

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

André Albuquerque Sant'Anna\*

Romero Rocha‡

### 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.

### Abstract

This paper analyzes the effects of sanitation investment projects on hospitalization rates in municipalities that were selected by the Ministry of Cities to be allowed to obtain credit for investment. As these authorizations have been in distinct periods, since the National Secretary of Environmental Sanitation realized different round, we use this fact to estimate a difference-in-differences model, with a correction for the possible endogeneity in the works 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 respiratory diseases.

**Palavras-chave:** saneamento; avaliação de política pública; saúde infantil; dados em painel; pareamento.

**Código JEL:** C23, I18, H75.

**Área 12 – Economia Social e Demografia Econômica**

---

\* Economista do BNDES e pesquisador associado do CEDE/UFF e GEMA/UFRJ. As opiniões aqui expressas refletem apenas a visão dos autores e não necessariamente aquelas do BNDES.

‡ Professor associado do IE/UFRJ

## 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, 2005). 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 seja 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.<sup>3</sup> 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.

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 seguinte 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 seguinte apresenta os resultados estimados. A seção 7 apresenta discussão a partir dos resultados e os conecta 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 – fluoração 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 – a área de Boston, no período compreendido entre 1880 e 1920 -, Alsan e Goldin (2019) apresentam análise que considera 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, 2013).

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. 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

---

<sup>3</sup> Não se ignorou a literatura recente sobre event-study e as necessárias correções de viés quando há tratamento dinâmico e heterogêneo (e.g., Callaway & Sant’Anna, 2020). No entanto, dado o tamanho do painel, não foi possível estimar por questões computacionais.

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 et al, 2017), 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 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. Serôa 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. 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 (2017) investiga como a Lei de Saneamento, de 2007, afetou os incentivos a investir de companhias de saneamento estaduais e municipais. 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.

### **3. Arcabouço Institucional<sup>4</sup>**

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

---

<sup>4</sup> Esta seção baseia-se em Sant'Anna et al. (2019).

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 pelos 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**

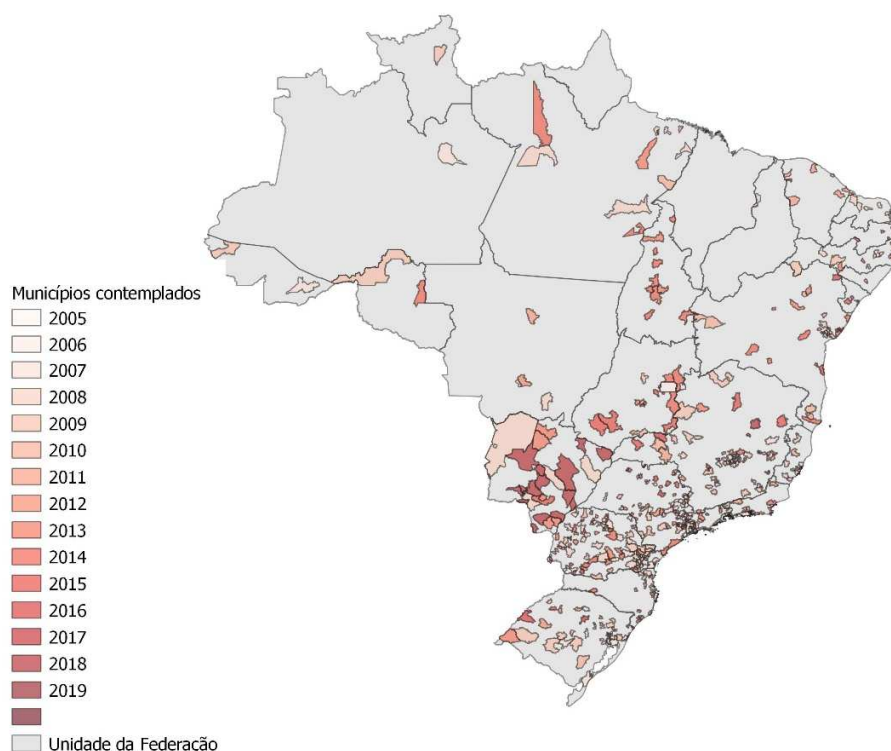
Como descrito na seção anterior, para fazer jus ao descontingenciamento de crédito pela União, os projetos de investimento deveriam ser encaminhados ao então Ministério das Cidades, que fazia uma seleção dos projetos baseados em critérios estabelecidos pela IN 03/2008 (e outras que a substituíram). Esse 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. 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 SNIS, no mesmo período<sup>5</sup>.

