In: Atlas FEE. Porto Alegre: FEE, 2017. Disponível em: < <http://atlas.fee.tche.br/rio-grande-do-sul/socioambiental/saneamento/> >. Acesso em: 20 de agosto de 2018.

PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA. Lei n. 11.445, 5 de janeiro de 2007.

REGO, R.F.A., MORAES L.R.S., DOURADO, C. Diarrhoea and garbage disposal in Salvador, Brazil. *Trans R Soc Trop Med Hyg*, 99(1):48-54, jan 2005.

ROCHA, R.; SOARES, R. Water Scarcity and Birth Outcomes in the Brazilian Semiarid. IZA Discussion Paper, 6773, *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene* 99, 48—54, 2012.

ROODMAN, D. How to do xtabond2: an introduction to “difference” and “system” GMM in Stata. Washington: Center for Global Development, 2006. (Working Paper, 103).

SASTRY, N; BURGARD, S. The prevalence of diarrheal disease among Brazilian children: trends and differentials from 1986 to 1996. *Social Science & Medicine*, 2005; v. 60, p. 923-35.

SCRIPTORE, J. Impactos do saneamento sobre saúde e educação: uma análise espacial. 2016. 204 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade de São Paulo (USP), São Paulo, 2016.

SOARES, R. Health and the Evolution of Welfare across Brazilian Municipalities. NBER Working Paper 13087. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13087>>

SOUSA, T.; LEITE FILHO, F. Análise por dados em painel do status de saúde no Nordeste Brasileiro. *Revista Saúde Pública*, 2008.

SNOW, J. Sobre a maneira de transmissão da cólera, 2. ed. São Paulo: Hucitec/ABRASCO, 249p, 1990.

TONETO, R. T.; SAIANI, C. S. Restrições à Expansão dos Investimentos no Saneamento Básico Brasileiro. *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, v. 37, nº 4, out-dez. 2006.

VICTORA, C. G., BARRETO M. L., DO CARMO LEAL, et al. Health conditions and health-policy innovations in Brazil: the way forward. *Lancet*, 2011.

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

WOOLDRIDGE, J. M. Econometric analysis of cross section and panel data. MIT press, 2001.

_____. Introdução à econometria: uma abordagem moderna. 2 ed. São Paulo: Thompson Learning, 2011.

APÊNDICE

Tabela A.1. Descrição das Variáveis

Variáveis	Período	Fonte
Variável Dependente		
Mortalidade infantil (menores de 1 ano, 1-4 anos, 5-9 anos e 10-14 anos)	2005-2015	FEE Dados
Variáveis Explicativas		
PIB Total	2005-2015	FEE Dados
PIB Per Capita	2005-2015	FEE Dados
Receita Líquida de Impostos e Transferências (Ajustada)	2005-2015	TCE/RS
População	2005-2015	FEE Dados
Criminalidade – Homicídio doloso	2005-2015	FEE Dados
Imunização	2005-2015	DataSUS
Despesa com Saneamento	2005-2015	STN
Índice de perdas de faturamento (%)	2005-2015	SNIS
Índice de consumo de água (%)	2005-2015	SNIS
Índice de atendimento total de água (%)	2005-2015	SNIS
Índice de fluoretação de água (%)	2005-2015	SNIS
Incidência das análises de cloro residual fora do padrão (%)	2005-2015	SNIS
Incidência das análises de turbidez fora do padrão (%)	2005-2015	SNIS

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2. Estatísticas Descritivas

Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Variáveis Dependentes					
Mortalidade menores de 1 ano	5455	3.2870	11.5974	0	244
Mortalidade 1-4 anos	5456	0.5515	2.0071	0	44
Mortalidade 5-9 anos	5456	0.3537	1.3416	0	32
Variáveis Explicativas					
Despesa com Saneamento	5454	2052387	3.00e+07	0	8.22e+08
Receita Líquida	5451	2.57e+07	1.03e+08	3111842	2.99e+09
PIB Total	5456	496835.4	2419803	7564.734	6.81e+07
PIB Per Capita	5456	19.5006	16.5095	0.8790	284.7727
População	5456	22180.6	78209.98	1188	1480967
Crime – Homicídio	5455	3.6747	22.0786	0	588
Imunização	5456	79.7029	24.1871	3.61	637.88
Saneamento					
Índice de perdas de faturamento	3426	33.7498	17.8536	-37.67	100
Índice de consumo de água	3429	71.5468	17.9009	0	460.5
Índice de atendimento total de água	3493	63.4562	24.3618	0	100
Índice de fluoretação de água	3126	81.3184	37.6865	0	372.44
Incidência das análises de cloro residual fora do padrão	3166	5.4348	14.2809	0	100
Incidência das análises de turbidez fora do padrão	3172	3.3170	11.5919	0	100

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.3. Sinal Esperado das Variáveis nas Estimações

