

Corra se for capaz: impactos de investimentos em saneamento sobre saúde, usando o tempo das obras como variação exógena[♦]

André Sant'Anna¹
Romero Rocha²

Resumo

Este artigo analisa os efeitos da entrada em operação de investimentos em saneamento sobre indicadores de morbidade hospitalar nos municípios selecionados para descontingenciamento de crédito pelo Ministério das Cidades. Os municípios obtiveram autorização para tomar crédito em momentos distintos, uma vez que a Secretaria Nacional de Saneamento (SNSA) realizava rodadas de seleções de projetos à medida em que eram liberados recursos do orçamento para descontingenciamento. A fim de estimar os efeitos sobre taxas de internação hospitalar, este artigo utiliza base de dados cedida pela SNSA, que identifica cada projeto selecionado entre 2007 e 2017. A partir dessas informações, estimamos um modelo de diferença-em-diferenças, corrigindo para possível endogeneidade no tempo de execução das obras. Os resultados apontam para importantes efeitos da entrada em operação de investimentos em saneamento básico sobre internações hospitalares, sobretudo de bebês de até 1 ano de idade. Também são encontrados efeitos nas taxas totais e em idosos, a partir de 60 anos. Quando se analisa por tipo de doença, a redução de internações é particularmente importante para doenças infecciosas, respiratórias e doenças relacionadas a um saneamento ambiental inadequado (DRSAI).

Palavras Chave

Saneamento, Avaliação de política pública, Saúde infantil.

Abstract

This paper analyzes the effects of sanitation investment projects on hospitalization rates in municipalities the Ministry of Cities selected for credit “decontingency”. As these authorizations to borrow were issued in different periods, since the National Secretary of Environmental

[♦] As opiniões expressas neste trabalho são pessoais e não refletem a visão do BNDES. Os autores agradecem os comentários e sugestões de Fábio Roitman, Letícia Barbosa, Marcelo Miterhof, Sandro Peixoto e Victor Pina. Os autores também agradecem a Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental por disponibilizar os dados de projetos de investimento no setor utilizados neste trabalho. Os eventuais erros e omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

¹ Economista – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)
Endereço: Av. República do Chile, 100 – Centro – CEP: 20031-170 – Rio de Janeiro - RJ – Brasil.
E-mail: andre.santanna@bndes.gov.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5408-6765>.

² Professor Adjunto – Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE/UFRJ)
Endereço: Av. Pasteur, 250, Sala 111 – Urca - CEP: 22290-250 – Rio de Janeiro - RJ – Brasil.
E-mail: romero.rocha@ie.ufrj.br – ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1240-0063>.

Recebido: 20/10/2021. Aceito: 13/09/2022.

Editor Responsável: Dante Mendes Aldrighi



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

Sanitation carried out its project selection in rounds, we used this fact to estimate a difference-in-differences model, with a correction for the possible endogeneity in the projects' execution time. Our results point to important effects of those investments to reduce hospitalization rates. Results are particularly important for infants, but also for children up to 5 years old and the elderly (above 60 years old). As one analyzes the effects by different diseases, the reduction in hospitalization rates is more important for infectious, respiratory diseases and diseases related to inadequate environmental sanitation.

Keywords

Sanitation; Evaluation of public policy; Infant health.

JEL Classification

C23, I18, H75

1. Introdução

O Brasil possui um déficit crônico de cobertura de saneamento básico. A deficiência é mais grave no que se refere à cobertura de esgoto. Em 2016, por exemplo, o percentual de atendimento era de apenas 52,4% da população brasileira. Mesmo o índice de atendimento de água – 83,5% – ainda é bastante distante da universalização preconizada na meta 6.1 dos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável. Diante disso, deve-se observar o quadro de prestação desses serviços no Brasil com preocupação, tanto no que diz respeito ao déficit total do acesso aos serviços, quanto no que concerne às discrepâncias regionais.

A provisão adequada de água e esgoto é elemento central para a saúde pública (Cutler e Miller 2005a). Seus efeitos positivos se estendem ainda a outras esferas. Estudos documentam importantes efeitos sobre educação, produtividade, valorização imobiliária, entre outros (Ortiz-Correa et al. 2016; Freitas e Magnabosco 2017).

Nos últimos anos, o aumento na cobertura de saneamento básico ganhou foco no desenho de políticas públicas. Mais recentemente, por exemplo, foi elaborado e aprovado o Novo Marco Legal do Saneamento (Lei nº 14.026/2020). A lei, que atualiza o marco legal, reconhece esse déficit histórico e foi construída com o objetivo de ampliação dos investimentos no setor. Os contratos deverão ter metas de universalização a serem cumpridas até 2033. Não obstante, outras políticas anteriores já visavam

a ampliar os investimentos no setor. A partir de 2007, o Governo Federal passou a permitir, por meio da Resolução nº 3.437 (e outras subsequentes) do Conselho Monetário Nacional (CMN), o descontingenciamento de crédito de até R\$ 6 bilhões para investimentos em saneamento. Para fazer jus a esse descontingenciamento, os municípios com projetos de investimento deveriam ser selecionados pelo então Ministério das Cidades.

Este artigo estima os efeitos da entrada em operação de investimentos em saneamento sobre indicadores de morbidade hospitalar nos municípios selecionados para descontingenciamento de crédito pelo Ministério das Cidades. Os municípios obtiveram autorização em momentos distintos, uma vez que a Secretaria Nacional de Saneamento (SNSA) realizava rodadas de seleção de projetos à medida em que eram liberados recursos do orçamento para descontingenciamento.

A seleção realizada pela SNSA levava em conta requisitos institucionais e legais mínimos pelos prestadores (como a regularidade das concessões, no caso de delegação da prestação, a comprovação de regulação dos serviços, dentre outros) e requisitos dos projetos (estabelecimento dos itens financiáveis, por exemplo). Com isso, possibilitou-se o acesso dos entes públicos a crédito para investimento em projetos de saneamento. Os municípios autorizados contratavam, então, financiamentos de longo prazo, sobretudo com dois bancos públicos: Caixa Econômica Federal (CEF) e BNDES, que responderam por praticamente a totalidade dos projetos de investimento financiados.

A fim de estimar os efeitos sobre taxas de internação hospitalar, este artigo utiliza base de dados cedida pela SNSA, que identifica cada projeto selecionado entre 2007 e 2017. Nessa base, é possível identificar a modalidade do investimento (esgotamento sanitário, abastecimento de água ou saneamento integrado), o município, a empresa tomadora, data de início da obra e data de fim da obra, além do valor do investimento, do financiamento e o agente financeiro.

A partir dessas informações, estimamos um modelo de diferença-em-diferenças, utilizando o fato de que as obras terminam em períodos distintos. No entanto, tendo em vista que a velocidade de execução da obra depende da capacidade institucional do município e, portanto, pode ser endógena às variáveis de saúde, utiliza-se o fato de que há uma diferença substancial no tempo de execução do projeto a depender de quem é o agente financiador.

Isto porque a CEF e o BNDES adotam procedimentos distintos na análise (antes da aprovação) e acompanhamento do projeto. Assim, obtém-se um tempo estimado de execução do projeto a depender de quem o financia, controlando para características do projeto, como tamanho, identificação da empresa que executa o investimento, modalidade. Pode-se argumentar que esse tempo estimado é exógeno às características do município ou do prefeito, uma vez que dependem basicamente de quem financiou o investimento.

Como o arcabouço empírico é do tipo escalonado (*staggered*), também foi estimado um modelo de estudo de eventos para a principal variável dependente – taxa de internações de bebês de até 1 ano de idade. Os resultados apontam para importantes efeitos da entrada em operação de investimentos em saneamento básico sobre internações hospitalares, sobretudo de bebês de até 1 ano de idade. Especificamente, os municípios tratados reduzem as taxas de internação de bebês em 4%. Também são encontrados efeitos em crianças de até 5 anos e idosos, a partir de 60 anos. Quando se analisa por tipo de doença, a redução de internações é particularmente importante para doenças respiratórias e doenças relacionadas a saneamento ambiental inadequado (DRSAI). Além disso, o efeito parece ser maior para as obras relacionadas ao abastecimento de água do que para as obras relacionadas a investimentos em esgoto.

Este artigo contribui para a literatura ao ser o primeiro a analisar um programa que libera recursos creditícios para investimentos dos municípios em saneamento básico. Na seção 2 serão descritos vários trabalhos que analisam o impacto de alterações em regras de saneamento, como por exemplo, o efeito de privatizações, nacionalizações e o efeito de programas federais relacionados à adaptação climática. No entanto, nenhum artigo analisou o efeito de liberar crédito público para municípios investirem em saneamento sobre indicadores de saúde. Em artigo próximo a este trabalho, Kresch (2020) investiga uma lei que facilita investimentos municipais em saneamento ao garantir segurança jurídica a estes investimentos. O presente trabalho, entretanto, analisa uma diferente forma de prover investimentos municipais em saneamento, o descontingenciamento de crédito público, além de contribuir também ao analisar o efeito em morbidade de diversas faixas etárias, não apenas em mortalidade infantil, como Kresch (2020).

O artigo se divide em 7 seções, além dessa introdução. Na seção 2, apresenta-se uma revisão da literatura sobre saneamento e saúde. A seção 3

apresenta o arcabouço institucional brevemente discutido aqui. Na seção 4, são apresentadas as bases de dados utilizadas neste artigo. A seção 5 apresenta a estratégia empírica utilizada neste trabalho. A seção 6 apresenta os resultados estimados e uma discussão conectando os resultados com a literatura relevante. Por fim, comentários finais são apresentados na conclusão.

2. Revisão da Literatura

A literatura sobre saneamento básico e seus efeitos trata, sobretudo, da importância da disponibilidade de água tratada para a saúde. Cutler e Miller (2005a), por exemplo, analisam os impactos causais da adoção de duas tecnologias – fluoretação e cloração – que permitiram o provimento de água limpa e tratada em larga escala no início do século XX, nos Estados Unidos. De acordo com os autores, a adoção dessas tecnologias foi responsável por metade da redução na mortalidade nas maiores cidades daquele país.

Em um contexto similar, fazendo uma análise a respeito da área de Boston no período compreendido entre 1880 e 1920, Alsan e Goldin (2019) consideram a interação de efeitos da água tratada com os efeitos de uma estrutura adequada de esgotamento sanitário. De acordo com as autoras, investimentos em água e esgotamento sanitário tiveram caráter complementar e foram responsáveis por 48% do declínio na mortalidade infantil durante o período analisado. Tais efeitos têm potencial de impactos de longo prazo, uma vez que podem afetar, inclusive, o desenvolvimento cognitivo da população infantil (Spears e Lamba 2016).