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.

<sup>5</sup> A comparação direta não é adequada, pois valores contratados só se transformam em desembolso e, portanto, investimentos, nos anos subsequentes.

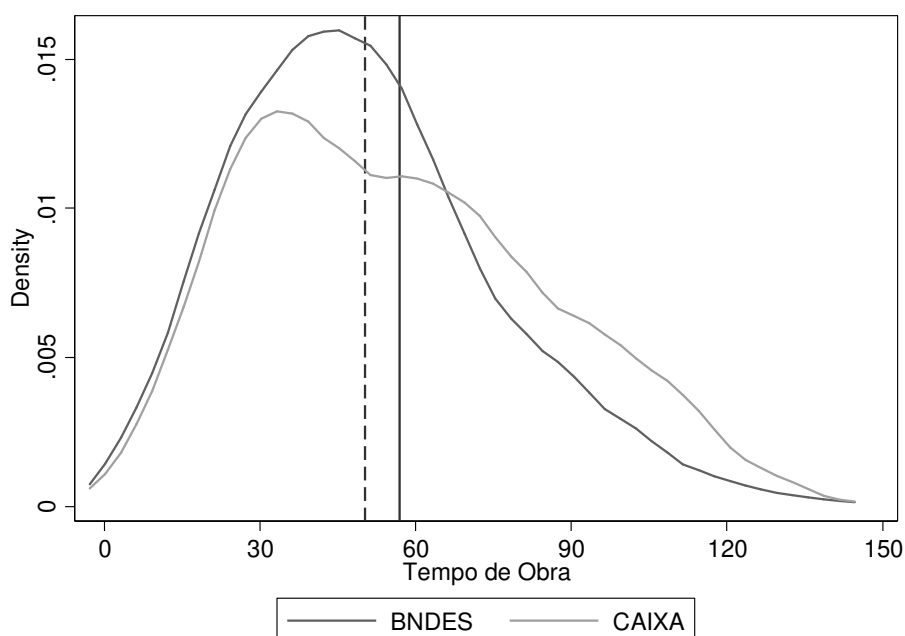
No que diz respeito à distribuição dos projetos entre os agentes financeiros, BNDES e CEF concentram a maior parte dos financiamentos, respondendo respectivamente por 20,7% (349 projetos) e 77,9% (1.316 projetos) do total de projetos financiados em água, esgoto e saneamento integrado.<sup>6</sup> Por essa razão, o foco do estudo recai sobre os projetos financiados por essas duas instituições financeiras.

Conforme descrevem Sant'Anna et al. (2021), 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.

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, 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,

<sup>6</sup> Os demais bancos financiadores de projetos que integram a base de dados são: BANRISUL, BDMG, BRDE, BTG-Pactual e Banco do Brasil. Em conjunto, financiaram 24 projetos.

