



Texto para Discussão 041 | 2021

Discussion Paper 041 | 2021

Saneamento e morbidade: evidências a partir de variações exógenas no tempo de execução dos investimentos

André Albuquerque Sant'Anna

Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)

Universidade Federal Fluminense (UFF)

Romero Rocha

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ)

This paper can be downloaded without charge from

<https://www.ie.ufrj.br/publicacoes-j/textos-para-discussao.html>

Saneamento e morbidade: evidências a partir de variações exógenas no tempo de execução dos investimentos

Dezembro, 2021

André Albuquerque Sant'Anna

*Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)
Universidade Federal Fluminense (UFF)*

Romero Rocha

Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro (IE-UFRJ)

Saneamento e morbidade: evidências a partir de variações exógenas no tempo de execução dos investimentos¹

André Albuquerque Sant'Anna^b, Romero Rocha^a

^a*Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro*

^b*BNDES e UFF*

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 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 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.

Palavras Chave: saneamento, avaliação de política pública, saúde infantil.

JEL: C23, I18, H75

¹Autor para correspondência: André Albuquerque Sant'Anna, BNDES e UFF. Endereço: Av. Rep. do Chile, 100, Rio de Janeiro, RJ, 20031-917, Brasil. Email: andre.santanna@bndes.gov.br. As opiniões expressas nesse trabalho são pessoais e não refletem a visão do BNDES.

Agradecimentos: Os autores agradecem os comentários e sugestões de Fábio Roitman, Letícia Barbosa, Marcelo Miterhof, Sandro Peixoto e Victor Pina. Os eventuais erros e omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

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, 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 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. Por exemplo, 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 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 foco dos investimentos deveriam ter seus projetos 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 seleções 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 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 CEF e 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 staggered, também estimou-se 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. 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 próprios 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 investimento. 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 infecciosas 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 (1988) 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, além de 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.

Além disso, investimentos em saneamento, considerando apenas seus efeitos sobre saúde, tendem a ser custo-efetivos. Mendonça e Motta (2005) estimaram o custo unitário por morte evitada com expansão dos serviços de água e esgoto em R\$ 168 mil e R\$ 241 mil, por exemplo. 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 boa 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 à 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 formas de participação do capital privado têm impactos diferentes sobre indicadores de saúde e mostram que a privatização dos serviços reduzem mortalidade e morbidade infantil. Scriptori 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. Ele 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, ela contribui também ao analisar pela primeira vez, 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

O setor passou por diversas mudanças institucionais nos últimos anos (Pimentel e Capanema, 2018). Essas alterações começaram com a Lei 11.445/2007, que estabeleceu diretrizes nacionais para o saneamento básico. Um fator relevante para a realização de investimentos 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 Resolução n. 3.437 de 2007, e outras subsequentes, do Conselho Monetário Nacional (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 22/01/2007. Em relação aos setores de água e esgoto, o PAC tinha como objetivo, respectivamente: (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 (CEF); 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) descontinuidade 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 consequente provisão dos serviços de abastecimento de água e esgoto em virtude do descontingenciamento de crédito propiciado pelo PAC. De 2001 a 2017, as operações de crédito realizadas por entes públicos (da administração direta e indireta) foram regulamentadas pela Resolução nº 2.827 do Conselho Monetário Nacional (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 2.827, estabelecendo novos limites setoriais. No caso do saneamento, a utilização desses montantes ocorria por meio de seleções de projetos feitas pela Secretaria Nacional de Saneamento (SNSA). Com isso, possibilitou-se o acesso dos entes públicos a crédito para investimento em projetos de saneamento. A seleção realizada pela Secretaria

Nacional de Saneamento Ambiental (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 Secretaria Nacional de Saneamento (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, valor do investimento, empréstimo, contrapartida e total desembolsado. Constam 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.

