

# INEFICIÊNCIA NOS SERVIÇOS DE SANEAMENTO E SEUS EFEITOS NA SAÚDE DE CRIANÇAS

**Rodrigo de Vasconcellos Viana Medeiros**

Discente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada/PPGEA-UFV

**Maria Micheliana da Costa Silva**

Professora Adjunta do Departamento de Economia Rural/PPGEA-UFV

**Raquel Pereira Pontes**

Professora Substituta da Universidade Federal do Rio Grande/ICEAC-FURG

**Resumo:** O presente trabalho tem como objetivo analisar o efeito da ineficiência nos serviços de saneamento nas condições de saúde infantil, utilizando o modelo de fronteira estocástica proposto por Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) que separa a ineficiência em dois componentes: transitória e permanente. Por meio de uma abordagem em painel, para o período 2007-2018, constatou-se que a ineficiência transitória é reduzida quando, conjuntamente, ocorrem a regulação do setor nos anos em que Lei do Plano Nacional de Saneamento Básico condicionou a transferência de recursos federais somente aos municípios com planos municipais elaborados. Os resultados também mostraram que a ineficiência persistente diminui quando os serviços de saneamento são ofertados por empresas regionais ou pela administração pública municipal. Ao relacionar os níveis de eficiência com as hospitalizações infantis, foi observado que a eficiência permanente reduz a taxa de internação e, para os municípios do Norte e Nordeste, alcançar uma alta eficiência técnica total também provoca a queda do número de crianças hospitalizadas pelas doenças ligadas ao saneamento inadequado.

**Palavras-chave:** Saúde Infantil; Saneamento Básico; Ineficiência.

**Abstract:** This paper aims to analyze the effect of inefficiency in sanitation services on child health conditions, using the stochastic frontier model proposed by Kumbhakar, Lien and Hardaker (2014), which separates inefficiency into two components: transient and permanent. Through a panel approach, for the period 2007-2018, it was found that the transitory inefficiency is reduced when, together, the regulation of the sector occurs in the years in which the Law of the National Basic Sanitation Plan conditioned the transfer of federal resources only to municipalities with prepared municipal plans. The results also showed that persistent inefficiency decreases when sanitation services are offered by regional companies or by the municipal public administration. When relating the efficiency levels with children's hospitalizations, it was observed that permanent efficiency reduces the hospitalization rate and for the North and Northeast cities, reaching a high total technical efficiency also causes a drop in the number of children hospitalized for related diseases to inadequate sanitation.

**Keywords:** Children Health; Sanitation; Inefficiency.

**Classificação JEL:** I10, L95, C23.

## 1. INTRODUÇÃO

A universalização do acesso a água potável, coleta e tratamento de esgoto é um desafio que incita a comunidade internacional de países, desde os anos 1980, quando foi declarado que aquela seria a década do saneamento e da água. Naquele período, diversas metas foram traçadas para que toda população global obtivesse serviços básicos de saneamento (WHITTINGTON *et al.*, 2007). Na década de 1990 e início dos anos 2000, as taxas de mortalidade infantil por doenças relacionadas ao saneamento inadequado (DRSI) se reduziram por todo o globo devido as melhores condições de saneamento, alimentação, escolaridade e serviços de saúde. Entretanto, nos países em desenvolvimento, como o Brasil, a redução da mortalidade de crianças não foi acompanhada de quedas proporcionais nas taxas de infecções por DRSI, causando

hospitalizações por doenças como Teníase, Esquistossomose e Amebíase que, a princípio, são facilmente evitáveis. Isso revela que o acesso a esses serviços está incompleto, sugerindo que governantes e organizações civis deem maior atenção para a criação de soluções e melhorias em água encanada e coleta de esgoto, itens básicos para qualquer sistema de saneamento (JEULAND *et al.*, 2013).

Analisando a distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento, fica evidente a heterogeneidade existente entre as regiões brasileiras. Enquanto as regiões Sul e, principalmente a Sudeste, se beneficiam da infraestrutura instalada em água encanada e esgotamento sanitário, as regiões Centro-oeste, Norte e Nordeste convivem com o déficit desses serviços, sobretudo com relação à coleta e tratamento de esgoto (RODRIGUES; VENSON; CAMARA, 2019). Devido ao acesso inadequado a esses serviços, surgem impactos negativos na saúde da população, onde os indivíduos com idade inferior a 5 anos são os mais afetados. Segundo Montgomery e Elimelech (2007), aproximadamente 60% da mortalidade infantil mundial é causada pelas doenças ligadas ao saneamento inadequado. No Brasil, Uhr, Schemel e Uhr (2016) estimam que 60 mil crianças anualmente são internadas em hospitais por infecções diarreicas causadas por doenças veiculadas por água contaminada. Isso mostra como o déficit de saneamento acarreta externalidades negativas para as condições de saúde, especialmente de indivíduos mais vulneráveis.

Muitas dessas hospitalizações e, conseqüentemente os óbitos, poderiam ser evitados com o aumento do acesso aos serviços de água encanada e esgoto. É neste ponto que, segundo Ferro, Romero e Castiglioni (2011) a eficiência pode se tornar uma variável chave uma vez que para uma empresa (privada ou pública) ser capaz de aumentar a produção de tais serviços é necessário que sua gestão de custos (mão de obra, equipamentos, entre outros) seja eficiente, caso contrário a redução de custos causaria uma redução na oferta dos serviços. Com isso, segundo os autores, uma eficiência nesses serviços significaria ser eficiente em salvar vidas por mortes como infecção diarreica e outras vinculadas ao saneamento inadequado.

Existe também a problemática quanto a alocação dos recursos destinados ao saneamento básico. Segundo Saiani e Azevedo (2018), a expansão desses serviços está sujeita ao aumento dos investimentos no setor que, se bem destinados, aumentam a eficiência na entrega. Porém, em muitos casos o aumento dos custos de expansão dos serviços não reflete uma melhora na qualidade, pois de acordo com Da hora *et al.* (2015), durante os anos 1990, o setor sofreu com a dificuldade em coordenar investimentos públicos e regulação de contratos em razão da ausência de um plano nacional com diretrizes e metas bem definidas. Isso resultou em uma prestação de serviços ineficientes com baixa qualidade na água que chega até as residências, interrupções nos serviços além de perdas por vazamentos na rede de distribuição. A ineficiência destes serviços provoca o crescimento dos gastos com saúde pública que objetivam combater os sintomas e agravos de DRSI, além de um gerenciamento falho dos recursos públicos (FERREIRA *et al.*, 2016).

Portanto, fica evidente que o problema do setor de saneamento não está apenas no déficit dos serviços, mas também na ineficiência de sua gestão. Diante disso, este estudo tem como objetivo verificar a eficiência dos serviços de saneamento dos municípios brasileiros e sua relação com a morbidade de crianças com até 5 anos de vida. Em um contexto global, alguns autores como Montgomery e Elimelech (2007), Isunju *et al.* (2011), Van Minh e Hung (2011), Brown, Cairncross e Ensink (2013) e Mallick, Mandal e Chouhan (2020) já abordam em seus trabalhos os benefícios socioeconômicos das melhorias no saneamento e enfatizam que a ausência desses serviços acarreta diversas doenças que prejudicam sobretudo a saúde de crianças.