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_internações_total	50.328	565,83	1.222,17	28,544	54.271,48
Taxa_internações_Bebê	50.328	2.372,28	1.682,17	0	50.000
Taxa_internações_Criança	50.328	22,056	60,59	0	3.096,09
Taxa_internações_Adulto	50.328	197,153	435,64	0	18.318,42
Taxa_internações_Idoso	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:

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

Onde,  $Y_{it}$  é a variável dependente na unidade (município)  $i$ , no mês  $t$ . O coeficiente  $\beta_1$  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  $\alpha_t$  e  $\lambda_i$  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,  $\varepsilon_{it}$  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.<sup>7</sup>

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:

$$\text{Tempo de obra}_{im} = \beta_{BNDES} * BNDES_{im} + \alpha * X_{im} + \gamma_i + \lambda_m + \varepsilon_{im} \quad (1)$$

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.  $\beta_{BNDES}$  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:

$$\widehat{\text{Data de fim da obra}}_i = \text{Data de início da obra}_i + \widehat{\text{Tempo}}_i \quad (2)$$

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

<sup>7</sup> Em municípios com mais de uma obra, considera-se o primeiro projeto de investimento.

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:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * \widehat{Pós\ obra}_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Onde  $\widehat{Pós\ obra}_{it}$  é uma dummy que assume valor igual a 1 quando  $Data\ de\ fim\ da\ obra_i \leq Mês\ corrente$ . 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.

Adicionalmente, em virtude da estrutura de staggered diferença-em-diferenças nos dados utilizados neste artigo, também foram estimado um modelo de event-study, de modo acordo com a equação a seguir:

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

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).

## 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.

Tabela 2 – Efeitos do BNDES sobre 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. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## 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.

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)*
Observações	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
EF de Município e Mês x Ano	S	S	S	S	S
UF x EF de Tempo	S	S	S	S	S
Controle Atenção Básica	N	S	N	N	S
Controle Climáticas	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. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

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 a 10% apenas quando se incorpora a tendência específica para data de início de obra. 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)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Total	[0-1a]	(1-5a]	[15-59a]	>60a
Pós Obra	-6,004	-95,158	-0,492	-1,002	-2,082
	(3,521)*	(28,081)***	(0,247)**	(1,442)	(1,222)*
Observações	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
Média da variável dep.	565,83	2372,28	22,05	197,15	140,00

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. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

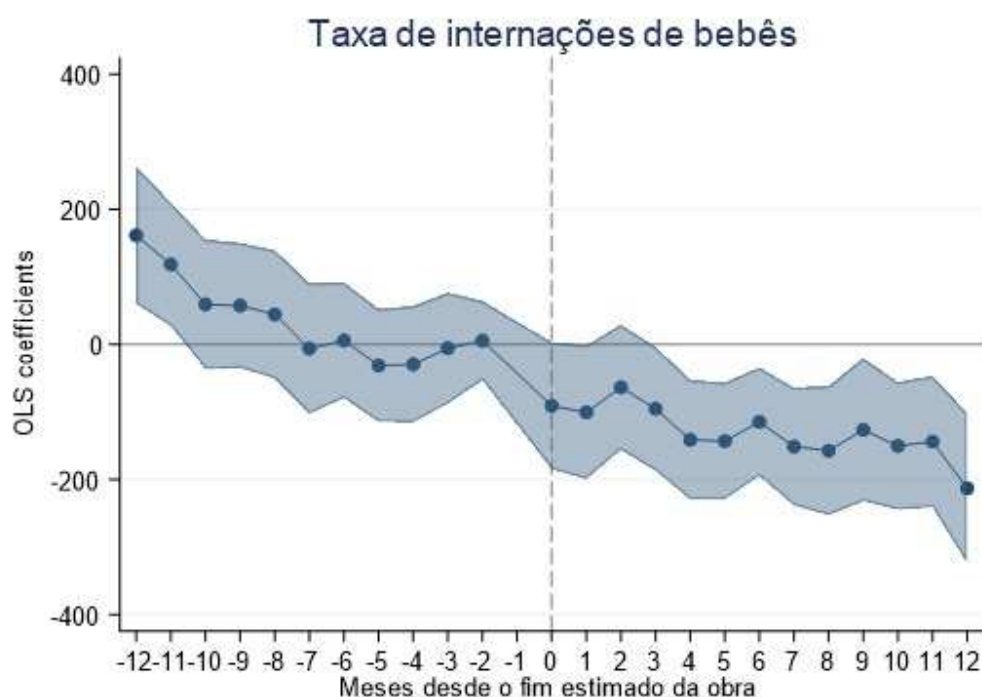
Os efeitos estimados são negativos para todas as faixas etárias, embora não significativos para adultos (faixa entre 15 e 59). Quando se considera a magnitude dos efeitos, chama a atenção o resultado para bebês: <sup>8</sup> municípios tratados estão associados a uma redução de 4,0% da média da taxa de internações hospitalares de bebês (2.372,28) até 1 ano de idade.<sup>9</sup> 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%.