Em países em desenvolvimento, dada a ainda significativa escassez no acesso a serviços adequados de saneamento básico, a literatura costuma focar nos efeitos da natureza jurídica do prestador dos serviços sobre a sua provisão. Nesse sentido, Galiani et al. (2005) discutem como a privatização de serviços de água em alguns municípios da Argentina resultou em maior acesso à água, além de melhor qualidade da água, com efeitos sobre indicadores de saúde. Fujiwara (2005) encontra que a privatização de serviços de saneamento em alguns municípios dos estados de São Paulo e do Rio de Janeiro também reduziu mortalidade infantil, em especial por doenças

infeciosas e parasitárias e que a redução foi causada por um aumento na qualidade dos serviços e não por um aumento no acesso.

Esses resultados, porém, parecem não ser generalizáveis. Lambert (2019) analisa a privatização dos sistemas de água e esgoto em Guayaquil, Equador. O autor não encontra efeitos significativos sobre indicadores de mortalidade, para diversas idades. Borraz et al. (2013) estudam o processo de nacionalização dos serviços de água, que ocorreram a partir de 2004, no Uruguai. Os autores encontram efeitos positivos sobre acesso à rede de saneamento, bem como na qualidade da água e redução em indicadores de mortalidade.

Como salienta Bardhan (2016), uma característica normalmente negligenciada nas discussões sobre privatização em setores de utilidade pública é a multiplicidade de objetivos na prestação dos serviços. Por exemplo, não é incomum que companhias que prestam serviço de acesso a saneamento sejam requeridas a fazer subsídio-cruzado, a fim de garantir que mesmo as camadas mais pobres da população possam gozar do direito à água. Nesse contexto, não é óbvio que a prestação privada do serviço seja mais eficiente, mesmo do ponto de vista teórico. Um desenho adequado do contrato de prestação de serviço é fundamental para alinhar interesses públicos e privados envolvidos na concessão.

De fato, um resultado clássico na literatura de economia do setor público é que o mercado privado não é capaz de prover o nível eficiente de um bem público (Laffont 1988). Em geral, dadas as características de não exclusão e não rivalidade no consumo, os indivíduos tendem a não revelar suas preferências sobre um bem público, o que acarreta subfinanciamento de bens daquela natureza. Nesse aspecto, Cutler e Miller (2005b) discutem o papel da criação de um mercado de títulos de dívidas municipais, no final do século XIX, para a expansão de sistemas de saneamento, nos Estados Unidos.

A literatura econômica sobre o tema ainda é relativamente escassa no Brasil, apesar de o país ainda possuir um déficit significativo de cobertura de saneamento básico, sobretudo em atendimento de esgoto. Essa deficiência na provisão desses serviços tem impactos substanciais sobre a saúde da população. Por exemplo, Mattos et al. (2019) mostram que a qualidade da água (não apenas o acesso) reduzem internações por doenças como diarreia, hepatite e outras doenças infecciosas. Além disso, acesso a saneamento

também tem efeitos potenciais sobre outras dimensões como produtividade e educação (Rocha e Soares 2015; Ortiz-Correa et al. 2016). Diante da desigualdade no acesso ao saneamento (Pimentel e Capanema 2018), políticas de ampliação da oferta desse serviço público têm, ademais, efeitos importantes na redução da desigualdade de resultados e de oportunidades.

Adicionalmente, investimentos em saneamento, considerando apenas seus efeitos sobre saúde, tendem a ser custo-efetivos. Mendonça e Motta (2007) estimaram o custo estimado por morte evitada com expansão dos serviços de água e esgoto em R\$ 168 mil e R\$ 241 mil (respectivamente, R\$ 611 mil e R\$ 876 mil, a preços de 2021, corrigidos pelo IPCA). Ferreira et al. (2021) estimam o custo com perdas de dias de trabalho apenas com diarreias e vômitos em R\$ 870 milhões a valores de 2013. Corrigidos para 2021, chega-se a um montante de R\$ 1,4 bilhão. Em exercício para a região do Semiárido, Rocha e Soares (2015) mostram que a expansão para cobertura total de água e esgoto seria custo-efetiva mesmo considerando apenas os efeitos sobre mortalidade infantil, sob parâmetros razoáveis.

Há também uma literatura que analisa os efeitos de políticas de adaptação climática sobre indicadores infantis. Da Mata et al. (2021) calculam o impacto do Cisternas – Primeira Água, um programa do governo federal que construiu cisternas para a população em locais remotos da região do semiárido do Nordeste, sobre indicadores infantis. Eles chegam à conclusão que os filhos de mulheres que foram expostas ao programa durante a gestação nascem com indicadores de saúde, como peso ao nascer e outros, melhores que os filhos das mulheres não expostas ao programa. Como parte da amostra desse artigo é de projetos de saneamento em municípios pobres com problemas de acesso à água em lugares secos, este artigo contribui com essa literatura de adaptação climática olhando para os efeitos de outro tipo de intervenção, o acesso a crédito para obras de saneamento por parte dos governos municipais, sobre indicadores infantis.

Há ainda uma literatura que trata dos efeitos de privatizações e da regulação no saneamento sobre o desempenho econômico do setor, além de efeitos sobre bem-estar, em especial, saúde e educação. Seroa da Motta e Moreira (2006) estimam como regulação e natureza do capital afetam o desempenho de operadoras de saneamento no Brasil. De acordo com os autores, que analisam dados de 1998 a 2002, a carência de regulação não estimularia avanços na fronteira tecnológica. No que se refere a impactos sobre bem-estar, Saiani e Azevedo (2018) investigam como distintas for-

mas de participação do capital têm impactos diferentes sobre indicadores de saúde e mostram que a privatização dos serviços reduz mortalidade e morbidade infantil. Scriptore et al. (2018) utilizam informações sobre concessões nos serviços de saneamento de 2000 a 2010 como variável instrumental para avaliar efeitos sobre educação. De acordo com os autores, a expansão no acesso ao setor tem impactos em diversas variáveis relativas à educação, tais como: frequência escolar, distorção idade-série e abandono escolar.

No que se refere à análise de políticas e mudanças institucionais, apenas Kresch (2020) investiga como a Lei de Saneamento, de 2007, afetou os incentivos a investir de companhias de saneamento estaduais e municipais. O autor mostra que essa lei resolveu incertezas relacionadas às responsabilidades de cada esfera sobre os investimentos em saneamento, eliminando os riscos de confiscos das companhias municipais pelos governos estaduais. Isso aumentou o investimento dos municípios em saneamento e reduziu mortalidade infantil. Nesse sentido, essa avaliação traz uma contribuição para a literatura, ao avaliar como uma política que estimulou o crédito de longo prazo para o setor teve impactos sobre variáveis relacionadas à saúde. Especificamente, este artigo contribui também ao ser uma das primeiras a analisar, de forma econométrica robusta, os impactos em variáveis de morbidade e em diversas faixas etárias, não apenas os impactos sobre mortalidade infantil ou em indicadores infantis de nascimento.

3. Arcabouço Institucional

No que se refere à estrutura de provisão de saneamento, o país conta com diferentes tipos de prestadores. Apesar de a titularidade do serviço pertencer aos municípios, a prestação do serviço pode ser direta ou indireta. No caso de indireta, a prestação é realizada por uma Companhia Estadual de Saneamento Básico (Cesb) ou por uma empresa privada, que possui a concessão sobre a prestação (Pimentel e Capanema 2018).

Um fator relevante para a realização de investimentos em saneamento é o acesso dos prestadores de serviços a fontes de recursos de longo prazo, adequadas aos elevados prazos de implantação e maturação dos investimentos no setor, bem como às externalidades sociais resultantes destes.

A ausência desses recursos de longo prazo vinha, historicamente, dificultando os investimentos na área. Logo, o setor passou por diversas mudanças institucionais a partir da metade dos anos 2000 (Pimentel e Capanema 2018). Essas alterações começaram com a Lei nº 11.445/2007, que estabeleceu diretrizes nacionais para o saneamento básico.¹

A Resolução nº 3.437 de 2007, e outras subsequentes, do CMN, permitiu o descontingenciamento de até R\$ 6 bilhões do orçamento para investimentos no setor. O então Ministério das Cidades selecionou projetos e permitiu a ampliação do acesso a crédito de longo prazo para entes públicos, de modo que pudessem realizar investimentos. A partir de 2009, houve uma elevação significativa no patamar dos recursos investidos (Sant'Anna et al. 2019). Apesar de a primeira Resolução ser de 2007, o crescimento nos investimentos ocorre a partir de 2009, quando os recursos contratados no âmbito do Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) começam a se refletir em desembolsos.

O PAC foi criado pelo Decreto nº 6025 de 2007. Em relação aos setores de água e esgoto, o PAC tinha como objetivos: (i) melhorar e expandir o abastecimento de água das áreas urbanas; investir em irrigação, estudos e projetos, e revitalização para ampliar a infraestrutura de abastecimento de água no Nordeste e regiões com escassez de água; e (ii) aumentar a cobertura de coleta e tratamento de esgoto, proteger os mananciais, despoluir cursos d'água e tratar os resíduos sólidos.

As dotações destinadas ao saneamento no PAC 1 (vigente de 2007 a 2010) e no PAC 2 (vigente de 2011 a 2014) foram respectivamente, de R\$ 40 bilhões e R\$ 45 bilhões. Esses recursos tiveram como fontes repasses do Orçamento Geral da União (OGU); financiamentos do BNDES e da Caixa Econômica Federal; e contrapartidas dos estados e municípios beneficiados.

Os projetos do PAC enfrentaram problemas em sua execução em razão de: (i) ausência de planejamento de médio e longo prazo dos prestadores; (ii) dificuldades em elaborar projetos e implementá-los; (iii) baixa capacidade de execução e acompanhamento dos investimentos; (iv) equipes reduzidas para elaboração de grande número de licitações simultâneas; (v) descon-

¹ Até então, vigia um sistema criado em 1971, quando foi estabelecido o Plano Nacional de Saneamento (Planasa), que tinha o objetivo de eliminar o déficit de abastecimento de água e esgotamento sanitário no país. É dessa época o desenho com forte financiamento do FGTS e utilização de Companhias Estaduais de Saneamento Básico.

tinuidade administrativa; (vi) dificuldades relativas à obtenção de licenças e a deficiências cadastrais de diversas ordens. Esses fatores ensejaram significativas alterações do orçamento inicialmente previsto e atrasos nas execuções das obras.