Na literatura nacional, existem diversos autores como Gross *et al.* (1989), Teixeira, Heller e Barreto (2007), Barreto *et al.* (2010), Saiani e Azevedo (2018) e Mattos *et al.* (2019) que tratam dos fatores de riscos na ausência de água tratada, esgotamento e os impactos positivos da melhoria nesses serviços nas condições de saúde de crianças de algumas regiões específicas do país. Entretanto, o ponto comum entre esses trabalhos é que todos buscam relacionar os impactos do saneamento com a taxa de mortalidade e as condições nutricionais das crianças.

Embora a taxa de mortalidade seja um indicador relevante, ela não é capaz de capturar efeitos nas condições de saúde de crianças hospitalizadas. Além disso, outro aspecto pouco explorado é com relação a eficiência na entrega desses serviços à população. A discussão sobre as formas de melhoria na eficiência se concentra em observar se é a iniciativa pública ou privada que fornece os melhores serviços de água e esgoto, deixando de investigar as externalidades que a provisão eficiente dos serviços pode trazer. Assim,

este trabalho também busca contribuir nesta área ao relacionar diretamente os índices de eficiência dos serviços de saneamento com as hospitalizações causadas por DRSI em crianças de até 5 anos de vida.

As evidências obtidas apontam que a eficiência dos serviços de saneamento tem potencial para reduzir hospitalizações de crianças através do aumento da eficiência permanente e, especificamente para o Norte e Nordeste brasileiro, alcançando uma alta eficiência técnica total. Isso revela que quando uma firma do setor busca minimizar seu custo, para obter o máximo lucro em sua operação, ela estará gerando não somente resultados positivos para si, mas também externalidades positivas para aquele município que recebe seus atendimentos.

Além desta introdução, o trabalho possui mais quatro seções. A próxima seção faz uma breve revisão contextual do saneamento básico no Brasil e suas ligações com a saúde infantil. Na terceira seção são apresentados os modelos usados para estimar a eficiência dos serviços e os efeitos desse indicador nas interações por DRSI. A quarta seção mostra os principais resultados e discussões das análises realizadas. Finalmente, na última seção, o trabalho apresenta algumas considerações finais e direciona possíveis caminhos para investigações futuras.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

### *2.1 Uma visão geral sobre saneamento no Brasil*

O primeiro grande esforço para a criação de serviços de água e esgoto em ampla escala no Brasil foi em meados de 1970 com a criação do Plano Nacional de Saneamento (PLANASA). O principal objetivo do plano era ampliar significativamente o acesso ao abastecimento de água para 80% da população e levar serviços de esgoto para a metade dos domicílios. Contudo, mesmo conseguindo avançar substancialmente com relação a água, a situação de instabilidade econômica e política nas décadas subjacentes dificultaram a universalização das ideias do Plano e até o final do século XX o avanço nesses serviços ficou praticamente estagnado (ROCHA; ROSSONI; FARIA, 2018).

Com a ausência de um plano que definisse diretrizes e estabelecesse metas para serem atingidas, o gerenciamento do saneamento foi feito de maneira desarticulada, com a criação de empresas públicas municipais, autarquias estaduais ou ainda a partir de parceiras privadas. Essa forma desordenada na condução do saneamento provocou déficits regionais nos serviços de água e esgoto e ineficiência quanto a entrega e qualidade dos mesmos (MEDEIROS; RODRIGUES, 2019). Porém, em 2007, a Lei nº 11.445 iniciou um novo marco legal para o saneamento no Brasil ao determinar que a União deveria elaborar um Plano Nacional de Saneamento (PLANSAB).

Após extensa discussão com parlamentares e sociedade civil, o PLANSAB foi finalizado em 2014 com o Decreto nº 8.141. Neste plano, foram definidas metas que seriam acompanhadas quadrienalmente pelo Ministério das Cidades para que os municípios melhorassem a eficiência, a gestão e a qualidade dos serviços de saneamento. Dentre as principais metas, destaca-se a universalização do acesso a água potável e o esgotamento sanitário. Para alcançar esses objetivos o plano previa uma mudança no foco das medidas adotadas, isto é, inicialmente os investimentos ocorreriam em medidas estruturais (infraestrutura física) e posteriormente se adotaria ações estruturantes, com suporte político e gerencial para garantir a sustentabilidade dos serviços. (BRASIL, 2014).

Com o PLANSAB, um novo ciclo da gestão dos recursos públicos voltados ao esgotamento sanitário, água encanada e rede de infraestrutura foi inaugurado e programas nacionais como o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) passaram a destinar boa parte dos investimentos para a ampliação desses serviços, resultando em avanços nas atividades de saneamento. Em 2016, segundo o Instituto Trata Brasil (ITB, 2018) o número de pessoas atendidas com abastecimento de água alcançou cerca 166,6 milhões, o que significa um aumento aproximado de 2% ao ano comparado com o ano 2004 (data base para a pesquisa).

Contudo, mesmo com os avanços recentes ainda existem indicadores que necessitam melhorar. De acordo com o ITB (2018) o Brasil é pior país da América Latina em quesitos básicos como esgotamento sanitário e disponibilidade de banheiro. Além disso, atualmente ainda existem cerca de 33 milhões de pessoas que vivem sem água encanada em suas residências e mais da metade das residências (cerca de

55,1%) continuam sem esgotamento sanitário. A maioria dos municípios que ainda convivem com o déficit em saneamento estão localizados nas regiões norte e nordeste do Brasil. Segundo Borja (2014), nessas regiões, cerca de 17% da população não tinha o acesso a água encanada garantido em suas residências, impactando diretamente aproximadamente 10 milhões de habitantes. Isso significa um déficit quase 10 vezes maior se comparado com a região Sudeste, onde cerca de 1,2 milhões de pessoas não possuem água encanada nos domicílios.

Atualmente, novas discussões sobre o saneamento foram aprovadas no senado federal, provocando mudanças no marco legal. A nova lei (Lei nº 14.026/2020) foi aprovada em um contexto de fragilidade que se encontra a estrutura estatal em conceder investimentos para área. A nova lei proíbe que as empresas públicas sejam contratadas diretamente para realizar os serviços de saneamento, sendo necessário que municípios e estados lancem mão de uma ampla concorrência para que empresas estatais e privadas ofertem seus serviços por meio de licitação. Outra mudança relevante é o estabelecimento da prestação de serviços regionalizada, para abranger mais de um município. Com essa mudança é esperado que as empresas não ofertem apenas os serviços em cidades onde há potenciais lucros, mas também atendam outras localidades com capacidade técnica e financeira inferior (BRASIL, 2020).