Variáveis	Descrição das Variáveis	Sinal Esperado
Mortalidade	Mortalidade por mil habitantes	+
Log proporção de investimento	Log da proporção do investimento em saneamento	-
Log PIB p.c.	Log do PIB per capita	-
Log Crime	Log dos crimes de homicídios	+
Imunização	Taxa da cobertura de vacinação por município (%)	-
Índice de perdas de faturamento	Índice de perdas de faturamento (%)	+
Índice de consumo de água	Índice de consumo de água (%)	-
Índice de atendimento de água	Índice de atendimento de água (%)	-
Índice de fluoretação de água	Índice de fluoretação de água (%)	-
Índice de cloro fora do padrão	Índice de cloro fora do padrão (%)	+
Índice de turbidez fora do padrão	Índice de turbidez fora do padrão (%)	+

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.4. Modelo econométrico para mortalidade de 0 a 1 ano (2005-2015)

Variáveis	(Agregado)	(E. Aleatório)	(E. Fixo)	(GMM System)
	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1
Mortalidade0a1-1	-	-	-	0.5604476*** (0.1135016)
Log invest. p.c	-3.02e-05 (6.03e-05)	-5.88e-05 (4.47e-05)	-4.30e-05 (5.21e-05)	-
Log invest. p. c-1	-0.000156** (7.09e-05)	-9.48e-05* (5.12e-05)	-3.75e-05 (5.03e-05)	-0.0004994** (-0.0004994)
Log PIB p.c	0.000367* (0.000200)	0.000651** (0.000272)	0.000341 (0.000445)	0.0005236 (0.0006512)
Log Crime	0.00151*** (0.000157)	0.000941*** (0.000179)	0.000257** (0.000126)	-
Log Crime-1	-	-	-	0.0009295** (0.0004422)
Imunização	-7.60e-06* (4.16e-06)	-7.45e-07 (1.90e-06)	7.18e-06* (4.02e-06)	-
Perdas de faturamento	2.45e-05*** (9.24e-06)	2.41e-05*** (7.92e-06)	1.46e-05** (7.02e-06)	-
Perdas de faturamento -1	-	-	-	-0.0000154 (0.0000315)
Consumo de água	-1.04e-05 (7.68e-06)	-2.21e-06 (7.23e-06)	5.20e-06 (3.97e-06)	-
Consumo de água -1	-	-	-	-0.0000301 (0.0000182)
Atendimento de água	3.32e-05*** (4.34e-06)	2.14e-05*** (6.02e-06)	-6.11e-06 (9.84e-06)	-
Fluoretação de água	7.26e-06** (3.05e-06)	7.81e-06** (3.18e-06)	5.18e-06 (3.56e-06)	-
Cloro fora do padrão	-9.16e-06 (1.37e-05)	-2.56e-05*** (9.49e-06)	-3.39e-05** (1.33e-05)	-
Turbidez fora do padrão	7.27e-07 (9.88e-06)	1.47e-05* (8.75e-06)	3.46e-05*** (1.01e-05)	-
Constante	-0.00280** (0.00113)	-0.00427*** (0.00124)	-0.000887 (0.00189)	-

Variáveis	(continuação)			
	(Agregado)	(E. Aleatório)	(E. Fixo)	(GMM System)
	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1	Mortalidade 0 a 1
Observações	958	958	958	
R2	0.299	-	0.056	
Municípios	-	279	279	
Tendência	sim	sim	sim	sim
Teste Hausman			111.23 (0.0000)	
Ar(1)				-6.18 (0.000)
Ar(2)				0.89 (0.374)
Teste Sargan				57.27 (0.428)
Nº Grupos				289
Nº Instrumentos				73

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabela A.5. Modelo econométrico para mortalidade de 1 a 4 anos (2005-2015)

Variáveis	(continuação)			
	(Agregado)	(E. Aleatório)	(E. Fixo)	(GMM System)
	Mortalidade 1 a 4	Mortalidade 1 a 4	Mortalidade 1 a 4	Mortalidade 1 a 4
Mortalidade1a4-1	-	-	-	0.0063607 (0.1777975)
Log invest. p.c	-2.94e-05* (1.76e-05)	-2.94e-05* (1.58e-05)	-3.52e-05* (2.07e-05)	-
Log invest. p.c -1	-1.11e-05 (1.73e-05)	-1.11e-05 (1.55e-05)	6.81e-06 (1.81e-05)	-
Log invest. p.c -2	-	-	-	-0.0001124** (0.0000602)
Log PIB p.c	1.58e-06 (5.57e-05)	1.58e-06 (6.39e-05)	-4.16e-05 (0.000219)	-
Log Crime	0.000225*** (3.43e-05)	0.000225*** (5.81e-05)	-3.22e-05 (6.89e-05)	-
Log Crime -2	-	-	-	0.0002024 (0.0001525)
Imunização	-2.00e-06* (1.05e-06)	-2.00e-06* (1.09e-06)	-2.16e-06 (1.40e-06)	-
Perdas de faturamento	-1.69e-06 (1.91e-06)	-1.69e-06 (2.17e-06)	-2.99e-06 (2.88e-06)	-
Perdas de faturamento -2	-	-	-	0.000017 (0.000012)
Consumo de água	-2.90e-06* (1.49e-06)	-2.90e-06** (1.43e-06)	-1.94e-06** (9.75e-07)	-
Consumo de água -2	-	-	-	-0.0000141 (7.86e-06)
Atendimento de água	6.22e-06*** (1.10e-06)	6.22e-06*** (1.47e-06)	5.17e-06 (4.26e-06)	-
Fluoretação de água	1.76e-06** (7.30e-07)	1.76e-06 (1.23e-06)	-1.15e-06 (2.50e-06)	-
Cloro fora do padrão	4.11e-06 (3.58e-06)	4.11e-06 (3.75e-06)	5.51e-06 (5.68e-06)	-
Turbidez fora do padrão	-1.29e-07 (2.20e-06)	-1.29e-07 (2.33e-06)	7.50e-07 (4.28e-06)	-