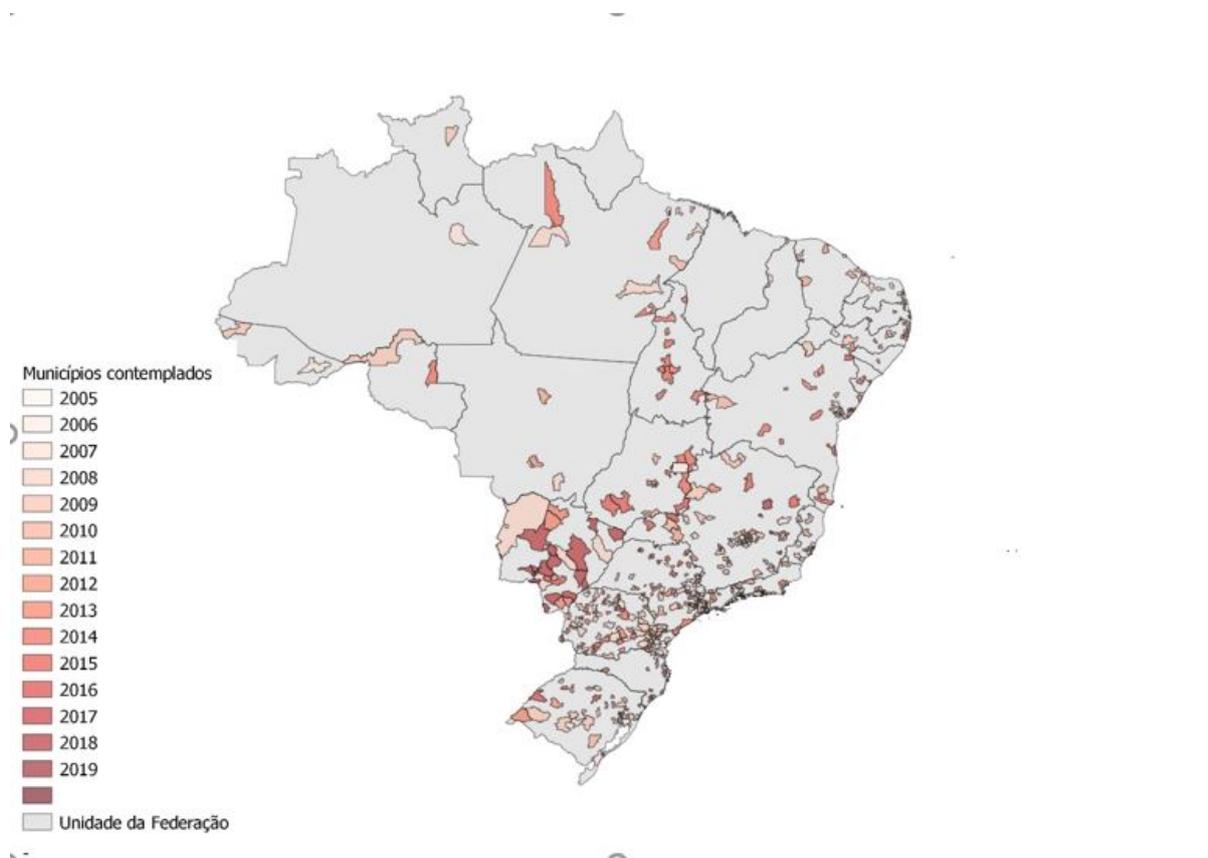
A Figura 1 apresenta os municípios que fazem parte dessa base de dados. Os municípios com projetos aprovados em água e esgoto se espalham por todas as regiões do país, embora exista uma concentração maior nos estados do Paraná e São Paulo, responsáveis por 49,7% do total de projetos.

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 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.

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%

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.