## 2.2 Ineficiência no saneamento e impactos na saúde infantil

A relação entre saneamento e saúde infantil é estudada há décadas e desde trabalhos mais antigos, como Gross *et al.* (1989), até os mais recentes, como Leivas *et al.* (2015), deixam claro que a melhoria no abastecimento de água e o acesso ao esgotamento sanitário reduzem várias DRSI. Gross *et al.* (1989) estudaram crianças que moravam em comunidades de baixa renda para destacar que são nesses locais onde o déficit em saneamento é maior e que episódios de infecções diarreicas podem ser reduzidos em até 45% com a oferta regular desses serviços em tais regiões. Ao estudarem as regiões metropolitanas brasileiras, Leivas *et al.* (2015) também encontraram evidências da associação entre boa saúde infantil e acesso ao saneamento. Segundo os autores, onde não há déficit nesses serviços os pais reportaram com maior frequência um bom ou excelente estado de saúde da criança.

Segundo Galiani, Gertler e Schargrodsky (2005) uma forma de reduzir o déficit de saneamento e obter ganhos de eficiência é através da concessão desses serviços para a iniciativa privada. De acordo com o trabalho dos autores, a privatização dos serviços de água e esgoto na Argentina contribuiu significativamente para a redução das taxas de mortalidade e internações de crianças com idade inferior a 5 anos. Os ganhos de eficiência foram observados principalmente nas áreas mais pobres, onde os custos dos serviços não excluíram a população mais vulnerável tendo em vista que, em comparação com municípios que não privatizaram, os indicadores epidemiológicos obtiveram melhores resultados.

Em cidades brasileiras, a privatização dos serviços também melhorou o desempenho dos municípios em relação aos seus resultados de saúde infantil. Em locais com a prestação de serviços realizada por concessionárias estritamente privadas a eficiência em saneamento foi superior se comparada com regiões onde a atuação é pública ou mista. As taxas de mortalidade no primeiro ano de vida e as hospitalizações de crianças entre 1 e 5 anos parecem sofrer efeitos positivos com a melhoria do saneamento, conforme destacado por Saiani e Azevedo (2018). Por outro lado, os autores apontam que nos municípios onde os serviços são menos eficientes (concessão pública ou mista) não se observou uma queda estatisticamente significativa na mortalidade ou morbidade infantil.

De acordo com Cruz e Ramos (2012), maiores níveis de cobertura de água e esgotamento aliado ao gerenciamento eficiente dos serviços, estão associados a menores taxas de mortalidade e morbidade infantil. Por meio de técnicas paramétricas e não paramétricas, os autores encontraram uma relação positiva entre as perdas de água e as hospitalizações de crianças. A região nordeste obteve o pior desempenho em termos de eficiência e, conseqüentemente, as mais elevadas taxas de crianças internadas por DRSI. Por outro lado, a região sul e parte do sudeste alcançaram os maiores índices de eficiência local nesses serviços e, ao mesmo tempo, poucas internações por infecções causadas por DRSI.

A qualidade dos serviços de saneamento também é outro fator relevante. Mattos *et al.* (2019) trataram a qualidade como uma medida de ineficiência na entrega dos serviços de saneamento que podem ser materializadas pelos índices de perda, interrupções na distribuição, turbidez, coliformes e resíduos

excessivos de cloro encontrados na água. Aplicando uma metodologia para dados em painel, os autores perceberam que a ineficiência dos serviços estava ligada ao comportamento oscilante dos índices citados. Mesmo apresentando uma tendência de melhora, foi observado que, em alguns momentos do tempo, alguns índices (coliformes e turbidez) apresentaram picos de piora que se mostraram relevantes para impactar a saúde de crianças. Apesar dos resultados não identificarem que a eficiência desses indicadores possa impactar positivamente na redução das hospitalizações por diarreia ou hepatite, se mostraram significativos em reduzir internações por disenteria e infecções respiratórias aguda.

### 3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

#### 3.1 Fronteira de Custo Estocástica e Modelagem da Ineficiência

Para mensurar a eficiência dos serviços de saneamento dos municípios brasileiros e sua relação com a saúde de crianças com até 5 anos de idade, a estratégia empírica foi dividida em dois passos. Em um primeiro momento foi realizada a análise da eficiência nos serviços de saneamento através do uso da técnica de Fronteira Estocástica (SFA) e, posteriormente, aplicou-se uma análise de regressão para dados em painel. A escolha por esta faixa de idade se deve principalmente ao fato destes indivíduos serem os mais afetados por DRSI, segundo a OMS (2018).

Sob a ótica da teoria da produção, as firmas que produzem o saneamento são unidades que prestam serviços essenciais para os municípios. Desse modo, seu desempenho local reflete a capacidade das cidades em fornecer serviços de água encanada e esgoto, a partir de uma estrutura de custo. Uma ineficiência de custo pode comprometer a expansão desses serviços e não promover benefícios na saúde da população.

Do ponto de vista teórico, a teoria da dualidade permite que a produção de uma firma seja modelada com uma função de custo pode ser representada como (GARCIA; THOMAS,2001):

$$C = f(y, w, Z) \quad (1)$$

em que  $y$  representa o produto,  $w$  é o vetor de preços dos insumos usados e  $Z$  denota um vetor com variáveis de controle que podem afetar os custos das firmas. A equação (1) pode ser estimada tanto para o curto quanto para o longo prazo, diferenciando-se apenas pelo componente de custo fixo presente no curto prazo. Entretanto, Pontes (2019) destaca que, para o setor de saneamento, é comum que mesmo no longo prazo o insumo capital seja considerado como quase-fixo<sup>1</sup>, pois sua expansão pode ser altamente custosa e inviável para a firma realizá-la com facilidade. Assim, pode-se estimar a equação (1) considerando características de curto prazo e, então, recuperar a função custo de longo prazo através da minimização dos custos.

Quanto à forma funcional utilizada para representar a tecnologia de produção, opta-se por uma função do tipo Cobb-Douglas haja vista que diversos trabalhos que avaliaram a eficiência do setor saneamento como Da Silva e Souza, Faria e Moreira (2007), Ohira e Shirota (2005), Sabbioni (2008), Ferro *et al.* (2014), Ferro e Mercadier (2016) e Pontes (2019) adotaram esta forma, encontrando resultados satisfatórios nas estimações.

Para medir a ineficiência de custo empiricamente, pode-se utilizar uma fronteira de custo estocástica. O conceito de fronteira de eficiência surgiu, inicialmente, com o trabalho de Farrell (1957) que decompôs esta medida em dois componentes, a saber: eficiência técnica<sup>2</sup> e alocativa. Enquanto a primeira reflete a habilidade da empresa em obter a mesma produção reduzindo seus insumos, a segunda revela a capacidade que a firma tem em usar seus insumos em proporções ótimas, dado um vetor de preço relativos. Assim, as firmas que alcançam a minimização de custos irão compor a fronteira eficiente e, neste caso,

---

<sup>1</sup> Um insumo quase-fixo pode ser entendido como aquele que seu custo total de utilização pode ser parcialmente variável e parcialmente fixo. Ou seja, o capital será quase-fixo em um intervalo de produção  $(y_0, y_1)$  caso  $x_k = 0$  e  $y \in (y_0, y_1) \Rightarrow x_k(y) = x_k$  onde  $x_k$  é uma constante.