Ainda assim, houve elevação dos investimentos e da consequente provisão dos serviços de abastecimento de água e esgoto em virtude do descontingenciamento de crédito propiciado pelo PAC. De 2001 a 2007, as operações de crédito realizadas por entes públicos (da administração direta e indireta) foram regulamentadas pela Resolução nº 2.827 do CMN. Tal resolução estabelecia um limite global de R\$ 1 bilhão para operações de crédito de qualquer instituição do Sistema Financeiro Nacional com o setor público (excetuando Petrobrás e Eletrobrás). Esse limite, porém, foi rapidamente alcançado, retornando a uma situação de restrição de crédito.

A partir de 2007, como forma de possibilitar os investimentos do PAC, o descontingenciamento de recursos passou a ser realizado através da inserção de dispositivos na Resolução nº 2.827, estabelecendo novos limites setoriais. No caso do saneamento, a utilização desses montantes ocorria por meio de seleções de projetos feitas pela SNSA. Com isso, possibilitou-se o acesso dos entes públicos a crédito para investimento em projetos de saneamento. A seleção realizada pela SNSA levava em conta requisitos institucionais e legais dos prestadores (como a regularidade das concessões, no caso de delegação da prestação, a comprovação de regulação dos serviços etc.) e requisitos dos projetos (estabelecimento dos itens financiáveis, por exemplo).

4. Dados

4.1. Projetos de Saneamento

Como descrito na seção anterior, para fazer jus ao descontingenciamento de crédito pela União, os projetos de investimento deveriam ser encaminhados ao então Ministério das Cidades, que fazia uma seleção dos projetos baseados em critérios estabelecidos pela IN 03/2008 (e outras que a substituíram). Esse procedimento figurou como elemento central para que os prestadores de serviço em saneamento tivessem acesso a fontes de financiamento de longo prazo, notadamente via CEF e BNDES.

A listagem com todos os projetos selecionados entre 2007 e 2019 foi cedida pela SNSA, do Ministério do Desenvolvimento Regional, para que esta avaliação fosse realizada. A base de dados completa compreende 2.465 projetos selecionados de fevereiro de 2007 a setembro de 2019 e contempla informações sobre: agente financeiro responsável pelo crédito, tomador, município, estado e região, situação do contrato, valores de investimento, empréstimo, contrapartida e total desembolsado. Constatam ainda as datas de seleção, assinatura do contrato, início e fim das obras. Mesmo empresas privadas, quando tomaram recursos do FGTS, figuram na lista de projetos cedidos pela SNSA.

A Figura 1 apresenta os municípios que fazem parte dessa base de dados. Os municípios com projetos aprovados em água e esgoto se espalham por todas as regiões do país, embora exista uma concentração maior nos estados do Paraná e São Paulo, responsáveis por 49,7% do total de projetos.

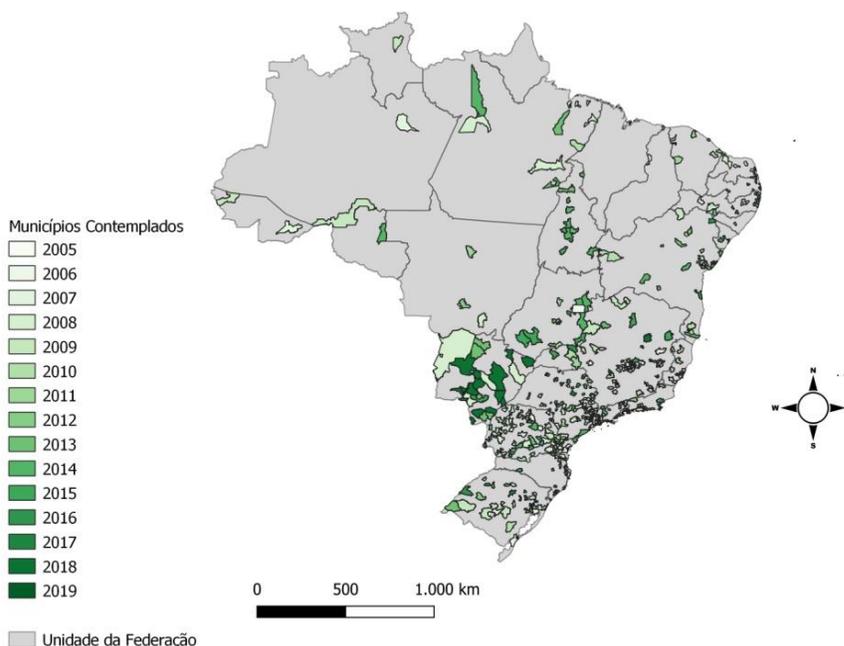


Figura 1 - Municípios que tiveram crédito aprovado para investimentos em abastecimento de água, esgotamento sanitário e saneamento integrado, por ano de início do investimento

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Secretaria Nacional de Saneamento.

Em relação aos valores de investimento, os projetos financiados por BNDES e CEF para água, esgoto e saneamento integrado, no período, somaram R\$ 57,2 bilhões a preços de 2019. Esse valor equivale a 41% do valor dos investimentos em água e esgoto extraídos da base de dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), no mesmo período.

Os projetos selecionados – 2.465, entre 2007 e 2019 – se inserem nas seguintes modalidades: abastecimento de água; desenvolvimento institucional; esgotamento sanitário; estudos e projetos; manejo de resíduos sólidos; manejo de águas pluviais; redução e controle de perdas; e saneamento integrado. Neste trabalho, o foco será nas modalidades abastecimento de água, esgotamento sanitário e saneamento integrado, que representam 1.689, ou 68,5% do total de projetos selecionados. As demais modalidades não são consideradas na análise, uma vez que os mecanismos de efeitos sobre a saúde são distintos daqueles referentes ao abastecimento de água e esgotamento sanitário. Desse modo, este artigo procura identificar os efeitos apenas dessas duas modalidades, em consonância com a literatura (Galiani et al. 2005; Fujiwara 2005; Alsan e Goldin 2019).

No que diz respeito à distribuição dos projetos entre os agentes financeiros, BNDES e CEF concentram a maior parte dos financiamentos, respondendo respectivamente por 20,7% (349 projetos) e 77,9% (1.316 projetos) do total de projetos financiados em água, esgoto e saneamento integrado. Por essa razão, o foco do estudo recai sobre os projetos financiados por essas duas instituições financeiras. Destes 1.665 projetos, 485 projetos foram cancelados ou não contratados no prazo. Com isso, restaram 1.180 projetos. Porém, apenas 669 haviam terminado as obras (e, portanto, tinham tempo de execução) quando da obtenção da base de dados.²

Conforme descrevem Sant'Anna et al. (2019), os projetos financiados por BNDES e CEF diferem em relação a diversas características, tais como tamanho e probabilidade de sobrevivência. Mais importante para este artigo, o tempo de execução médio de obra parece distinto de acordo com quem financia o investimento.

² Além de BNDES e CEF, outras instituições financeiras tiveram projetos de financiamento. No total, foram apenas 24 projetos financiados por Banrisul, BDMG, BRDE, Banco do Brasil e BTG Pactual (Sant'Anna et al. 2021).

A Figura 2 apresenta as densidades *kernel* relativas aos tempos de execução de obra dos projetos finalizados e apoiados por BNDES e CEF. Além disso, são apresentadas as médias do tempo de execução: a linha vertical sólida refere-se ao tempo médio de execução de obras financiadas pela CEF (56,9 meses), ao passo que a linha vertical pontilhada se refere aos projetos apoiados pelo BNDES (50,2 meses). Além da diferença nas médias, as curvas de densidade indicam que há uma concentração de obras com prazo mais longo na CEF.

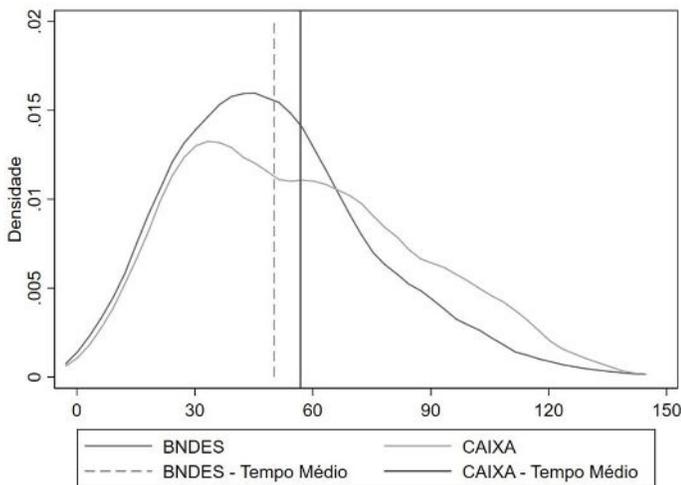


Figura 2 - Densidade kernel de tempo de obra em meses, por agente financeiro

Fonte: Elaboração própria a partir de dados cedidos pelo Ministério do Desenvolvimento Regional.

Esses resultados, no entanto, podem ser condicionais a diversos fatores, como tamanho do investimento, modalidade (água, esgoto ou saneamento integrado) e tipo de tomador (CESB, empresa privada ou prestadora municipal). Todos esses fatores podem afetar o tempo de execução de obra, em virtude de diferentes escalas, complexidades e capacidade de execução do tomador, por exemplo.

Diante disso, surge uma questão fundamental para este trabalho: o tempo de execução de obra financiada por BNDES e CEF é distinto, uma vez que se controla para variáveis que podem afetar a duração da execução, como tamanho do investimento, modalidade do investimento, características do município foco de investimento e data de início da obra?

Se houver variação exógena no tempo de execução da obra apenas por conta do financiador, uma vez controlado para as características dos projetos supracitadas, é possível estimar o efeito causal da conclusão de obras de saneamento sobre indicadores de saúde. A seção de estratégia empírica apresentará o racional utilizado para a identificação dos efeitos em mais detalhes.

4.2. *Dados de Internações Hospitalares*

Neste artigo, pretende-se avaliar os efeitos da ampliação da provisão de água e esgotamento sanitário em indicadores de saúde. As informações sobre indicadores de saúde foram obtidas com o Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Mais especificamente, obtivemos os dados de internações hospitalares do Sistema de Informações Hospitalares (SIH), de 2004 a 2018.