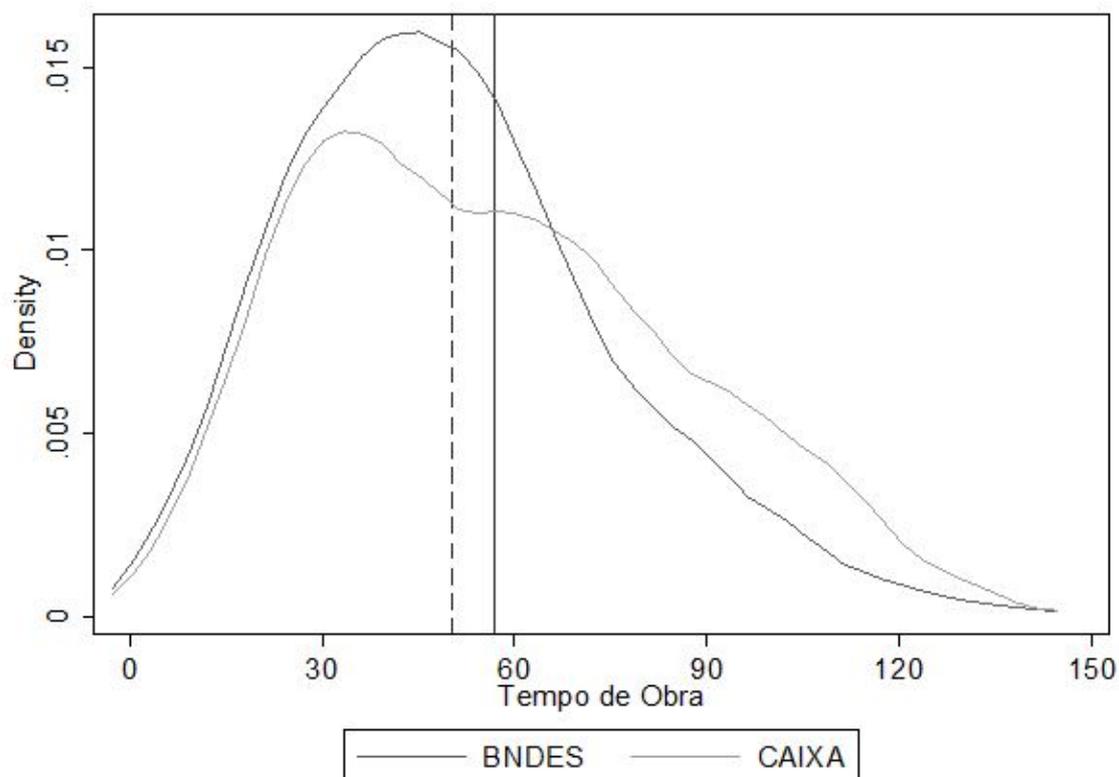
(349 projetos) e 77,9% (1.316 projetos) do total de projetos financiados em água, esgoto e saneamento integrado. Por essa razão, o foco do estudo recai sobre os projetos financiados por essas duas instituições financeiras.

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

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 pontilhada refere-se ao tempo médio de execução de obras financiadas pela CEF (56,9 meses), ao passo que a linha vertical sólida 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.

Esses resultados, no entanto, podem ser condicionais a diversos fatores, como tamanho do

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.

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, 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 controlados 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 referentes a 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. 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 relatório. 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 binária (“dummy”), que assume valor igual a 1 quando o município já teve a obra finalizada.

Tabela 1: Estatísticas descritivas

	Obs	Média	Desv. Padrão.	Min	Max
Taxa de internações total	50.328	565,83	1.222,17	28,544	54.271,48
Taxa de internações de bebês	50.328	2.372,28	1.682,17	0	50
Taxa de internações de crianças	50.328	22,056	60,59	0	3.096,09
Taxa de internações de adultos	50.328	197,153	435,64	0	18.318,42
Taxa de internações de idosos	50.328	140,003	242,41	0	10.248,18
(Dummy) Pós Obra	50.328	0,388	0,487	0	1

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:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

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_t 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, ϵ_{it} é termo de erro do modelo. Os erros-padrão são clusterizados 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 no 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:

$$TempoDeObra_{im} = \beta_{BNDES} * BNDES_{im} + \alpha * X_{im} + \gamma_i + \lambda_m + \epsilon_{im} \quad (1)$$

Onde $BNDES_{im}$ é 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 Ln), 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 parâmetro a ser estimado que retoma efeito do BNDES sobre tempo de execução de obra. Os erros-padrão

são clusterizados por tipo de tomador, pois pode haver correlação dos erros em municípios operados por um mesmo tomador (p.ex., a SABESP atua em vários municípios de São Paulo. Logo, 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:

$$DataFimDeObra_i = DataInicioObra_i + TempoDeObra_i \quad (2)$$

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, o seguinte modelo é estimado:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * PosObra_{it} + \gamma * X_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \alpha_t * DataInicioObra_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

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 da 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.

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

$$Y_{it} = \sum_{k=-K+1}^{-2} \gamma_k^{lead} D_{it}^k + \sum_{k=0}^L \gamma_k^{lag} D_{it}^k + \gamma X_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

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).