<sup>2</sup> A explicação apresentada refere-se a uma estimativa de fronteira de custo orientada para o insumo. Para detalhes sobre a orientação voltada ao produto consultar Kumbhakar, Wang e Horncastler (2015).

aquelas que se posicionarem fora da fronteira terão algum grau de ineficiência (técnica e/ou alocativa) que pode ser medido pela sua distância até a fronteira.

Tradicionalmente, a equação (1) pode ser estimada por uma fronteira de custo estocástica conforme especificada por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) em seu trabalho seminal:

$$C_{it} = f(x_{it}; \beta) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

em que  $x_{it}$  representa as variáveis que influenciam os custos da  $i$ -ésima firma no tempo  $t$  e  $\epsilon_{it}$  é denominado termo de erro composto onde  $\epsilon_{it} = v_{it} - u_i$ . O termo  $v_{it}$  é o ruído aleatório do modelo e  $u_i \geq 0$  é denominado como a ineficiência técnica específica de cada firma  $i$  da amostra.

Contudo, a estimação da ineficiência pela equação (2) pode gerar alguns problemas uma vez que qualquer heterogeneidade<sup>3</sup> presente nos municípios (condições de relevo, propriedades biológicas da água, clima, entre outras) e que pode afetar a produtividade da firma não é isolada no modelo, enviesando seus resultados. Desse modo, vários autores propuseram soluções para contornar esse problema e avançaram na modelagem de modelos de fronteira estocástica, pois permitiram que o termo de erro fosse decomposto três componentes (WANG; HO, 2010; CHEN *et al.*, 2014) ou em quatro componentes (COLOMBI *et al.*, 2011; KUMBHAKAR; LIEN; HARDAKER, 2014).

Os modelos que decompõe o erro em quatro componentes podem fornecer melhores resultados, pois, além de carregar o erro idiossincrático do modelo, permitem que a ineficiência invariante no tempo (chamada de ineficiência persistente) seja separada da heterogeneidade (efeito firma) e de uma ineficiência transitória, denominada ineficiência variável (KUMBHAKAR, WANG e HORNCASLER, 2015). Isso pode se tornar útil para o contexto da eficiência no setor de saneamento, tendo em vista que as mudanças nas leis do saneamento, bem como o marco regulatório, podem alterar a eficiência de custos das firmas o que torna relevante a distinção entre os efeitos supracitados. Nesse sentido, optou-se por utilizar essa abordagem no presente trabalho seguindo principalmente os métodos de estimação proposto por Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014). A forma genérica deste modelo consiste em reescrever a equação (2) como:

$$C_{it} = \alpha_0^* + f(x_{it}; \beta) + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

onde  $\alpha_0^* = \alpha_0 - E(\eta_i) - E(u_{it})$ ,  $\alpha_i = \mu_i - \eta_i + E(\eta_i)$  e  $\epsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$ . O termo  $\eta_i$  representa a ineficiência persistente da firma, ou seja, capta fatores que interferem na gestão e que são invariantes no tempo. Por suposição, sua distribuição é tal que  $N^+(m, \sigma_{\eta_i}^2)$  o que corresponde uma normal-truncada com média diferente de zero, pois o índice de eficiência por construção não pode ser negativo. O termo  $\mu_i$  com  $N(0, \sigma_{\mu}^2)$  se refere ao efeito não observado específico de cada firma e representa as diferenças de custo causada pela heterogeneidade não observada;  $u_{it}$  é a ineficiência variável que reflete fontes variantes no tempo e que podem interferir nas boas práticas de gestão. Assim como a ineficiência persistente, sua distribuição segue uma normal-truncada com média não zero ( $\lambda_{it}, \sigma_{u_{it}}^2$ ). Por fim,  $v_{it}$  é termo de erro estatístico do modelo com média zero e variância  $\sigma_v^2$ . É assumido que todos esses termos são independentes e identicamente distribuídos.

O processo de estimação da equação (3), segundo Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014), consiste em primeiramente encontrar as estimativas para o vetor  $\hat{\beta}$  para que sejam obtidos os valores preditos do efeito aleatório da firma ( $\hat{\alpha}_i$ ) e o erro estatístico  $\hat{\epsilon}_{it}$  através de uma regressão para dados em painel com efeito aleatório. A seguir, os valores de  $\hat{\epsilon}_{it}$  são utilizados para estimar a ineficiência variável no tempo ( $u_{it}$ ), utilizando o modelo de fronteira estocástica. O passo seguinte é encontrar a ineficiência persistente  $\eta_i$  a partir do efeito aleatório da firma estimado. Ao final, utiliza-se o método de Battese e Coelli (1988) para

<sup>3</sup> As firmas que operam em municípios que, por ventura, tenham um maior teor de salinidade na água ou ainda aqueles que sofre com fortes secas podem, por exemplo, se depararem com uma situação em que seus custos com qualidade e potabilidade da água se tornam muito mais caros do que em outras cidades. Isso poderia levar a uma conclusão errônea que os serviços prestados estariam sendo ineficientes, em termos de custos.

encontrar as medidas de eficiência através do residual encontrado nas estimações das ineficiências. Pelo produto da eficiência técnica persistente e da eficiência variável, é encontrada a eficiência técnica total.

As variáveis para compor a fronteira de custo estocástica foram escolhidas baseadas na literatura anteriormente citada sobre a eficiência do setor de saneamento. A fonte dos dados é pública e pode ser encontrada no site do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS). Foram utilizados dados que consideravam operadoras que realizavam serviços de água e esgoto. Convém destacar que o fornecimento das informações por parte das empresas é totalmente voluntário e, portanto, algumas acabam não disponibilizando os dados. O painel foi construído para o período de análise que compreende o intervalo entre 2007-2018, resultando em um painel desbalanceado. Isso se deve ao fato de que, no ano de 2007, a Lei 11.445/2007 entrou em vigor, marcando uma nova trajetória de acontecimentos no setor de saneamento como bem destacado na revisão de literatura anteriormente. O quadro 1 apresenta, em detalhes, as variáveis utilizadas para a construção da fronteira.

Quadro 1. Variáveis que compõe a fronteira de custo estocástica.

Variável	Definição	Unidade
Custo variável (CV)	Compreende o somatório dos custos com pessoal (mão-de-obra própria), produtos químicos, energia elétrica, serviços de terceiros, água importada e despesas fiscais.	R\$/ano
Preço do Trabalho (P <sub>L</sub> )	Consiste na divisão das despesas com pessoal próprio pelo número total de empregados próprios.	R\$/ano
Capital (K)	Medido pela extensão total da malha de distribuição de água e de esgoto coletado.	Km/ano
Custo Médio de Materiais (CMM)	Calculado dividindo as despesas com produtos químicos para o tratamento pela soma do volume de água produzido e esgoto coletado.	R\$/ano/1.000 m <sup>3</sup>
Produção dos serviços (Q)	Somatório do volume total de água submetida a tratamento com o volume total do esgotamento sanitário coletado.	1.000 m <sup>3</sup> /ano

Fonte: Elaboração própria.