O SUS disponibiliza os microdados das internações hospitalares com uma diversidade de informações, tais como: data de nascimento, data de internação e de saída do hospital, diagnóstico da doença causadora da internação, com base na Classificação Internacional de Doenças (CID-10), além de município de residência da pessoa hospitalizada. Com base nesses dados, agregamos as informações, de modo a criar uma base de dados em painel, por município e mês, de janeiro de 2004 a dezembro de 2018.³ Assim, é possível estimar os efeitos do tratamento sobre diversas variáveis de saúde.

A Tabela 1 a seguir apresenta as estatísticas descritivas das principais variáveis utilizadas nesse artigo. Todas as variáveis de internações são ponderadas pela população anual do município (taxas por 100 mil habitantes), de acordo com as estimativas da população divulgadas pelo IBGE. A única exceção é a taxa de internações para bebês, em que ponderamos pelo número acumulado de nascidos vivos nos últimos 12 meses, no município. Essa taxa é expressa por 100 mil nascidos vivos. A variável pós-obra é uma

³ Embora o Sistema de Informações Hospitalares não cubra todo o universo de internações, pode-se argumentar que sua cobertura é significativa, uma vez que o SIH incorpora dados de hospitais públicos e hospitais privados conveniados com o governo. Além disso, cerca de 73% da população brasileira não possui plano de saúde (Souza Junior *et al.* 2021).

binária (*dummy*), que assume valor igual a 1 quando o município já teve a obra finalizada.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

	(1) N	(2) média	(3) desvio-padrão	(4) min	(5) max
Taxa de internações total	47.334	521,2	170,5	28,54	1.686
Taxa de internações de bebês	47.334	2.343	1.686	0	50.000
Taxa de internações de crianças	47.334	19,56	15,56	0	197,8
Taxa de internações de adultos	47.334	182,5	63,22	0	673,4
Taxa de internações de idosos	47.334	133,1	68,19	0	770,7
Cobertura de atenção básica	47.334	70,26	24,92	0	100
Precipitação média	47.334	3,709	2,901	0	30,35
Temperatura média	47.334	21,77	3,569	9,529	31,75
Umidade relativa média	47.334	79,42	9,945	32,99	98,84
Dummy Pós Obra estimada	47.334	0,408	0,491	0	1
Dummy Pós Obra efetiva	47.334	0,418	0,493	0	1

Nota: Elaboração dos autores. Os dados utilizados foram: dados do SIH de internações hospitalares; dados do DATASUS de número de pessoas cadastradas no Programa Saúde da Família; dados climáticos de Matsuura e Willmott (2018a) e Matsuura e Willmott (2018b); dados dos projetos de saneamento da SNSA.

São mantidos na amostra todos os municípios que tiveram algum projeto de saneamento relacionado a abastecimento de água, esgotamento sanitário ou saneamento integrado financiado pelo BNDES ou pela CAIXA, totalizando 343 municípios com indicadores de julho de 2007 a dezembro de 2018, em um período de 138 meses. Com isso, o total de observações na amostra é de 47.334.

4.3. Outros Dados

Os serviços de Atenção Básica são de extrema importância para explicar mortalidade em geral e, especialmente, mortalidade infantil (Rocha e Soares 2010). Como bons governos provavelmente investem em saneamento e atenção básica ao mesmo tempo, controles de cobertura populacional com atenção básica são incluídos no artigo. Os dados são do DATASUS e fornecem informações sobre a quantidade de pessoas cadastradas no pro-

grama Saúde da Família por município de julho de 2007 a dezembro de 2018. Essa informação é dividida pela população para chegar no percentual de população coberta com o programa.

Além disso, são utilizados dados de chuva e temperatura para controlar por possíveis pioras na saúde por choques climáticos. São usados os dados de Matsuura e Willmott (2018a) e Matsuura e Willmott (2018b) para construir uma medida de chuva e temperatura por município de 2007 a 2018. Esses dados trazem informações sobre chuva e temperatura de todo o globo em *grids* de 0.5°. Para transformar esses dados em dados municipais é feito o procedimento de, para cada município, utilizar a média das informações de chuva e temperatura dos 4 *grids* mais próximos do centroide do município.

Por último, são usados também dados de saneamento básico do Censo 2000 para coletar informações sobre as condições iniciais de saneamento de cada município. São usadas as informações sobre domicílios com saneamento por fossa e domicílios conectados à rede geral de esgoto.

5. Estratégia Empírica

A estrutura de dados em painel, com municípios recebendo obras finalizadas de saneamento em meses distintos, permite a utilização de um modelo de diferença-em-diferenças do tipo *staggered*. Nessa base de dados, todos os municípios são tratados em algum instante e o que se avalia é a diferença na trajetória de indicadores de saúde enquanto uns são tratados e outros, não. Com isso, é possível avaliar o impacto de uma intervenção que atinja a todos os indivíduos, desde que: (i) o momento de intervenção varie entre os indivíduos; (ii) quem recebe tratamento a cada intervenção seja selecionado de modo aleatório; e (iii) as tendências pré-tratamento sejam paralelas. Desse modo, os modelos a serem estimados seguem, de modo geral, a equação:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde, Y_{it} é a variável dependente na unidade (município) i , no mês t . O coeficiente β_1 mede o efeito da entrada em funcionamento de um projeto de abastecimento de água, esgotamento sanitário ou saneamento integrado. A variável D_{it} é uma *dummy* que indica que o município i passou a receber o tratamento, a partir do mês t . As variáveis α_i e λ_i são, respectivamente efeitos fixos de período e de unidade e permitem controlar para variações comuns a todas as unidades e para variáveis não observáveis fixas no tempo. Por fim, e_{it} é termo de erro do modelo. Os erros-padrão são corrigidos por *clustering* por município, de modo a permitir correlação serial dentro de cada município. Esse procedimento é especialmente importante nessa análise, uma vez que os dados são mensais.

Como se viu, uma condição fundamental para a validade da estratégia de identificação reside na exogeneidade do tempo de tratamento. Isto é, o tempo de execução de obra – que define o momento em que se inicia o tratamento – é endógeno à modalidade de projeto, à escala do investimento (mensurada pelo valor em Reais), às características intrínsecas ao município recipiente do projeto e à data de início do projeto. Assim, usar a data de final da obra para marcar o início do tratamento não seria adequado, em virtude dos problemas de endogeneidade supracitados.

A fim de resolver esse problema, em vez de utilizar a data efetiva do fim da obra como marcador do início do tratamento, estimamos o tempo de obra, sob a premissa de que condicional aos efeitos fixos introduzidos e controles adicionais, um investimento ser financiado por BNDES ou CEF é exógeno, com efeitos sobre o tempo total para finalizar o empreendimento. Assim, estimamos o tempo de obra com a seguinte equação:

$$TempodeObra_{im} = \beta_{BNDES} * BNDES_{im} + \alpha * X_{im} + \gamma_i + \lambda_m + \epsilon_{im} \quad (2)$$

Onde $BNDES_{im}$ é uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a obra é financiada pelo BNDES, para a modalidade i (esgotamento, água ou saneamento integrado) e município m , e 0 quando é financiada pela CEF; X é um vetor que contém valor do investimento (em logaritmo natural), participação do financiamento no investimento total e data de início da obra. Além disso, são inseridas *dummies* de modalidade do investimento e município. β_{BNDES} é o parâmetro a ser estimado que retoma o efeito do BNDES sobre o tempo de execução de obra. Os erros-padrão são corrigidos por *clustering* por tipo de tomador, pois pode haver correlação dos

erros em municípios operados por um mesmo tomador (e.g., a SABESP atua em vários municípios de São Paulo, e, conseqüentemente, os erros-padrão em municípios paulistas podem ser correlacionados).

A partir da equação, estimamos o tempo previsto de obra condicional às características do empreendimento e do município e usamos esse tempo previsto para, junto com a data do início da obra, calcular a data estimada do fim da obra, como na equação abaixo:

$$DataFimdeObra_i = DataInicioObra_i + TempodeObra_i \quad (3)$$

Onde a data estimada do fim de obra para o município i é a soma do início efetivo da obra com o tempo estimado. Em suma, usamos o fato de que – condicional aos controles de tamanho do investimento, data de início da obra, *dummy* de município e modalidade e participação do financiamento no valor total da obra – ser financiado pelo BNDES e, portanto, o tempo total da obra, é independente do termo de erro da equação a seguir. Com isso, pode-se argumentar a favor da exogeneidade no tempo de tratamento e, então, o seguinte modelo é estimado:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * PosObra_{it} + \gamma * X_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \alpha_t * DataInicioObra_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Onde $PosObra_{it}$ é uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando $DataFimdeObra_i \leq MesCorrente$. Trata-se, portanto, de um modelo de diferença-em-diferenças ajustado para que o tempo de tratamento seja, de fato, exógeno às características do município i e das características do investimento. Apesar de a data de início de obra poder ser influenciada por fatores endógenos, o modelo controla para um efeito fixo de tempo que depende da data do início da obra, representado na equação acima por $\alpha_t * DataInicioObra_i$. Com isso, acredita-se que a única diferença relevante entre os municípios de tratamento e os municípios de controle é a velocidade com qual as obras são finalizadas, que depende do agente financiador.⁴ Ou seja, a única diferença é que os municípios tratados pelo agente financiador BNDES terminam suas obras mais cedo que os municípios tratados

⁴ As duas instituições tendem a fornecer crédito com características relativamente similares em termos de prazo, taxa de juros e participação no total do investimento, bem como aspectos como regularidade fundiária, licenciamento ambiental, viabilidade do projeto, custos adequados ao setor, comprovação de uso dos recursos e acompanhamento da evolução física e benefícios sociais (Pimentel e Miterhof 2021).

pelo agente CAIXA, possibilitando usar esses últimos como municípios de controle enquanto suas obras não terminam.

Para gerar evidência que ajude a confirmar que essa última afirmação é verdadeira, serão rodadas regressões usando como variável dependente diferentes características do município para ver se há uma correlação entre essas características e a *dummy* de BNDES, ou seja, o fato de aquele município escolher o BNDES como agente financiador. Essas regressões terão o mesmo formato e as mesmas variáveis de controle que a regressão da equação 2, onde a variável dependente era o tempo de obra. A hipótese é que o BNDES acelera o tempo de obra, mas não tem correlação com as demais características do município. São usadas como variáveis dependente o logaritmo natural da população de 2007, o logaritmo natural do número de nascidos vivos em 2007, o percentual dos domicílios com água adequada pelo Censo 2000, o percentual dos domicílios com esgoto adequado pelo Censo 2000 e as taxas de pobreza de 1991 e de 2000.