A Figura 3, a seguir, apresenta os resultados estimados para o event-study da taxa de internações para bebês de até 1 ano de idade.

<sup>8</sup> Sobre a importância da provisão adequada de água para bebês, ver Rocha e Soares (2015).

<sup>9</sup> Nos municípios da amostra, isso equivale a uma redução média na internação de 81 bebês por município/mês.

Figura 3 – Event study de taxa de internações 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. Todos os lags e leads foram estimados, porém apenas a janela de 12 meses de leads e lags é reportada. Intervalo de confiança 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 (apenas 11 e 12 meses antes do fim da obra) e ficam negativos após o início da intervenção. Ao final de 12 meses, os efeitos estimados são de cerca de 200 internações por 100 mil bebês a menos.

### 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 cinco condições de saúde mais prementes em internações hospitalares: doenças infecciosas e parasitárias, neoplasmas, doenças circulatórias, respiratórias e digestivas.<sup>10</sup> 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.

<sup>10</sup> Por ordem decrescente, temos: doenças respiratórias, circulatórias, digestivas, neoplasmas e doenças infecciosas como as principais causas de internações, excluindo-se questões relacionadas a gravidez, parto e puerpério e causas externas.

Tabela 5- Efeito de projetos de saneamento sobre taxa de internações hospitalares, condição de saúde

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Infecciosas e parasitárias	Neoplasmas	Circulatórias	Respiratórias	Digestivas
<b>Painel A - Todas as idades</b>					
Pós obra	-1,172	0,239	-1,158	-1,639	-0,624
	(0,604)*	(0,447)	(0,542)**	(0,654)**	(0,489)
Obs	47.334	47.334	47.334	47.334	47.334
<b>Painel B - Bebês</b>					
Pós obra	-18,484	-1,024	-0,813	-44,083	-0,960
	(11,429)	(1,040)	(0,735)	(17,265)**	(2,625)
Obs	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. 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. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Os resultados apontam para um impacto negativo sobre diferentes tipos de doenças, com exceção de neoplasmas. No Painel A, que se refere aos efeitos sobre toda a população, os coeficientes estimados são significativos para doenças infecciosas e parasitárias, circulatórias e respiratórias. A magnitude dos coeficientes mostra a relevância de políticas de saneamento para a saúde: estimam-se impactos de 3,3%, 1,8% e 2,3% da média de internações de doenças infecciosas, circulatórias e respiratórias, respectivamente. 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.

#### 6.4 Heterogeneidade

Além dos efeitos gerais sobre saúde, é importante compreender se as modalidades de investimento (água, esgoto e saneamento integrado) têm impactos distintos sobre as taxas de internações hospitalares. 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 se assemelha à Tabela 5, apresentada anteriormente: os resultados são apresentados para diferentes tipos de doenças e cada painel apresenta os efeitos para todas as idades e apenas para bebês, respectivamente. Porém, na Tabela 6, a coluna (6) apresenta os resultados para internações hospitalares relativas a todo tipo de doença e os coeficientes de interação permitem um olhar sobre a heterogeneidade dos resultados, de acordo com o tipo de modalidade de investimento.