Assim, considerando a forma log-linearizada da função Cobb-Douglas, a equação (4) representa a estimação do modelo de fronteira estocástica:

$$\ln CV_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{Lit} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln CMM + \beta_4 \ln Q_{it} + \alpha \sum_{i=1}^{27} UF + \phi \sum_{t=2008}^{2018} ANO + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Além das variáveis discriminadas no quadro 1, a equação (4) também apresenta uma *dummy* para estados (*UF*), que busca controlar as diferentes características existentes entre os estados brasileiros, e outra *dummy* para o tempo (*ANO*) que visa controlar o efeito do tempo nos custos. Após obter os  $\hat{\beta}$  através da estimação da fronteira de custo, pode-se realizar o procedimento Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) para encontrar a ineficiência persistente e variável. Convém destacar que todas as variáveis monetárias foram deflacionadas segundo o Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA). Este índice foi escolhido por ser o principal indicador de reajuste de preços da indústria em geral. Além disso, para preservar a homogeneidade de grau 1 da função de custo nos preços dos insumos, o custo variável total e o preço médio do trabalho foram divididos pelo preço médio da energia elétrica, que foi obtido dividindo as despesas com energia elétrica (R\$/ano) pelo consumo total de energia nas operações dos sistemas de água e esgoto.

Com os valores preditos de  $\varepsilon_{it}$ , pode-se estimar a ineficiência variável no tempo pela equação (5):

$$\lambda_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 fin_{it} + \gamma_2 Leg_{it} + \gamma_3 Reg_{it} + \gamma_4 Leg * Reg \quad (5)$$

em que *fin* representa um indicador de desempenho econômico-financeiro<sup>4</sup>. Já *Leg*<sup>5</sup> e *Reg* representam *dummies* para o período em que o PLANSAB entrou em vigor (a partir de 2014) e agências reguladoras, respectivamente. A interação entre eles busca capturar o efeito desses instrumentos, em conjunto, na ineficiência dos serviços prestados. Todas essas variáveis podem variar entre empresas e no tempo, podendo causar uma ineficiência transitória nos serviços prestados.

O procedimento final consiste em estimar a ineficiência persistente. Nesta etapa, foi considerada apenas aquelas variáveis que são invariantes no tempo. Assim,  $m_i$  pode ser estimado pela equação (6):

$$m_i = \delta_0 + \delta_1 emp_{pub} + \delta_2 emp_{mista} + \delta_3 aut + \delta_4 admin_{direta} + \delta_5 regional \quad (6)$$

onde as *dummies*  $emp_{pub}$  e  $emp_{mista}$  representam as empresas que são totalmente públicas e que possuem participações da iniciativa privada, respectivamente. A variável *aut* apresenta valor 1 caso as operadoras sejam autarquias criadas por lei e que, apesar de serem entidades públicas, possuem autonomia para gerenciar os serviços que estão sob sua responsabilidade. Já a *dummy* regional recebe valor 1 caso a prestadora de serviço seja estritamente regional, ou seja, opere em vários municípios simultaneamente. Vários autores na literatura recomendam essa distinção entre empresas regionais e locais, além da diferenciação entre o público e o privado, para que o efeito de uma empresa privada seja comparado ao de uma empresa pública.

### 3.2 Mensurando o impacto da ineficiência nas condições de saúde infantil

Na segunda parte da estratégia empírica buscou-se relacionar os resultados obtidos na análise de eficiência dos serviços de saneamento com as DRSI. Para tanto, foi estimado um modelo para dados em painel com efeitos fixos, onde a variável dependente representa as hospitalizações causadas pelas DRSI em crianças com até 5 anos de vida. Essas doenças podem ser classificadas de acordo com sua forma de contágio e grupo específico de morbidades. O quadro 2 apresenta um resumo dessas informações.

Quadro 2 – Principais DRSI segundo sua categoria de contágio e grupo de doenças.

Forma de contágio	Grupo	Doenças
Feco-Oral	Infecções diarreicas	Cólera, Salmonela, Amebíase, Isosporíase e outras infecções intestinais.
	Febre tifoide	Tifo e Paratifoide.
	Outros	Hepatite A, Poliomielite, Leptospirose, Ascariíase e Tricuríase.
Inseto vetor	Procriação na água	Filariose, Malária, Chagas, Dengue, Zika, Chikungunya, Febre Amarela e Leishmaniose.
Água contaminada	Penetração da pele	Esquistossomose
	Ingestão	Cisticercose, Teníase e outras infecções causadas por helmintos.

Fonte: Cairncross e Feachem (1990) e WHO (2009). Adaptado.

Assim, definindo DRSI como a taxa de internações por essas doenças (Quadro 2) por 100 mil habitantes no município *i* para o período *t*, tem-se a equação (7):

<sup>4</sup> É calculado através da divisão da soma das receitas operacionais diretas com água e esgoto pelas despesas totais para a realização dos serviços.

<sup>5</sup> A variável *Leg* foi utilizada como uma alternativa para o efeito da presença dos Planos Municipais de Saneamento Básico (PMSB), pois havia muitos dados *missing* para a amostra, prejudicando o efeito desse instrumento sobre a ineficiência conforme alguns estudos empíricos apontam como Pontes (2019) e Cruz e Ramos (2012). Como a legislação entrou em vigor em 2014 e condicionou o repasse de recursos federais apenas se houvesse PMSB elaborado, é possível que esta legislação tenha acelerado a construção dos PMSB e, conseqüentemente, aumentado a eficiência dos serviços.



$$DRSI_{it} = \lambda_i + v_t + \tau EV + \rho EP + \alpha_1 EG * RegiãoN + \alpha_2 EG * RegiãoNE + \theta X_{it} + \psi_{it} \quad (7)$$

onde  $\lambda_i$  e  $v_t$  são, respectivamente, os efeitos fixos de municípios e tempo. Os efeitos fixos de municípios visam capturar características fixas e que são particulares de cada município (qualidade de vida, infraestrutura local dos serviços de saúde, entre outros aspectos). Já os efeitos fixos de tempo tentam capturar qualquer sazonalidade que venha a ocorrer e que são comuns para todas as cidades e que possam se correlacionar com as DRSI como, por exemplo, surtos epidemiológicos. As variáveis  $EV$ ,  $EP$  e  $EG$  representam, respectivamente, a eficiência variável, persistente no tempo e eficiência técnica total conforme explicitado pelo modelo de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014). A iteração entre  $EG$  e as regiões Norte e Nordeste são *dummies* criadas para capturar o efeito da heterogeneidade espacial existente nos serviços de saneamento ao longo do território brasileiro. Assim, foi considerada uma medida qualitativa da distribuição das eficiências, onde os municípios que se localizassem no primeiro quartil distribucional receberiam valor 1 na  $EG$ , indicando possuírem uma eficiência alta.