Além do efeito médio, também pretende-se estimar efeitos heterogêneos. Afinal, é possível que os efeitos sejam distintos de acordo com a modalidade do investimento (se abastecimento de água ou esgotamento sanitário), bem como por tipo de prestador de serviço. Desse modo, será estimada a equação:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * \widehat{PosO}bra_{it} + \beta_2 * \widehat{PosO}bra_{it} * Tipo_i + \gamma * X_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \alpha_t \quad (5) \\ * DataInicioO}bra_i + \epsilon_{it}$$

Onde $Tipo_i$ refere-se à heterogeneidade a ser investigada (modalidade do investimento ou tipo de prestador de serviço) e os demais itens da equação são os mesmos já apresentados.

Adicionalmente, em virtude da estrutura de *staggered* diferença-em-diferenças nos dados utilizados neste artigo, também foram estimados modelos do tipo *event-study*. Esses modelos em geral são estimados de acordo com a equação a seguir:

$$Y_{it} = \sum_{k=-K+1}^{-2} \gamma_k^{lead} D_{it}^k + \sum_{k=0}^L \gamma_k^{lag} D_{it}^k + \gamma X_{it} + \alpha_t + \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Onde D_{it}^k é uma variável *dummy* que assume valor igual a 1 se a unidade tratada está a k unidades de tempo do tratamento (no nosso caso, definido pela variável estimada de data de fim da obra). As variáveis que estão multiplicando coeficientes com sobrescritos “*lead*” captam possíveis efeitos antecipatórios das obras e funcionam como teste placebo sob a hipótese de que não existem esses efeitos antecipatórios (é esperado que esses coeficientes não sejam estatisticamente significantes). Já as variáveis que multiplicam os coeficientes com sobrescritos “*lag*” captam efeitos da obra de saneamento ao longo do tempo.

Entretanto, Callaway e Sant'Anna (2021) mostram que as estimações tradicionais de *event-study* por efeitos fixos resultam em estimadores viesados do verdadeiro efeito dinâmico das intervenções analisadas por este método. Em substituição ao método acima, os autores propõem um método parecido, mas com uma correção. Para cada período são usados os ainda não tratados como grupo de comparação. Portanto, não é preciso um grupo que nunca tenha sido tratado, desse modo, todos os períodos podem ser considerados na regressão, inclusive aquele imediatamente anterior ao tratamento.

As estimações de *event-study* deste trabalho consideram, portanto, as correções para efeitos dinâmicos e heterogeneidade no tratamento, conforme proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). Para esse teste, os dados serão agregados para a periodicidade anual. Isso foi necessário devido ao aumento de necessidade de capacidade computacional para rodar esse método. Com essa agregação anual, os resultados pré e pós-obra também ficam mais claros e de fácil entendimento gráfico.

6. Resultados

6.1. Estágio Zero - Tempo de Obra

A Tabela 2 apresenta os resultados da estimação do efeito do BNDES sobre o tempo de execução de obra em projetos de água e esgoto, de acordo com a equação 2. Na coluna (1), estima-se a correlação simples entre tempo de obra e financiamento do BNDES. O coeficiente estimado equivale à diferença simples de médias – 6,7 meses. As colunas (2) e (3)

adicionam, respectivamente, o valor do investimento e a participação do agente financeiro no total investido. Com isso, o coeficiente estimado passa a ser significativo e de maior magnitude, de 11,7 a 11,9 meses. As colunas seguintes adicionam, respectivamente, data do início da obra, *dummy* de modalidade e *dummy* de município do projeto. Os resultados permanecem significativos e com importante magnitude: na especificação mais completa, o efeito estimado sobre o tempo de obra é de 17,4 meses, quase um ano e meio a menos.

Tabela 2 - Efeito do BNDES sobre o tempo de obra

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tempo de Obra	Tempo de Obra	Tempo de Obra	Tempo de Obra	Tempo de Obra	Tempo de Obra
Dummy de BNDES	-6,667 (4,926)	-11,962 (3,610)***	-11,715 (3,451)***	-12,219 (2,979)***	-12,656 (2,829)***	-17,389 (3,885)***
Ln do Investimento		6,795 (1,230)***	6,522 (1,105)***	6,371 (0,941)***	6,166 (0,883)***	7,168 (1,848)***
% de Financiamento no Valor do Investimento			-21,487 (9,417)**	-9,311 (11,313)	-9,799 (11,242)	-20,663 (18,929)
Data do início de obra				-0,011 (0,002)***	-0,011 (0,002)***	-0,011 (0,004)**
Observações	669	669	669	669	669	669
R-squared	0,012	0,142	0,157	0,245	0,252	0,691
Dummy de Modalidade	N	N	N	N	S	S
Dummy de Município	N	N	N	N	N	S
Cluster	Tomador	Tomador	Tomador	Tomador	Tomador	Tomador
Número de clusters	99	99	99	99	99	99

Nota: A variável dependente, tempo de obra, é medida em meses. Além da variável binária referente a BNDES, controla-se para valor do investimento, participação do financiamento no investimento total, data de início da obra, modalidade e município da intervenção. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Tendo estabelecido a relação do tempo de obra com a *dummy* de BNDES, é importante mostrar que as demais características dos municípios não têm essa mesma correlação, ou seja, que as características do município são independentes da *dummy* de BNDES. A Tabela 3 apresenta os resultados das regressões que testam a correlação das características dos municípios com essa *dummy*. Percebe-se que, controlando para a data do início da obra e os outros controles utilizados na equação 2, nenhuma das características municipais é estatisticamente correlacionada com a *dummy* de BNDES, ao

contrário do caso da variável “tempo de obra”, que a Tabela 2 mostrava ser correlacionada com essa *dummy*. Esses resultados reforçam a hipótese de que a escolha do BNDES e não da Caixa como agente financiador é independente das características dos municípios e que, portanto, a *dummy* de BNDES pode ser utilizada como variação exógena da data de fim da obra.

Tabela 3 - Correlação entre BNDES e características do município

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	População	Nascidos Vivos	Água Adequada	Esgoto Adequado	Pobreza 1991	Pobreza 2000
Dummy de BNDES	-0,059 (0,189)	-0,133 (0,182)	1,297 (2,218)	-2,217 (3,815)	0,765 (2,765)	-1,388 (2,015)
Observações	669	669	669	669	669	669

Nota: A variável dependente utilizada é sempre a do título da coluna à qual os números se referem. Além da variável binária referente a BNDES, controla-se para valor do investimento, participação do financiamento no investimento total, data de início da obra, modalidade e município da intervenção. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

6.2. Resultados Principais

A Tabela 4 apresenta os resultados para o modelo estimado com a data efetiva do fim de obra, ou seja, o modelo de acordo com a equação 1. Neste caso, a tabela mostra que os municípios que finalizam obras de saneamento básico aumentam suas taxas de internações (os coeficientes são positivos, embora não sejam estatisticamente significantes). Entretanto, esses resultados claramente acontecem por conta de correlação espúria entre esses investimentos e indicadores de saúde e não por uma relação causal. Por exemplo, é provável que municípios em melhores situações de saúde ou com melhores governos façam investimentos em saneamento ou terminem suas obras antes dos demais. O mais provável também é que esses municípios em melhor situação tenham uma tendência natural de melhorar menos que os municípios onde a situação é muito ruim, o que traria os resultados mais para próximo do zero, ou até reverteria o sinal. De fato, a literatura mostra que mortalidade infantil cai mais em lugares onde ela é mais alta (Rocha e Soares 2010; Galiani *et al.* 2005). Como indicadores de morbidade têm alta correlação com os de mortalidade, o mesmo acontece para estes indicadores. Portanto, os resultados da tabela são influenciados por essa tendência de convergência natural dos indicadores e sua correlação com os investimentos em saneamento.

Tabela 4 - Efeito de projetos de saneamento sobre taxa total de internações hospitalares, por faixa etária

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Total	[0-1a]	[1-5a]	[15-59a]	>60a
Pós-Obra	4,077 (3,539)	18,535 (29,358)	0,366 (0,373)	0,597 (1,402)	1,233 (1,269)
Observações	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
EF de Município e Mes x Ano	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	S	S	S	S	S
Controle Climáticas	S	S	S	S	S
Tendência de Início da Obra	S	S	S	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município, com exceção da coluna (2). Na coluna (2), as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a data efetivamente observada de final da obra é inferior ao mês corrente. Além da variável independente de interesse, controla-se para efeitos fixos de município, de tempo, da interação entre tempo e unidade da federação, além dos controles para oferta de saúde e clima e uma tendência específica para a data de início da obra. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

A estratégia empírica descrita na seção 5, portanto, resolve esse problema, ao encontrar uma variação exógena para a data de fim de obra e controlar para a tendência que depende da data do início da obra. Ou seja, condicional à data de início de obra, o que difere os municípios de tratamento e controle é o tempo que eles levam para terminar suas obras por conta da instituição financiadora dos empréstimos.

A Tabela 5 mostra os resultados com esse ajuste da data do fim de obra estimada de acordo com a instituição de empréstimo. A tabela apresenta os resultados do impacto dos investimentos na taxa de internação total e por faixas etárias selecionadas. A coluna (1) mostra os resultados na taxa de internação total. Os coeficientes estimados apontam para uma relação negativa entre fim das obras de saneamento e internações hospitalares. A magnitude dos coeficientes é importante e aponta para um efeito de 0,7% a 1,1% da média da variável dependente (565,83). Esses resultados, no entanto, apresentam significância estatística apenas a 10%. De todo modo, considerando-se que os efeitos estimados são para todas as idades e tipos

de doença, pode-se considerar que sejam relevantes. Tendo em vista que alguns grupos etários são mais vulneráveis em relação à saúde, notadamente idosos e bebês, o próximo passo é investigar os efeitos da melhoria de saneamento básico, por faixa etária. Na coluna (2), são estimados os efeitos sobre as internações de bebês de 0 a 1 ano de idade. A coluna (3) estima os efeitos para crianças de 1 a 5 anos. Na coluna (4), temos os efeitos para a taxa de internações de pessoas de 15 a 59 anos. A última coluna apresenta os efeitos estimados para pessoas acima de 60 anos. A taxa de internações em bebês é ponderada pelo número de nascidos vivos nos 12 meses anteriores, em vez de a população total do município.