Tabela 6– Heterogeneidade por modalidade de investimento

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Infeciosas e parasitárias	Neoplasmas	Circulatórias	Respiratórias	Digestivas	Total
<b>Painel A - Todas as idades</b>						
Pós obra	-2,327 (1,449)	-0,666 (0,666)	-0,849 (0,976)	-2,058 (1,493)	0,093 (0,851)	-7,586 (6,131)
Pós obra x Esgotamento	1,708 (2,022)	1,401 (0,863)	-1,110 (1,380)	0,831 (2,061)	-2,045 (1,180)*	1,645 (7,875)
Pós obra x Saneamento integrado	2,241 (1,999)	1,930 (1,103)*	0,956 (1,316)	-0,303 (2,181)	-0,140 (1,371)	4,348 (9,485)
Obs	47.058	47.058	47.058	47.058	47.058	47.058
<b>Painel B - Bebês</b>						
Pós obra	-24,523 (18,942)	-1,972 (1,473)	-1,551 (0,976)	-67,720 (29,443)**	-2,707 (3,815)	-117,564 (46,579)**
Pós obra x Esgotamento	16,431 (19,613)	1,077 (1,698)	1,478 (1,125)	28,795 (38,514)	-0,010 (3,887)	51,928 (60,885)
Pós obra x Saneamento integrado	-0,486 (21,143)	2,736 (1,752)	-0,415 (1,306)	49,139 (35,376)	11,354 (4,375)***	27,355 (65,442)
Observations	49.212	49.212	49.212	49.212	49.212	49.212
EF de Município e Mês 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. 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. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Os resultados das heterogeneidades são relativos aos investimentos em abastecimento de água. Em outras palavras, um coeficiente positivo da interação *Pós Obra x Saneamento integrado* - como na coluna (5), painel B - significa que as taxas de internação por questões digestivas em bebês é maior em municípios que passaram por obras de saneamento integrado do que em municípios que passaram por obras de abastecimento de água.

Nesse sentido, os resultados estimados revelam pouca heterogeneidade entre as modalidades de investimento. A maior parte dos coeficientes positivos nas interações parece indicar um efeito de maior redução nas internações por conta de abastecimento de água *vis-à-vis* as demais modalidades, sobretudo, saneamento integrado e para bebês (e digestivas). Para a população total (Painel A), há indicativos de que investimentos em esgotamento sanitário possuem efeitos ainda mais importantes para a redução de internações por doenças digestivas.

## 7. Discussão

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 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 et al, 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 et al. (2008) encontram 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.

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.

## 8. 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, Marcella; GOLDIN, Claudia. Watersheds in child mortality: the role of effective water and sewerage infrastructure, 1880–1920. **Journal of Political Economy**, v. 127, n. 2, p. 586-638, 2019.

ARAÚJO, Flávia Camargo de; BERTUSSI, Geovana Lorena. Saneamento básico no Brasil: estrutura tarifária e regulação. **Planejamento e políticas públicas**, n. 51, 2018.

ASHRAF, Nava et al. Water, health and wealth. **National Bureau of Economic Research**, 2017.

BARDHAN, Pranab. State and development: The need for a reappraisal of the current literature. **Journal of Economic Literature**, v. 54, n. 3, p. 862-92, 2016.

BORRAZ, Fernando; GONZALEZ PAMPILLON, Nicolas; OLARREAGA, Marcelo. Water nationalization and service quality. **the world bank economic review**, v. 27, n. 3, p. 389-412, 2013.

CALLAWAY, Brantly; SANT'ANNA, Pedro HC. Difference-in-differences with multiple time periods. **Journal of Econometrics**, 2020.

CUTLER, David; MILLER, Grant. The role of public health improvements in health advances: the twentieth-century United States. **Demography**, v. 42, n. 1, p. 1-22, 2005a.

\_\_\_\_\_. Water, water, everywhere: municipal finance and water supply in American cities. **National Bureau of Economic Research**, 2005b.

FREITAS, F. G.; MAGNABOSCO, A. L. Benefícios econômicos e sociais da expansão do saneamento no Brasil. **Sao Paulo: Instituto Trata Brasil**, 2017.