Por fim, a matriz  $X_{it}$  representa um vetor de variáveis de controle. Foram incluídos como controle: i) Cobertura dos postos de Estratégia de Saúde da Família (ESF) (percentual); ii) Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal, dimensão Emprego e renda (IFDM-ER); iv) Percentual da cobertura vacinal segundo calendário recomendado da Sociedade Brasileira de Imunização<sup>6</sup> (SBI).

#### 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Inicialmente, foi realizada uma análise descritiva das variáveis de estudo para um melhor conhecimento do seu comportamento. Os resultados, com as principais estatísticas descritivas, encontram-se na Tabela 1.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis do estudo.

Variáveis	N	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação (%)
Painel A						
Custo variável	19961	359449,4	4,68e+07	-2820,82	6.57e+09	1329,00
Preço do trabalho	19418	109,79	1140,23	0,25	143049	1038,00
Capital	21849	363,51	1262,99	0	42164	347,00
Custo médio dos materiais	19418	5938,19	446760,2	0	5.47e+07	752,30
Produção	21849	7298,82	389724,37	0	1352912	530,00
Painel B						
DRSI	54977	115,82	159,10	0,33	4139,94	137,00
IFDM-ER	54363	0,5275	0,1388	0,1019	0,9523	26,24
Cobertura Vacinal	54977	95,70	28,54	0	1722,22	29,82
Cobertura ESF	54977	87,37	21,74	0	100	24,88

Fonte: Dados da pesquisa.

No painel A da Tabela 1, é possível notar a grande heterogeneidade que as variáveis utilizadas para a construção da fronteira possuem, tendo em vista os elevados coeficientes de variação apresentados. Isso é uma característica comum entre as operadoras de saneamento nos municípios brasileiros. Segundo Saiani e Azevedo (2018), a produção, utilização de insumos e os custos possuem grandes diferenças devido a existência de operadoras regionais, locais e microrregionais. Apesar do presente estudo não utilizar o porte da empresa como unidade observada, a amplitude das variações é explicada, em grande parte, pelo tamanho de cada município onde se encontra as operadoras.

O painel B da Tabela 1 também apresenta heterogeneidade no conjunto de dados, porém, menos acentuado se comparado ao painel A. Essa heterogeneidade nos dados referentes a saúde infantil é, segundo Leivas *et al.* (2015), devido as disparidades regionais e até mesmo locais que existem na infraestrutura de

<sup>6</sup> As vacinas recomendadas para todas as crianças até o quinto ano de vida são: BCG, Hepatite A e B, DTP, Poliomielite, Pneumocócica, Meningocócica B e Tríplice Viral.

saúde brasileira. Entretanto, é interessante destacar que a cobertura vacinal das crianças, em alguns municípios, superou os 100%. Isso indica que a meta estipulada foi batida e mais crianças que o “necessário” foram imunizadas contra as principais doenças indicadas pela SBI.

A seguir, a Tabela 2 apresenta os resultados da estimação da fronteira estocástica e da ineficiência, conforme o modelo de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) especificado na equação (4). A coluna com os resultados do modelo (1) apresenta os resultados obtidos sem o controle dos efeitos por estados e de ano. No modelo (2) e (3), são acrescentadas tais *dummies* uma de cada vez e, finalmente, o modelo (4) tem-se a estrutura completa para se analisar os efeitos permanentes e transitórios sobre a ineficiência das empresas.

Tabela 2. Resultados para as estimações da fronteira de custo estocástica.

	Modelo (1)	Modelo (2)	Modelo (3)	Modelo (4)
<b>Função de Custo</b>				
ln P <sub>L</sub>	0,3824*** (0,0076)	0,3916*** (0,0077)	0,0114*** (0,0043)	0,0132*** (0,0043)
ln K	0,7211*** (0,0129)	0,7317*** (0,0129)	0,4085*** (0,0080)	0,4177*** (0,0081)
ln CMM	0,5101*** (0,0044)	0,5107*** (0,0043)	0,0284*** (0,0031)	0,0287*** (0,0032)
ln Q	0,1330*** (0,0084)	0,1282*** (0,0085)	0,1607*** (0,0047)	0,1637*** (0,0048)
Dummy UF	Não	Sim	Não	Sim
Dummy Ano	Não	Não	Sim	Sim
Constante	-6,4868*** (0,0608)	5,8698*** (0,6152)	10,5221*** (0,0461)	11,5791*** (0,6353)
<b>Ineficiência Variável</b>				
fin	-0,0010*** (0,0001)	-0,0011*** (0,0001)	-0,0001*** (5,67e-06)	-0,0001*** (5,80e-06)
Leg	0,6036*** (0,0232)	0,5771*** (0,0239)	0,0823*** (0,0112)	0,0803*** (0,0112)
Reg	0,2331*** (0,1159)	0,2206*** (0,0115)	0,1011*** (0,0055)	0,0991*** (0,0055)
Leg*Reg	-0,3383*** (0,0245)	-0,3102*** (0,0246)	-0,1088*** (0,0118)	-0,1060*** (0,0183)
<b>Ineficiência Persistente</b>				
Empresa pública	0,0995 (0,0758)	-0,0929 (0,0671)	-0,3574*** (0,0813)	0,2863 (0,0772)
Empresa Mista	0,5427*** (0,0154)	0,2206*** (0,0135)	0,3403*** (0,0169)	0,1708*** (0,0159)
Autarquia	0,1519*** (0,0268)	0,1020*** (0,0234)	-0,1272*** (0,0294)	-0,0321 (0,0275)
Adm. mun. direta	-0,4153*** (0,0287)	-0,5486*** (0,0251)	-1,1950*** (0,0314)	-1,147*** (0,029)
Regional	-0,1881*** (0,0271)	-0,0049 (0,0237)	-0,3620*** (0,0305)	-0,2041*** (0,0283)

Nota: \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<.0,01;

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação aos resultados da função de custo, a Tabela 2 evidenciou que o custo variável (variável explicada) apresenta aumentos conforme os regressores também aumentam, indicando a monotonicidade da função estimada, condição essencial para uma Cobb-Douglas. Além disso, todas as variáveis foram significativas e as elasticidades encontradas são inferiores a um, apontando para a existência de economias de escala no curto prazo.

Outra condição necessária para garantir que a função estimada de curto prazo seja correspondente a função de custo no longo prazo é a significância do coeficiente relacionado ao capital. Se as empresas estivessem em seu ótimo, então a derivada parcial da função de custo variável em relação ao capital deveria ser negativa, conforme mostram Garcia e Thomas (2001). Entretanto, os resultados apresentados revelam

um resultado positivo e significativo para a elasticidade do custo em relação ao capital, ou seja, as operadoras estão fora do seu caminho ótimo.