Entretanto, Callaway e Sant'Anna (2020) 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, eles propõem um método parecido, mas com uma correção. Para cada período são usados os ainda não tratados como grupo de comparação. Portanto, você não precisa de um grupo que nunca tenha sido tratado e pode inserir todos os períodos na sua regressão, inclusive o período 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 (2020).

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 1. 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.

6.2. Resultados Principais

A Tabela 3 apresenta os resultados relativos à taxa total de internações hospitalares, por 100.000 habitantes, para todos os tipos de doenças e para todas as faixas etárias. Na coluna (1), a estimação considera efeitos fixos de município e de mês x ano, além de uma interação entre o efeito fixo de tempo e uma dummy para cada estado. A coluna (2) adiciona controle para o percentual de população municipal atendida por unidades de atenção básica, ao passo que a terceira coluna controla para variáveis climáticas – temperatura, precipitação e umidade médias. A coluna (4) incorpora uma variável que interage tempo com a data de início da obra. Finalmente, a coluna (5) considera todos os controles em conjunto e é a especificação preferida.

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% nas especificações preferidas.

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)**
Observations	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
Number of 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: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Tabela 3: Efeito de projetos de saneamento sobre taxa total de internações hospitalares

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Pós Obra	-3.800 (3.917)	-3.939 (3.979)	-3.706 (3.895)	-6.160 (3.479)*	-6.004 (3.521)*
Observations	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 Atencao Basica	N	S	N	N	S
Controle Climaticas	N	N	S	N	S
Trend Início da Obra	N	N	N	S	S

Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, por município. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma dummy de 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, em todas as colunas. A coluna (2) controla para oferta de atenção básica de saúde, a coluna (3) controla para variáveis climáticas e a coluna (4) adiciona uma tendência específica para a data de início da obra. A coluna (5) considera todos os controles simultaneamente. Erros-padrão robustos em parênteses. Significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

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 Tabela 4, são estimados os efeitos por faixa etária, com a mesma regressão utilizada na coluna (5) da Tabela 3. Desse modo, a coluna (1) da Tabela 4 apenas reproduz o resultado da tabela anterior. 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 4: 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)*
Observations	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334
EF de Municipio e Mes x Ano	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S
Controle Atencao Basica	S	S	S	S	S
Controle Climaticas	S	S	S	S	S
Trend Inicio 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, mês x ano e tempo x 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

Além dos efeitos gerais sobre internações hospitalares, é importante compreender quais condições de saúde são mais afetadas por políticas de melhorias de saneamento. Nesse sentido,

a Tabela 5 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. 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 5: 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
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)
Observations	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334
Painel B - Bebês						
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)
Observations	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334
EF de Municipio e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S
Controle Atencao Basica	S	S	S	S	S	S
Controle Climaticas	S	S	S	S	S	S
Trend Inicio 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. 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.

Os resultados apontam para um impacto negativo sobre diferentes tipos de doenças, com exceção de neoplasmas e causas externas. No Painel A, que se refere aos efeitos sobre toda a população, é possível ver 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. Além disso, em doenças onde não se espera nenhuma 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: 6,0% e 5,1% da média das respectivas taxas de internação hospitalar. No entanto, apenas o coeficiente estimado para doenças respiratórias é estatisticamente significativo. 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.

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 - CESBs; Estado; Município ou Companhia Privada)²³ (iii) nível de precipitação; (iv) pobreza; e (v) região do país. Nesse sentido, nesta subseção, são analisadas heterogeneidades – para a população total e para bebês de até 1 ano – por modalidade de investimento.

A Tabela 6 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 em bebês.

Os resultados das heterogeneidades nas colunas (1) e (2) são relativos aos investimentos em esgotamento sanitário. Em outras palavras, um coeficiente positivo da interação Pós Obra x Saneamento integrado, por exemplo, significa que as taxas de internação seria maior 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. A interação omitida é entre Pós Obra e CESBs, de modo que os resultados das demais interações devem ser comparados aos resultados dos projetos levados a cabo por CESBs. 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 importantes 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).

²Empresas privadas que tomaram recursos do FGTS também figuram na lista de projetos da SNSA.

³Os projetos divididos em 346 municípios dividem-se por tomadores de modo que 241 são de CESBs, 33 de estados, 51 de municípios em 21 de empresas privadas.