Tabela 5 - Efeito de projetos de saneamento sobre taxa total de internações hospitalares, por faixa etária

	(1) Total	(2) [0-1a]	(3) [1-5a]	(4) [15-59a]	(5) >60a
Pós Obra	-6,004 (3,521)*	-95,158 (28,081)***	-0,492 (0,247)**	-1,002 (1,442)	-2,082 (1,222)*
	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
Obs.					
EF de Município e Mes x Ano	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	S	S	S	S	S
Controle Climáticas	S	S	S	S	S
Trend Início da Obra	S	S	S	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município, com exceção da coluna (2). Na coluna (2), as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a data estimada de final da obra é inferior ao mês corrente. Além da variável independente de interesse, controla-se para efeitos fixos de município, de tempo, da interação entre tempo e unidade da federação, além dos controles para oferta de saúde e clima e uma tendência específica para a data de início da obra. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Os efeitos estimados são negativos para todas as faixas etárias, embora não significativos para adultos (faixa entre 15 e 59). Quando se considera a magnitude dos efeitos, chama a atenção o resultado para bebês: municípios tratados estão associados a uma redução de 4,0% da média da taxa de internações hospitalares de bebês (2.372,28) até 1 ano de idade. Para crianças de 1 a 5 anos, o coeficiente estimado representa uma redução de 2,2% na taxa de internação, ao passo que para idosos, o efeito é de uma redução de 1,5%.

6.3. Efeitos por Condições de Saúde

Na subseção anterior, foram apresentados os impactos dos investimentos em saneamento sobre internações totais e por faixa etária. Identificou-se também que os efeitos mais relevantes foram encontrados para a faixa etária de 0 a 1 ano de idade e agregando todas as idades. Portanto, daqui em diante, serão mantidas para as demais regressões apenas as especificações para todas as idades e para os bebês de até 1 ano de idade. De fato, a maior parte da literatura sobre efeitos de água e esgoto se concentra nessa faixa etária por ser a mais vulnerável a doenças relacionadas ao saneamento, pois seu sistema imunológico ainda não é plenamente desenvolvido e por ter menos condições de cumprir táticas de comportamento que evitam certas doenças (Galiani et al. 2005; Fujiwara 2005).

Além disso, a literatura também se concentra em estudar os principais tipos de doenças que são afetados por saneamento básico. A maior parte da literatura encontra efeitos principalmente em doenças infecciosas e parasitárias (Galiani et al. 2005). O impacto de saneamento em doenças respiratórias também tem respaldo na literatura internacional, que demonstra a importância da disponibilidade de água, esgoto e higienização das mãos para a ocorrência de doenças respiratórias (Swarthout 2020).

Como reaprendemos com a pandemia do COVID-19, a manutenção de mãos higienizadas é fundamental para deter a dispersão de diversos vírus. O mesmo vale para o vírus causador da Influenza, por exemplo. De fato, Hennessy (2008) encontra efeitos sobre hospitalizações por pneumonia e influenza, além de outras doenças respiratórias e de pele, em locais com pior provisão de água. Na mesma linha, Watson (2006) também encontra uma redução importante na ocorrência de doenças respiratórias em bebês de até um ano decorrentes de investimentos em saneamento em reservas indígenas nos Estados Unidos.

Por último, a literatura tem feito um esforço em agregar as doenças relacionadas a um saneamento ambiental inadequado (DRSAI). A classificação de DRSAI de Cairncross e Feachem (1993), portanto, é utilizada para fazer um teste mais refinado e específico sobre os efeitos dos investimentos em saneamento feitos no Brasil a partir do descontingenciamento de crédito e as internações por doenças que fazem parte desta classificação.

Além dos efeitos gerais sobre internações hospitalares, portanto, é importante compreender quais condições de saúde são mais afetadas por políticas de melhorias de saneamento. Obter resultados significativos sobre os tipos de doença esperados (doenças infecciosas e parasitárias, doenças respiratórias e DRSAI), mas não para os outros tipos, funcionaria também como um teste de robustez. Nesse sentido, a Tabela 6 apresenta os resultados estimados para as seis condições de saúde mais prementes em internações hospitalares: doenças infecciosas e parasitárias, neoplasmas, doenças circulatórias, respiratórias, digestivas e causas externas. Além disso, acrescenta-se uma coluna com os efeitos dos investimentos sobre uma agregação de doenças relacionadas a um saneamento ambiental inadequado (DRSAI), usando a classificação de Cairncross e Feachem (1993). O Painel A apresenta os resultados para internações de todas as idades, ao passo que o Painel B apresenta os resultados estimados apenas para bebês.

Tabela 6 - Efeito de projetos de saneamento sobre taxa de internações hospitalares, condição de saúde

	(1) Infecciosas e parasitárias	(2) Neoplasmas	(3) Circulatórias	(4) Respiratórias	(5) Digestivas	(6) Causas Externas	(7) DRSAI
Painel A - Todas as idades							
Pós Obra	-1,172 (0,604)*	0,239 (0,447)	-1,158 (0,542)**	-1,639 (0,654)**	-0,624 (0,489)	-0,021 (0,042)	-0,607 (0,288)**
Painel B - [0-1a]							
Pós Obra	-18,484 (11,429)	-1,024 (1,040)	-0,813 (0,735)	-44,083 (17,265)**	-0,960 (2,625)	0,068 (0,072)	-7,898 (4,713)*
Observações	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
EF de Município e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	S	S	S	S	S	S	S
Controle Climáticas	S	S	S	S	S	S	S
Trend Início da Obra	S	S	S	S	S	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município. Para bebês, as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a data estimada de final da obra é inferior ao mês corrente. Além da variável independente de interesse, controla-se para efeitos fixos de município, mês x ano e tempo x unidade da federação, atenção básica e variáveis climáticas, além de uma tendência específica para a data de início da obra. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

No Painel A, que se refere aos efeitos sobre toda a população, é possível observar que os coeficientes estimados são significativos para doenças do tipo que é esperado que saneamento tenha efeito, como, por exemplo, doenças infecciosas e parasitárias e doenças respiratórias. A magnitude dos coeficientes mostra a relevância de políticas de saneamento para a saúde: estimam-se impactos de 3,3% e 2,3% da média de internações de doenças infecciosas e respiratórias, respectivamente, e um impacto de redução 4,3% das internações por DRSAI. Além disso, em doenças onde não se espera nenhum efeito, como por exemplo as neoplasias e causas externas, de fato os coeficientes são não significativos. Já no Painel B, referente às internações de bebês, a magnitude dos coeficientes estimados é importante para doenças infecciosas e respiratórias e para as DRSAI: 6,0%, 5,1% e 4,8% da média das respectivas taxas de internação hospitalar. No entanto, apenas o coeficiente estimado para doenças respiratórias e para as DRSAI são estatisticamente significativos. Os coeficientes sobre neoplasias e causas externas também mostram que saneamento não tem efeito em internações deste tipo de doenças para bebês, aumentando a confiança na robustez dos resultados.

De todos os resultados encontrados, apenas o coeficiente de doenças circulatórias para todas as idades agregadas é estatisticamente significativa de forma inesperada. Entretanto, como apenas um de tantos testes de robustez apresentou resultado inesperado, assume-se que está dentro do intervalo esperado de testes que serão rejeitados mesmo que a hipótese nula seja verdadeira (existe sempre uma probabilidade de que isso ocorra, a probabilidade de se cometer um erro do tipo I).

6.4. *Heterogeneidade*

Além dos efeitos gerais sobre saúde, é importante compreender como esses efeitos podem ser heterogêneos em algumas dimensões: (i) modalidade de investimento (água, esgoto e saneamento integrado); (ii) tipo de tomador do empréstimo; (Companhias Estaduais de Saneamento Básico, as CESBs; Estado; Município ou Companhia Privada)^{5,6}; (iii) nível de precipitação; (iv) pobreza; e (v) região do país. Nesse sentido, nesta subseção, são ana-

⁵ Empresas privadas que tomaram recursos do FGTS também figuram na lista de projetos da SNSA.

⁶ Os projetos divididos em 346 municípios dividem-se por tomadores de modo que 241 são de CESBs, 33 de estados, 51 de municípios e 21 de empresas privadas.

lisadas as heterogeneidades – para a população total e para bebês de até 1 ano – listadas acima.

A Tabela 7 apresenta os resultados estimados para o total de internações da população geral e para bebês. As colunas (1) e (2) apresentam os resultados para heterogeneidade por modalidade de investimento. Nas colunas (3) a (6), analisa-se os efeitos por tipo de tomador do financiamento (e responsável pelo investimento). As colunas (1), (3) e (4) referem-se ao total de internações hospitalares na população, ao passo que as colunas (2), (5) e (6) referem-se às internações de bebês.

Tabela 7 - Heterogeneidade por modalidade de investimento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Todas as idades	Bebês	Todas as idades	Bebês	Todas as idades	Bebês
Pós obra	-5,941 (4,925)	-65,635 (38,735)*	-10,337 (4,918)**	-19,784 (9,932)**	-156,170 (34,628)***	-206,440 (63,952)***
Pós obra x Água	-1,645 (7,875)	-51,928 (60,885)				
Pós obra x Saneamento integrado	2,703 (7,501)	-24,573 (53,111)				
Pós obra x Estado			24,200 (13,488)*	33,133 (15,931)**	139,068 (88,968)	175,962 (100,338)*
Pós obra x Município			-0,939 (8,148)	7,962 (11,738)	123,074 (54,366)**	164,892 (70,571)**
Pós obra x Privado			22,154 (7,783)***	31,319 (10,741)***	261,477 (58,392)***	304,877 (78,333)***
Pós obra x CESB (SP e PR)				14,480 (11,336)		70,645 (73,959)
Obs.	47.058	47.058	47.058	47.058	47.058	47.058
EF de Município e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	S	S	S	S	S	S
Controle Climáticas	S	S	S	S	S	S
Trend Início da Obra	S	S	S	S	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município. Para bebês, as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a data estimada de final da obra é inferior ao mês corrente. Os coeficientes de interação refletem a heterogeneidade de acordo com o tipo de modalidade de investimento e tipo de tomador responsável pelo investimento. Além da variável independente de interesse, controla-se para efeitos fixos de município, de tempo, da interação entre tempo e unidade da federação, além de uma tendência específica para o tamanho do investimento e uma tendência específica para a data de início da obra. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Os resultados das heterogeneidades nas colunas (1) e (2) são relativos aos investimentos em esgotamento sanitário. Em outras palavras, um coeficiente positivo da interação entre as variáveis de pós obra e de saneamento integrado, por exemplo, significa que as taxas de internação seriam maiores em municípios que passaram por obras de saneamento integrado do que em municípios que passaram por obras de esgotamento sanitário. Nesse sentido, os resultados estimados revelam pouca heterogeneidade entre as modalidades de investimento. Os coeficientes das interações não são estatisticamente distintos de zero. Não há, portanto, diferença significativa entre as modalidades de investimento sobre as taxas de internações da população e tampouco de bebês.