Variáveis	(continuação)			
	(Agregado) Mortalidade 1 a 4	(E. Aleatório) Mortalidade 1 a 4	(E. Fixo) Mortalidade 1 a 4	(GMM System) Mortalidade 1 a 4
Constante	-0.000141 (0.000272)	-0.000228 (0.000340)	0.000485 (0.000935)	-
Observações	958	958	958	992
R2	0.140	-	0.041	-
Municípios	-	279	279	284
Tendência	sim	sim	Sim	sim
Teste Hausman			95.91 (0.0000)	
Ar(1)				-3.15 (0.002)
Ar(2)				0.52 (0.606)
Teste Sargan				38.18 (0.461)
Nº grupos				284
Nº instrumentos				54

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabela A.6. Modelo econométrico para mortalidade de 5 a 9 anos (2005-2015)

Variáveis	(continuação)			
	(Agregado) Mortalidade 5 a 9	(E. Aleatório) Mortalidade 5 a 9	(E. Fixo) Mortalidade 5 a 9	(GMM System) Mortalidade 5 a 9
Mortalidade5a9-1	-	-	-	-0.261** (0.120)
Log invest. p.c	-1.64e-05 (1.34e-05)	-1.64e-05 (1.45e-05)	-1.43e-05 (1.88e-05)	-
Log invest. p.c -1	-2.00e-05 (1.42e-05)	-2.00e-05 (1.47e-05)	-9.86e-06 (1.79e-05)	-
Log invest. p.c -2	-	-	-	-9.60e-05* (4.96e-05)
Log PIB p.c	6.53e-05 (4.44e-05)	6.53e-05 (4.56e-05)	0.000149 (0.000163)	-
Log Crime	0.000112*** (2.24e-05)	0.000112*** (3.38e-05)	2.07e-06 (4.67e-05)	-
Log Crime-2	-	-	-	7.63e-05 (0.000103)
Imunização	-9.98e-07 (6.65e-07)	-9.98e-07 (6.82e-07)	8.33e-07 (1.14e-06)	-
Perdas de faturamento	4.62e-06* (2.69e-06)	4.62e-06 (3.03e-06)	-1.23e-06 (2.37e-06)	-
Perdas de faturamento -2	-	-	-	2.93e-05*** (8.43e-06)
Consumo de água	1.91e-06 (2.63e-06)	1.91e-06 (2.80e-06)	-2.00e-07 (1.33e-06)	-
Consumo de água -2	-	-	-	6.68e-06 (5.94e-06)
Atendimento de água	3.55e-06*** (8.49e-07)	3.55e-06*** (1.14e-06)	-2.19e-06 (3.49e-06)	-
Fluoretação de água	1.11e-06** (4.76e-07)	1.11e-06* (6.06e-07)	-3.18e-07 (8.78e-07)	-
Cloro fora do padrão	1.15e-06 (2.27e-06)	1.15e-06 (2.22e-06)	-4.11e-06 (3.68e-06)	-

Variáveis	(continuação)			
	(Agregado) Mortalidade 5 a 9	(E. Aleatório) Mortalidade 5 a 9	(E. Fixo) Mortalidade 5 a 9	(GMM System) Mortalidade 5 a 9
Turbidez fora do padrão	-1.10e-06 (1.82e-06)	-1.10e-06 (1.78e-06)	3.31e-06 (3.19e-06)	-
Constante	-0.000760** (0.000329)	-0.000823** (0.000386)	-0.000268 (0.000658)	-
Observações	958	958	958	992
R2	0.103	-	0.025	-
Municípios	-	279	279	284
Tendência	sim	sim	Sim	sim
Teste Hausman			33.37 (0.0218)	
Ar(1)				-4.25 (0.000)
Ar(2)				0.74 (0.459)
Teste Sargan				38.46 (0.449)
Nº grupos				284
Nº instrumentos				54

Fonte: Elaboração própria. Erros padrão robustos entre parênteses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.