Tabela 6: Heterogeneidade por modalidade de investimento

	(1) Todas idades	(2) Bebês	(3) Todas idades	(4) Bebês	(5) Todas idades	(6) 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 Municipio e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S
Controle Atencao Basica	S	S	S	S	S	S
Controle Climaticas	S	S	S	S	S	S
Trend Inicio 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, 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.

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 (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 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 7 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.⁴

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. Por fim, 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.

6.5. *Robustez*

Conforme discutido na seção 5, a estimação por OLS 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 (2020). 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.

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

⁴Os resultados podem ser enviados pelos autores.

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	-8.993 (3.921)**	-75.865 (32.762)**	0.340 (6.964)	66.408 (55.049)	-7.650 (4.125)*	-68.372 (35.986)*
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)
Obs	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334	47,334
EF de Municipio e Mes x Ano	S	S	S	S	S	S
UF x Tempo	S	S	S	S	S	S
Controle Atencao Basica	S	S	S	S	S	S
Controle Climaticas	S	S	S	S	S	S
Trend Inicio da Obra	S	S	S	S	S	S

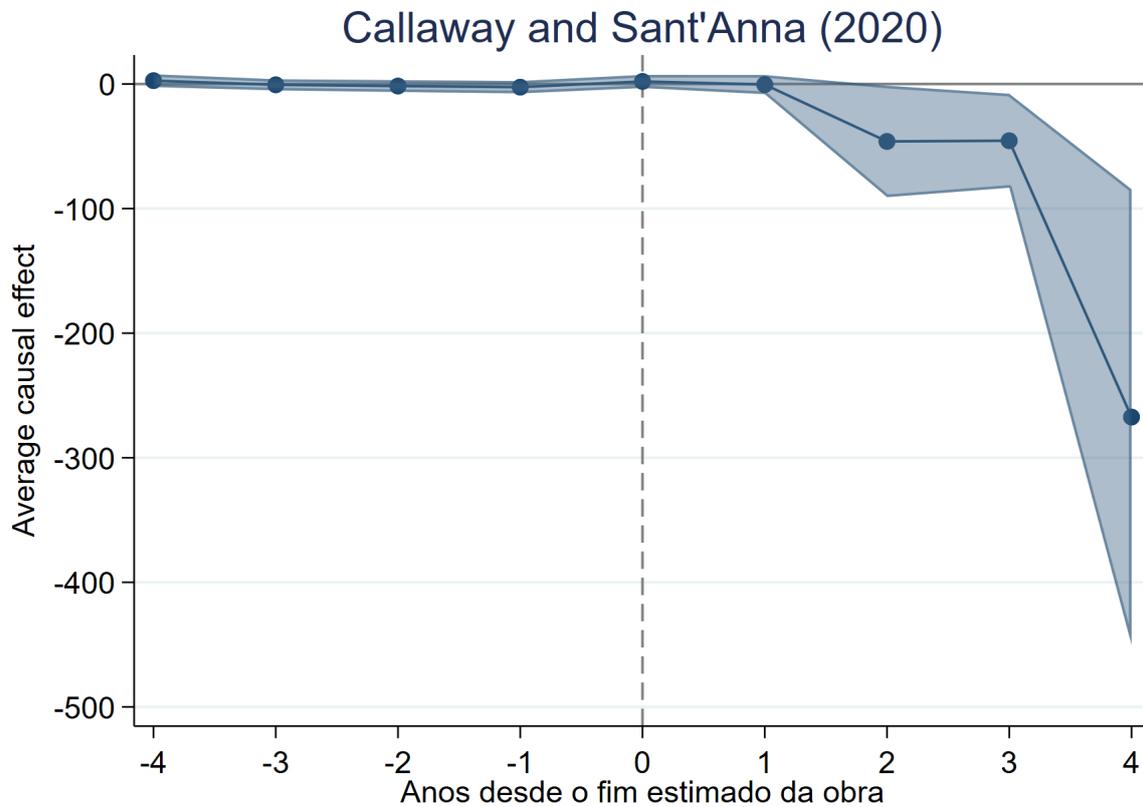
Nota: A variável dependente é a taxa total de internações por 100 mil habitantes, medida pela população estimada total do município. Para bebês, as internações são divididas pelo total de nascidos vivos ao longo dos últimos 12 meses. A variável de interesse, pós obra, é definida como uma dummy que assume 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, 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.