GALIANI, Sebastian; GERTLER, Paul; SCHARGRODSKY, Ernesto. Water for life: The impact of the privatization of water services on child mortality. **Journal of political economy**, v. 113, n. 1, p. 83-120, 2005.

HENNESSY, Thomas W. et al. 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**, v. 98, n. 11, p. 2072-2078, 2008.

KRESCH, Evan Plous. The Buck Stops Where? Federalism, Uncertainty, and Investment in the Brazilian Water and Sanitation Sector. **American Economic Journal: Economic Policy**, 2020.

LAFFONT, Jean-Jacques et al. Fundamentals of public economics. **MIT Press Books**, v. 1, 1988.

LAMBERT, Brian. The Effect of Water and Sanitation Privatization on Child Mortality Rates in Guayaquil, Ecuador. 2019.

MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de; MOTTA, Ronaldo Seroa da. Saúde e saneamento no Brasil. 2005.

- ORTIZ-CORREA, Javier Santiago; RESENDE FILHO, Moises; DINAR, Ariel. Impact of access to water and sanitation services on educational attainment. **Water Resources and Economics**, v. 14, p. 31-43, 2016.
- PIMENTEL, L.B.; CAPANEMA, L.X.; Água e Esgoto. In: PUGA, Fernando Pimentel; CASTRO, Lavínia Barros de. **Visão 2035: Brasil, país desenvolvido: agendas setoriais para alcance da meta**. 2018.
- PONTES, Raquel Pereira et al. Impactos do planejamento e da regulação no desempenho das empresas do setor saneamento. Tese de Doutorado, Universidade Federal de Viçosa, 2019.
- ROCHA, Romero; SOARES, Rodrigo R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's Family Health Program. **Health economics**, v. 19, n. S1, p. 126-158, 2010.
- ROCHA, Rudi; SOARES, Rodrigo R. Water scarcity and birth outcomes in the Brazilian semiarid. **Journal of Development Economics**, v. 112, p. 72-91, 2015.
- SANT'ANNA, André A.; MARTINI, Ricardo Agostini; PIMENTEL, Letícia Barbosa. Esgotamento Sanitário e Saúde Infantil nos Municípios Brasileiros: Análise a partir da Expansão no Acesso a Financiamento de Longo Prazo ANPEC-47º Encontro Nacional de Economia Área 12–Economia Social e Demografia Econômica, 2019.
- SAIANI, Carlos; DE AZEVEDO, Paulo Furquim. Is privatization of sanitation services good for health?. **Utilities Policy**, v. 52, p. 27-36, 2018.
- SCRIPTORE, Juliana Souza; AZZONI, Carlos Roberto; MENEZES FILHO, Naércio Aquino. Os Impactos Do Saneamento Básico Sobre A Educação: Usando A Privatização Como Variável Instrumental, ANPEC, 2018.
- SEROA DA MOTTA, Ronaldo; MOREIRA, Ajax. Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil. **Utilities Policy**, v. 14, n. 3, p. 185-195, 2006.
- SPEARS, Dean; LAMBA, Sneha. Effects of early-life exposure to sanitation on childhood cognitive skills: evidence from India's total sanitation campaign. **The World Bank**, 2013.
- SWARTHOUT, Jenna et al. Effects of Individual and Combined Water, Sanitation, Handwashing, and Nutritional Interventions on Child Respiratory Infections in Rural Kenya: A Cluster-Randomized Controlled Trial. **The American journal of tropical medicine and hygiene**, v. 102, n. 6, p. 1286-1295, 2020.
- WATSON, Tara. Public health investments and the infant mortality gap: Evidence from federal sanitation interventions on US Indian reservations. **Journal of Public Economics**, v. 90, n. 8-9, p. 1537-1560, 2006.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION et al. Neonatal and perinatal mortality: country, regional and global estimates. 2006.