Nas colunas seguintes, são estimados efeitos heterogêneos por tipo de tomador do empréstimo. Os resultados das interações devem ser comparados aos resultados dos projetos levados a cabo por CESBs.⁷ De modo geral, os resultados apontam para efeitos mais importantes em investimentos realizados por CESBs. Mesmo condicionando para efeitos fixos de municípios – ou seja, mesmo considerando variáveis não observáveis de cada localidade –, parece importante a capacidade de investir e operar da prestadora do serviço. Assim, investimentos operados por CESBs parecem ter um desempenho melhor nos indicadores de saúde do que os demais tipos de tomadores, como se observa nas colunas (3) e (5).

Há que se reconhecer, contudo que SANEPAR e SABESP, duas CESBs com capacidade de operar reconhecida, respondem por 60% dos projetos de CESBs. Assim, é possível que esses resultados decorram dos projetos operados pelas duas companhias. A fim de testar essa hipótese, as colunas (4) e (6) adicionam uma interação do tratamento (variável de pós-obra) com uma *dummy* para SABESP e SANEPAR. Os resultados indicam que os efeitos encontrados não são dominados pelas CESBs de São Paulo e Paraná. Na verdade, embora não seja significativo, o resultado da interação é positivo, o que sinaliza que os resultados advêm das demais CESBs.

Uma possível interpretação para esse resultado reside no fato de que as CESBs têm uma prestação regionalizada e ampla, atendendo quase 70% da população brasileira e abrangendo municípios de alta e baixa rentabilidade. As concessões privadas atuais são quase sempre municipais, o que enseja a necessidade de obter retorno do projeto apenas por meio da prestação de serviços naquela localidade específica. Os investimentos das CESBs, por

⁷ A interação omitida é entre Pós Obra e CESBs.

sua natureza regionalizada, ocorrem também em localidades pouco ou nada rentáveis e sua rentabilidade total é garantida pela prestação conjunta com localidades rentáveis, realizando o que se chama de subsídio cruzado. Os locais menos rentáveis, por sua vez, tendem a ser aqueles onde a população e o atendimento de água e esgoto são mais carentes, o que sugere ser razoável que façam mais diferença na redução de internações hospitalares, sobretudo de bebês.

De fato, se essa interpretação é válida, deveríamos observar efeitos mais importantes em municípios mais pobres. A Tabela 8 apresenta heterogeneidade em três dimensões: nível médio anual de precipitação, nível de pobreza em 2000 e por região. Em relação ao nível médio de precipitação, a estimação aponta para efeitos positivos sobre internações de bebês. A interação entre nível de chuva e término da obra apresenta um efeito negativo, embora não significativo para as internações hospitalares em bebês. Embora não reportado na tabela, esses efeitos são significativos nas internações de bebês por doenças digestivas.⁸

Em relação à heterogeneidade por nível de pobreza, os coeficientes nas colunas (3) e (4) apontam para efeitos ainda mais importantes em municípios mais pobres. Embora não significativo para internações gerais, o coeficiente estimado para bebês é negativo e estatisticamente significativo. Estima-se que municípios com mais de 8,1% da população na pobreza já têm resultados importantes na redução das taxas de internação. Esse resultado reforça o potencial de saneamento básico para redução de desigualdade e justiça ambiental. A análise regional, tomando a região Sudeste como base, aponta para efeitos ainda mais importantes nas regiões Centro-Oeste e Norte para, respectivamente, internações gerais e de bebês.

⁸ Os resultados podem ser enviados pelos autores.

Tabela 8 - Heterogeneidade por condições iniciais e regiões

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Todas as idades	Bebês	Todas as idades	Bebês	Todas as idades	Bebês	Todas as idades	Bebês
Pós obra	-8,993 (3,921)**	-75,865 (32,762)**	0,340 (6,964)	66,408 (55,049)	-7,650 (4,125)*	-68,372 (35,986)*	-13,783 (9,609)	-223,728 (67,277)***
Precipitação média	-0,599 (0,366)	7,743 (3,681)**						
Pós obra x Precipitação média	0,884 (0,474)*	-5,704 (4,920)						
Pós obra x Pobreza em 2000			-0,322 (0,335)	-8,206 (2,653)***				
Pós obra x Dummy N					15,961 (38,291)	-465,279 (122,503)***		
Pós obra x Dummy NE					-12,639 (11,572)	8,633 (109,746)		
Pós obra x Dummy S					14,953 (8,674)*	-56,515 (62,864)		
Pós obra x Dummy CO					-37,635 (16,849)**	-171,542 (120,055)		
Pós obra x Esgoto Adequado							4,794 (8,587)	67,770 (66,322)
Pós obra x Água Adequada							5,266 (9,298)	98,748 (58,751)*
Obs	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
EF de Município e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	S	S	S	S	S	S	S	S
Controle Climáticas	S	S	S	S	S	S	S	S
Trend Início da Obra	S	S	S	S	S	S	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município. Para bebês, as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma *dummy* que assume valor igual a 1 quando a data estimada de final da obra é inferior ao mês corrente. Os coeficientes de interação refletem a heterogeneidade de acordo com as condições iniciais de pobreza e tratamento de água e esgoto e de acordo com as regiões. Além da variável independente de interesse, controla-se para efeitos fixos de município, mês x ano e tempo x unidade da federação, além de uma tendência específica para o tamanho do investimento e uma tendência específica para a data de início da obra. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$.

Por fim, as colunas (7) e (8) trazem os resultados para a heterogeneidade por condições iniciais de instalações de água e esgoto. São utilizados dados de cobertura adequada de esgoto e abastecimento adequado de água, com base no Censo do ano 2000, prévio à amostra utilizada nas regressões principais. Considera-se um domicílio que possua fossa ou rede coletora de esgoto e conectado à rede geral de água como sendo provido de forma adequada para esgoto e água, respectivamente. As colunas (7) e (8) mostram os resultados considerando a interação entre o tratamento e uma *dummy* se o município estava acima da mediana do país no que se refere a coberturas adequadas de água e esgotamento sanitário. Como se observa, o efeito é maior nos municípios onde a situação inicial de cobertura de saneamento era pior. Embora seja significativo apenas para o caso da situação de água adequada, todos os coeficientes apontam para a mesma direção, confirmando as regressões que mostravam que o efeito era maior para municípios mais pobres.

6.5. Robustez

Conforme discutido na seção 5, a estimação por mínimos quadrados ordinários para estudos de eventos pode acarretar em estimadores inconsistentes em virtude da ocorrência de efeitos dinâmicos e heterogêneos do tratamento. Desse modo, nessa seção, apresenta-se um exercício de robustez baseado em modelo proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). Tendo em vista a exigência computacional para lidar com dados mensais e diversos períodos de tratamento, optou-se por trabalhar com dados anualizados. A Figura 3, a seguir, apresenta os resultados estimados para o *event-study* da taxa de internações respiratórias para bebês de até 1 ano de idade.

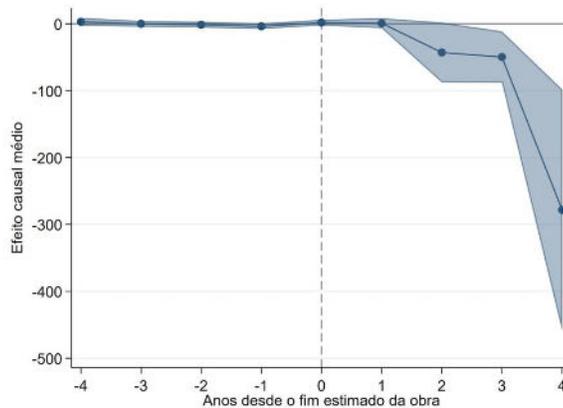


Figura 3 - Event-study de taxa de internação de bebês

Notas: O *event-study* segue a equação 6 e a variável dependente é a taxa de internação de bebês de até um ano. O exercício foi baseado no modelo proposto por Callaway e Sant'Anna (2021). Tendo em vista a exigência computacional para lidar com dados mensais e diversos períodos de tratamento e também levando em conta que, neste caso, o gráfico ficaria com uma visualização com muito ruído, optou-se por trabalhar com dados anualizados. O intervalo de confiança é de 95%.

Os resultados do *event-study* reforçam a hipótese de identificação, uma vez que é a diferença nos coeficientes dos municípios tratados e controle antes do fim da obra não é diferente de zero e ficam negativos após o início da intervenção. Ao final de 4 anos, os efeitos estimados são de cerca de 300 internações por 100 mil bebês a menos.

Sumarizando, os resultados deste artigo apontam que municípios tratados possuem um efeito estimado de 0,7% a 1,1% da média da taxa de internações total. Quando se avalia a distribuição dos efeitos por faixa etária, os bebês de até 1 ano representam a faixa da população mais afetada. A taxa de internação hospitalar reduz-se em cerca de 4,0% da média de internações em municípios tratados.

Os efeitos da ampliação da cobertura de saneamento, todavia, não são homogêneos entre os diferentes tipos de doença. De fato, os resultados encontrados mais importantes são para doenças infecciosas e parasitárias, doenças respiratórias e doenças relacionadas a saneamento ambiental inadequado (DRSAI), especialmente em bebês. A magnitude dos coeficientes estimados é importante para doenças infecciosas, respiratórias e para as

DRSAI: 6,0%, 5,1% e 4,8% da média das respectivas taxas de internação hospitalar. Como mencionado anteriormente, esses efeitos sobre doenças respiratórias em bebês encontram respaldo na literatura internacional (Swarthout 2020). Para o Brasil, Mattos et al. (2019) também encontram efeitos na redução de internações por doenças respiratórias agudas. De acordo com os autores, a magnitude do efeito é tal que um aumento de 1 desvio-padrão no acesso à água reduz internações infantis em 0,11 desvio-padrão. No nosso caso, ser um município tratado implica redução em internações por doenças respiratórias em 0,04 desvio-padrão.