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 e doenças respiratórias, especialmente em bebês. A magnitude dos coeficientes estimados é importante para doenças infecciosas e respiratórias: 6,0% e 5,1% da média das respectivas taxas de internação hospitalar. Esses efeitos sobre doenças respiratórias em bebês encontram respaldo na literatura internacional, que demonstram a importância da disponibilidade de água, esgoto e higienização das mãos para a ocorrência de doenças respiratórias (Swarthout, 2020).

Como (re)aprendemos 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) encontram efeitos sobre hospitalizações por pneumonia e influenza, além de outras doenças respiratórias e de pele, em locais com pior

Figura 3: Event study de taxa de internação de bebês



Notas: o event-study segue a equação (4) 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 (2020). 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. Intervalo de confiança de 95%.

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.

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.

7. Conclusão

Este artigo apresentou novas estimativas sobre a relação entre saneamento básico e interações 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.

Referências

- Alsan, M. e Goldin, C. (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., Gonzalez Pampillon, N., e Olarreaga, M. (2013). Water nationalization and service quality. *The world bank economic review*, 27(3):389–412.
- Callaway, B. e Sant’Anna, P. H. (2020). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*.
- Cutler, D. e Miller, G. (2005a). The role of public health improvements in health advances: the twentieth-century United States. *Demography*, 42(1):1–22.
- Cutler, D. e Miller, G. (2005b). Water, water, everywhere: municipal finance and water supply in American cities. *National Bureau of Economic Research*, (11096).
- Da Mata, D., Emanuel, L., Pereira, V., e Sampaio, B. (2021). Climate adaptation policies and infant health: evidence from a water policy in brazil. *IZA Discussion Paper Series*, (14295).
- Freitas, F. G. e Magnabosco, A. L. (2017). *Benefícios econômicos e sociais da expansão do saneamento no Brasil*. Sao Paulo: Instituto Trata Brasil.
- Fujiwara, T. (2005). A privatização beneficia os pobres? os efeitos da desestatização do saneamento básico na mortalidade infantil. In *Anais do 33o Encontro Nacional da ANPEC*.
- Galiani, S., Gertler, P., e Schargrotsky, E. (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. e. a. (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*. MIT Press Books.
- Lambert, B. (1988). The Effect of Water and Sanitation Privatization on Child Mortality Rates in Guayaquil, Ecuador. Undergraduate honors thesis, University of Colorado.
- Mendonça, M. J. C. d. e Motta, R. S. d. (2005). Saúde e saneamento no Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, (30).
- Ortiz-Correa, J. S., Resende Filho, M., e Dinar, A. (2016). Impact of access to water and sanitation services on educational attainment. *Water Resources and Economics*, 14:31–43.
- Pimentel, L. e Capanema, L. (2018). Água e Esgoto. In Puga, F. P. e Castro, L. B. D., editors, *Visão 2035: Brasil, país desenvolvido: agendas setoriais para alcance da meta*.
- Rocha, R. e Soares, R. R. (2015). Water scarcity and birth outcomes in the Brazilian semiarid. *Journal of Development Economics*, 112:72–91.
- Saiani, C. e Azevedo, P. F. d. (2018). Is privatization of sanitation services good for health? *Utilities Policy*, 52:27–36.

- Sant'anna, A. A., Martini, R. A., e Pimentel, L. B. (2019). Esgotamento sanitário e saúde infantil nos municípios brasileiros: Análise a partir da expansão no acesso a financiamento de longo prazo. In *ANPEC - 47o Encontro Nacional de Economia*.
- Scriptore, J. S., Azzoni, C. R., e Menezes Filho, N. A. (2018). Os impactos do saneamento básico sobre a educação: Usando a privatização como variável instrumental. In *ANPEC - 46o Encontro Nacional de Economia*.
- Seroa da Motta, R. e Moreira, A. (2006). Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil. *Utilities Policy*, 14(3):185–195.
- Spears, D. e Lamba, S. (2016). Effects of early-life exposure to sanitation on childhood cognitive skills: evidence from India's total sanitation campaign. *The Journal of Human Resources*, 51(2):298–327.
- Swarthout, J. e. a. (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.