Ainda na Tabela 2 são apresentados os resultados para a ineficiência variável no tempo. Na coluna do modelo mais completo (modelo 4), os resultados de todas as variáveis incluídas para captar efeitos variáveis na ineficiência se mostraram significativos. Apesar de significativo, o efeito observado do indicador de desempenho econômico-financeiro (*fin*) é muito pequeno. Isso significa que mesmo que as operadoras de saneamento melhorem suas receitas operacionais o seu poder de redução na ineficiência transitória é relativamente baixo.

Por outro lado, as demais variáveis que representam o ambiente jurídico-regulatório em que se encontra o saneamento apresentaram resultados mais expressivos, indicando que o cenário no qual as empresas estão inseridas parece ser mais importante que a operação em si para melhores resultados sobre a ineficiência variável. Inicialmente, a variável *Leg*, que assume valores iguais 1 a partir do ano 2014 (ano quando foi condicionada a transferência de recursos federais aos municípios somente se houvesse PMSB) e a variável *Reg*, que assume valores iguais a 1 quando o município é regulado por alguma agência, se mostraram incapazes de reduzir a ineficiência variável individualmente, pois seus coeficientes foram positivos e significativos. Isso significa que os municípios que possuem apenas agência reguladora, em média, têm uma ineficiência transitória maior que aqueles que não possuem muito provavelmente, conforme destaca Borja (2014), pelo fato do baixo desempenho técnico em atender e executar as normas impostas. Além disso, Pontes (2019) destaca que com o marco regulatório em 2007 as agências reguladoras poderiam estar criando novas normativas para serem atendidas e isso, no curto prazo, estaria afetando os custos e aumentando a ineficiência.

O fato da legislação aumentar a ineficiência variável poderia estar ligado ao modo como a mesma é implementada. Em alguns estudos como em Medeiros e Rodrigues (2019), apesar de positivo, o efeito das políticas de saneamento não foi significativo para impactar a eficiência das operadoras. Por outro lado, Pontes (2019) observou um efeito negativo, porém sem significância estatística para sua amostra. No geral, o presente estudo e os demais citados convergem ao expor a dificuldade que este instrumento possui em gerar externalidades positivas para o setor, pois, em muitas situações, a condicionalidade de recebimento de recursos federais para o setor poderia está acelerando a criação dos PMSB, mas com pouca coordenação, provocando dificuldades na execução do que foi planejado.

Entretanto, quando há regulação nos municípios nos anos em que a transferências de recursos federais se torna condicional a existência de PMSB os resultados da Tabela 2 indicam que, conjuntamente, essas variáveis são capazes de reduzir, em média, a ineficiência de custo das empresas de saneamento. Tais resultados são semelhantes aos encontrados em Pontes (2019) e reforçam a importância de a regulação ser realizada tomando como base o plano existente, para que o PMSB deixe de ser apenas obrigatório e se torne um instrumento relevante para melhorar os serviços de água e esgoto nos municípios brasileiros.

A última parte da Tabela 2 apresenta os resultados referente aos efeitos persistentes sobre a ineficiência de custo. Constata-se que as operadoras que são sociedade mistas, seja com administração pública ou privada, aumentam a ineficiência enquanto que empresas que estão sob a responsabilidade da administração pública direta (prefeituras) podem reduzir a ineficiência dos serviços. As demais variáveis relacionadas a natureza jurídica, apesar de não se mostrarem significativa, mantiveram o sinal esperado dos seus coeficientes. Tais resultados se assemelham com alguns trabalhos (DA SILVA e SOUZA; DE FARIA; MOREIRA, 2007; SABBIONI, 2008) e, por outro lado, difere de tantos outros, evidenciando que ainda não há um consenso na literatura que aponte qual tipo de empresa (pública, privada ou mista) é mais eficiente para fornecer os serviços de saneamento.

Os resultados do presente estudo, caminham no sentido contrário aos achados de Seroa da Motta e Moreira (2006) e Ferro e Mercadier (2016) que apontavam que as operadoras privadas tinham melhor desempenho se comparadas com autarquias e empresas públicas. Um dos motivos que pode ter causado essa diferença decorre do fato do modelo adotado. Apesar dos autores utilizarem a fronteira estocástica como forma de estimação na ineficiência dos custos, suas abordagens não consideravam a separação que efeitos transitórios e persistentes poderiam ter sobre a ineficiência. Assim, a separação desses efeitos, como no presente estudo, pode trazer maior refinamento para as estimações e isolar a parcela de importância que cada um tem sobre a ineficiência gerada.

Em relação a comparação entre empresas regionais e locais, os resultados da Tabela 2 mostram que as empresas regionais são capazes de entregar os serviços de saneamento de forma mais eficiente se comparado aos operadores locais. Esses resultados corroboram com os trabalhos de Tupper e Resende (2004), Sabbioni (2008) e Pontes (2019) que destacaram a importância que as economias de escala têm sobre o desempenho dessas companhias ao permitirem que insumos como o custo operacional e os gastos com mão de obra possam ser mitigados quando as firmas atendem diversas localidades.

Após estimar as ineficiências para a média da distribuição e obter os coeficientes da Tabela 2, é possível calcular a eficiência variável e permanente para cada operadora de saneamento e, através do produto entre essas duas eficiências, encontrar uma eficiência total. A Tabela 3 apresenta a média para essas variáveis.

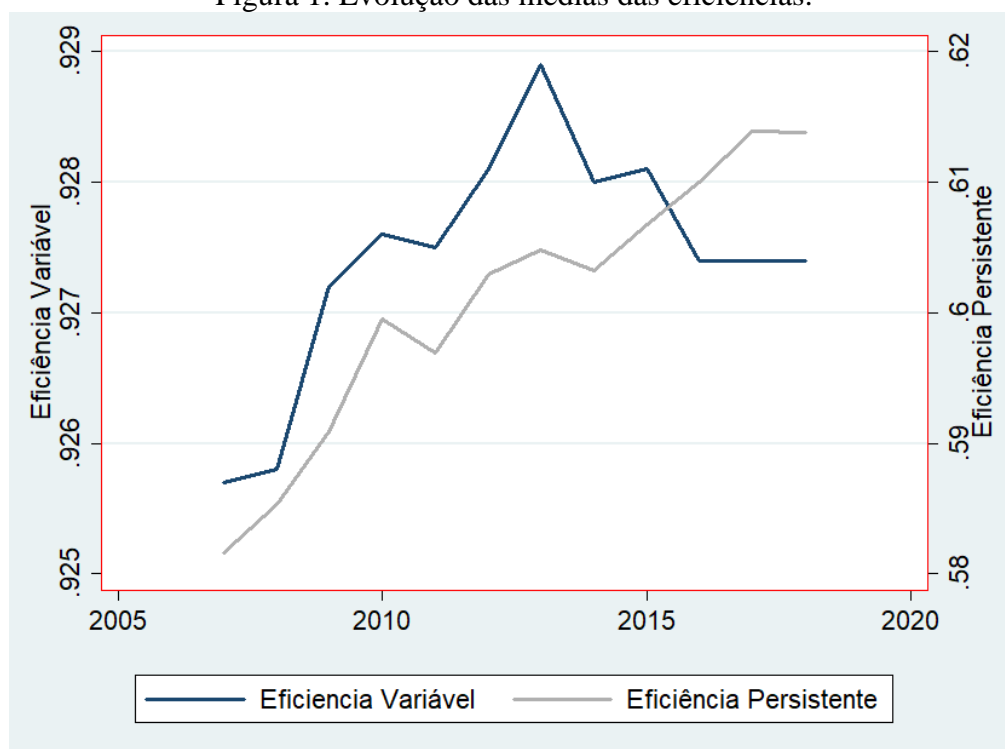
Tabela 3. Média da eficiência das empresas prestadoras do serviço de saneamento.