Em seguida, foram analisados efeitos heterogêneos para o tipo de modalidade do investimento (abastecimento de água, esgotamento sanitário e saneamento integrado). Os resultados estimados apontam para poucas diferenças nos efeitos sobre saúde. Em suma, parece não haver heterogeneidades importantes entre as distintas modalidades, apesar de a carência na provisão de esgotamento sanitário ser muito maior. Nesse sentido, os resultados encontrados são diversos daqueles em Alsan e Goldin (2019), que observam um efeito combinado de investimentos em água e esgoto ainda maior. Note-se, contudo, que o contexto geográfico e histórico é completamente distinto, uma vez que as autoras analisam os efeitos da expansão do saneamento básico na região de Boston, entre 1880 e 1920. No que diz respeito a efeitos heterogêneos de acordo com a natureza do capital da operadora de saneamento, Saiani e Azevedo (2018) encontram um efeito de privatizações de redução de internações hospitalares gerais de 0,6 ponto percentual na probabilidade de ser hospitalizado.

De modo geral, no entanto, nossos resultados estão alinhados com a literatura, que documenta efeitos positivos sobre a saúde, seja em mortalidade, condições de bebês ao nascer ou morbidade, de melhorias nos sistemas de abastecimento de água e esgoto.

7. Conclusão

Este artigo apresentou novas estimativas sobre a relação entre saneamento básico e internações hospitalares, a partir de uma variação exógena no tempo de execução de projetos de investimento do setor. Os efeitos são de magnitude relevante e apontam para a redução de taxas de internações hospitalares, sobretudo para bebês, crianças até 5 anos e idosos com mais de 60 anos. Há, portanto, evidências de que as externalidades do setor são importantes no que diz respeito à saúde. Tendo em vista essas externalidades e o fato de que muitas vezes esses projetos são indivisíveis, o financiamento público, inclusive com subsídio, muitas vezes se faz necessário, sobretudo em áreas mais carentes.

A estratégia empírica do artigo procura lidar com o problema do viés de seleção, ao buscar variações exógenas no *timing* dos investimentos e seus efeitos sobre a saúde da população. Ainda assim, os efeitos estimados são restritos à subpopulação de municípios que investiram em saneamento em algum momento do tempo, o que limita o cálculo do efeito sobre toda a população de municípios brasileiros (para encontrar o efeito causal, ou seja, ter validade interna, perde-se um pouco da validade externa). Além disso, como a comparação é feita entre municípios que terminaram suas obras primeiro, contra municípios que terminaram suas obras depois – um período de intervalo não tão longo – não é possível investigar efeitos em variáveis que se modificam em prazos mais longos, como mortalidade por exemplo.

Uma possível extensão para este trabalho seria, portanto, encontrar uma variação exógena que permitisse encontrar os efeitos causais de saneamento básico em mortalidade no Brasil, contribuindo assim para contabilizar todos os benefícios deste tipo de investimento. De todo modo, os resultados reforçam o conhecimento sobre a relação entre saneamento e saúde.

Com isso, é possível vislumbrar, por exemplo, impactos sobre a prescrição de políticas públicas. Os resultados que apontam efeitos mais pronunciados de redução em municípios mais pobres e onde a prestação de serviços é regionalizada apontam importantes caminhos para a priorização de políticas públicas. Nesse sentido, o novo marco legal do saneamento (Lei nº 14.026/2020) vai na direção correta, ao incentivar a concessão de prestações regionalizadas de abastecimento de água e esgotamento sanitário.

Referências

- Alsan, M. e C. Goldin. 2019. "Watersheds in child mortality: the role of effective water and sewerage infrastructure, 1880-1920". *Journal of Political Economy* 127 (2): 586-638.
- Bardhan, P. 2016. "State and development: The need for a reappraisal of the current literature". *Journal of Economic Literature* 54 (3): 862-92.
- Borraz, F., N. Gonzalez Pampillon e M. Olarreaga. 2013. "Water nationalization and service quality". *The World Bank Economic Review* 27 (3): 389-412.
- Cairncross, S. e R. Feachem (1993). *Environmental Health Engineering in the Tropics: An Introductory Text*. 2ª ed.. Chichester: John Wiley & Sons.
- Callaway, B. e P. H. Sant'Anna. 2021. "Difference-in-differences with multiple time periods". *Journal of Econometrics* 225 (2): 200-230.
- Cutler, D. e G. Miller. 2005a. "The role of public health improvements in health advances: the twentieth-century United States". *Demography* 42 (1): 1-22.
- . 2005b. "Water, water, everywhere: municipal finance and water supply in American cities". NBER Working Paper 11096, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Da Mata, D., L. Emanuel, V. Pereira e B. Sampaio. 2021. "Climate adaptation policies and infant health: evidence from a water policy in Brazil". IZA Discussion Paper 14295, Institute of Labor Economics, Bonn.
- Ferreira, D., I. Grazielle, R. Marques e J. Gonçalves. 2021. "Investment in drinking water and sanitation infrastructure and its impact on waterborne diseases dissemination: The Brazilian case". *Science of The Total Environment* 779 (20): 146279.
- Freitas, F. G. e A. L. Magnabosco. 2017) *Benefícios Econômicos e Sociais da Expansão do Saneamento Brasileiro*. São Paulo: Instituto Trata Brasil.
- Fujiwara, T. 2005. "A privatização beneficia os pobres? Os efeitos da desestatização do saneamento básico na mortalidade infantil". *Anais do 33º Encontro Nacional de Economia*.
- Galiani, S., P. Gertler e E. Scharfgrösky. 2005. "Water for life: The impact of the privatization of water services on child mortality". *Journal of Political Economy* 113 (1): 83-120.
- Hennessy, T. W., T. Ritter, R. Holman, D. Bruden, K. Yorita, L. Bulkow, J. Cheek, R. Singleton, J. Smith. 2008. "The relationship between in-home water service and the risk of respiratory tract, skin, and gastrointestinal tract infections among rural Alaska natives". *American Journal of Public Health* 98 (11): 2072-2078.
- Kresch, E. P. 2020. "The Buck Stops Where? Federalism, Uncertainty, and Investment in the Brazilian Water and Sanitation Sector". *American Economic Journal: Economic Policy* 12 (3): 374-401.
- Laffont, J.-J. 1988. *Fundamentals of Public Economics*. Cambridge: MIT Press.
- Lambert, B. 2019. "The Effect of Water and Sanitation Privatization on Child Mortality Rates in Guayaquil, Ecuador". Undergraduate honors thesis, University of Colorado.
- Matsuura, K. e C. J. Willmott. 2018a. "Terrestrial Air Temperature: 1900-2017 Gridded Monthly Time Series (Version 5.01)]". Technical Report, Department of Geography, University of Delaware, Newark.
- . 2018b. "Terrestrial Precipitation: 1900-2017 Gridded Monthly Time Series (Version 5.01)]". Technical Report, Department of Geography, University of Delaware, Newark.
- Mattos, E., C. Pinto, L. Teixeira e L. Meloni. 2019. "Sanitation and Health: Empirical evidence for Brazilian Municipalities". *Brazilian Review of Econometrics* 39 (2): 269-302.
- Mendonça, M. J. C. d. e R. S. d. Motta. 2007. "Saúde e saneamento no Brasil". *Pesquisa e Planejamento Econômico* 30: 15-30.
- Ortiz-Correa, J. S., M. Resende Filho e A. Dinar. 2016. "Impact of access to water and sanitation services on educational attainment". *Water Resources and Economics* 14: 31-43.

- Pimentel, L. e L. Capanema. 2018. “Água e Esgoto”. In *Visão 2035: Brasil, país desenvolvido: agendas setoriais para alcance da meta*, editado por F. P. Puga e L. B. D. Castro. Rio de Janeiro: Ed. BNDES.
- Pimentel, L. e M. Miterhof. 2021. “O Financiamento dos Serviços de Água e Esgoto: Análise do Passado Recente (2016-2019) e Desafios da Diversificação de Fontes para Chegar à Universalização”. *BNDES Setorial* 27 (53): 7-81.
- Rocha, R. e R. R. Soares. 2010. “Evaluating the impact of community based health interventions: evidence from Brazil’s Family Health Program”. *Health Economics* 19 (S1): 126-158.
- Rocha, R. e R. R. Soares ——— (2015). “Water scarcity and birth outcomes in the Brazilian semi-arid”. *Journal of Development Economics* 112: 72-91.
- Saiani, C. e P. F. d. Azevedo. 2018. “Is privatization of sanitation services good for health?” *Utilities Policy* 52: 27-36.
- Sant’Anna, A. A., R. A. Martini e L. B. Pimentel. 2019. “Esgotamento sanitário e saúde infantil nos municípios brasileiros: Análise a partir da expansão no acesso a financiamento de longo prazo”. 47º Encontro Nacional de Economia, ANPEC.
- Sant’Anna, A. A., R. Rocha, L. B. Pimentel e M. Miterhof. 2021. “Fatos estilizados sobre o financiamento ao setor de água e esgoto no Brasil”. *R. BNDES* 28 (55): 161-188.
- Scriptore, J. S., C. R. Azzoni e N. A. Menezes Filho. 2018. “Os impactos do saneamento básico sobre a educação: Usando a privatização como variável instrumental”. 46º Encontro Nacional de Economia, ANPEC.
- Seroa da Motta, R. e A. Moreira. 2006. “Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil”. *Utilities Policy* 14 (3): 185-195.
- Souza Junior, P., C. Szwarcwald, G. Damacena, S. Stopa, M. Vieira, W. Almeida, M. Oliveira, L. Sardinha e E. Macário. 2021. “Cobertura de plano de saúde no Brasil: análise dos dados da Pesquisa Nacional de Saúde 2013 e 2019”. *Ciência & Saúde Coletiva* 26: 2529-2541.
- Spears, D. e S. Lamba. 2016. “Effects of early-life exposure to sanitation on childhood cognitive skills: evidence from India’s total sanitation campaign”. *Journal of Human Resources* 51 (2): 298-327.
- Swarthout, Jenna, P. K. Ram, C. D. Arnold, H. N. Dentz, B. F. Arnold, S. Kalungu, A. Lin, S. M. Njenga, C. P. Stewart, J. M. Colford Jr. et al. 2020. “Effects of Individual and Combined Water, Sanitation, Handwashing, and Nutritional Interventions on Child Respiratory Infections in Rural Kenya: A Cluster-Randomized Controlled Trial”. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene* 102 (6): 1286-1295.
- Watson, T. 2006. “Public health investments and the infant mortality gap: Evidence from federal sanitation interventions on US Indian reservations”. *Journal of Public Economics* 90 (8-9): 1537-1560.