<b>Eficiência</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
Variável	0,9275	0,0135	0,7339	0,9841
Persistente	0,6021	0,1518	0,1002	0,9341
Total	0,5586	0,1414	0,0888	0,8869

Fonte: Dados da pesquisa.

Pelos resultados da Tabela 3 é possível notar que a eficiência variável é superior a persistente. Isso significa que, no curto prazo, o desempenho das firmas tem sido melhor e, ao longo dos anos, problemas como a gestão das empresas acabam influenciando a eficiência do setor, reduzindo os níveis de eficiência. A seguir, a Figura 1 apresenta a evolução da média de ambas as eficiências ao longo dos anos.

Figura 1. Evolução das médias das eficiências.



Fonte: Dados da pesquisa.

Analisando a Figura 1, nota-se que tanto a eficiência variável, quanto a persistente, crescem rapidamente a partir de 2008, ou seja, logo após o marco regulatório do saneamento. Isso significa que o marco regulatório, conjuntamente com os esforços para aumentar os investimentos no setor, podem ter contribuído para esse aumento verificado. Entretanto, a partir de 2014, ano em que o PLANSAB entra em vigor, somente a eficiência persistente permanece com uma tendência de crescimento. Tal como já apresentado nos resultados da Tabela 2, a Figura 1 evidencia que impor apenas uma legislação sem considerar mecanismos de regulação apropriados, pode afetar eficiência dos serviços prestados, sobretudo no curto prazo.

Com os resultados das eficiências encontrados, cruzaram-se esses dados com as informações que são relevantes para a saúde infantil além de outras variáveis de controle de interesse, visando verificar o impacto da eficiência do setor de saneamento nas internações por DRSI. A Tabela 4 apresenta os resultados para os modelos de dados em painel por efeito fixo, aleatório e *pooled*.

Tabela 4. Efeito da eficiência do setor de saneamento nas internações por DRSI.

Variável	Modelo		
	<i>Pooled</i>	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
EV	3,375 (66,04)	85,21 (72,01)	67,69 (41,09)
EP	42,25*** (7,056)	-67,28** (29,95)	40,03*** (13,01)
EG*RegiãoN	46,46*** (15,48)	-53,06* (27,69)	14,35 (20,35)
EG*RegiãoNE	30,32*** (4,026)	-23,78*** (8,902)	16,12*** (6,223)
Cobertura Vacinal	-0,0415 (0,0361)	0,0508** (0,03)	0,0378 (0,0248)
Cobertura ESF	0,294*** (0,0406)	-0,678*** (0,0651)	-0,0185 (0,0427)
IFDM-ER	-101,01*** (7,720)	-13,10 (8,552)	38,99*** (7,840)
Dummy Ano	Sim	Sim	Sim
R <sup>2</sup>	0,0476	0,0761	0,0318
Observações	15784	15784	15784
Teste F (Chow)	15,36***		
Teste Breusch-pagan (LM)	3265,39***		
Teste de Hausmann	139,99***		

Nota: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01.

Fonte: Dados da pesquisa.

Obs: Modelo de efeito fixo com erros padrão robustos a autocorrelação intramunicípios.

Os resultados da Tabela 4 indicaram, a partir dos testes de Chow e Breusch-Pagan, que as características não observadas podem afetar as DRSI. Logo, se a estratégia empírica fosse realizada por meio da regressão *pooled* as estimativas seriam inconsistentes e viesada. Além disso, pelo teste de Hausman aplicado é possível rejeitar o modelo com efeitos aleatórios. A ideia de utilizar esse teste é comparar as estimativas de efeitos aleatórios com as de efeitos fixos. Quando diferenças estatisticamente significantes ocorrem, como no caso deste estudo, pode-se dizer que os estimadores de efeitos aleatórios serão inconsistentes. Logo, os achados dos testes aplicados indicam o uso do modelo de efeitos fixos como o mais adequado para as análises.

Analisando os resultados obtidos pelo modelo de efeitos fixos na Tabela 4, é possível perceber que apenas a eficiência variável não apresentou significância. Por outro lado, a eficiência persistente obteve significância e o sinal esperado (negativo). Isso revela que mudanças no curto prazo nos serviços de saneamento, capturadas pela eficiência variável, não possuem efeito em reduzir as taxas de internações DRSI. Porém, a eficiência permanente é capaz de reduzir as hospitalizações, evidenciando a importância de se manter uma boa gestão no longo prazo dos serviços de saneamento. Além disso, as *dummies* para as regiões Norte e Nordeste se mostraram significativas e negativas, reforçando a ideia que alcançar uma alta eficiência nessas regiões é importante para melhorar as condições de saúde infantil nos municípios.

Os resultados encontrados com o modelo de efeito fixo complementam as análises sobre a qualidade do saneamento realizada por Mattos *et al.* (2019). Os autores apontavam que nas regiões Norte e Centro-Oeste as hospitalizações por DRSI estavam relacionadas com uma queda na qualidade dos serviços prestados. Considerando que uma firma com alta eficiência entrega os serviços com maior qualidade, os resultados da Tabela 4 evidenciam que atingir uma alta eficiência pode reduzir substancialmente as hospitalizações de crianças com idade inferior a 5 anos.

Além desse resultado, outro achado interessante está ligado ao coeficiente negativo da eficiência persistente. Considerando que são as empresas regionais e aquelas com administração pública direta que reduzem a ineficiência permanente, tais resultados se distinguem aos encontrados por Saiani e Azevedo (2018). Em seu estudo, os autores encontraram evidências parciais de que a privatização, sobretudo local, poderia melhorar as condições de saúde da população até a faixa etária dos 15 anos. Apesar de não usarem nenhuma variável indicadora de eficiência, fica claro que a ideia geral do trabalho era mostrar que firmas privadas entregavam melhores serviços para a população. Entretanto, conforme Ferreira *et al.* (2016) apontam, dificilmente empresas privadas entrariam em áreas que não são estruturadas para receber serviços de saneamento e isso poderia afetar a ineficiência ao longo dos anos. No presente estudo, os resultados parecem convergir parcialmente para a vertente defendida por Ferreira *et al.* (2016) ao constatar pelo menos a administração pública direta com maior potencial de redução das hospitalizações, se comparado com empresas privadas.

Entre as demais variáveis de controle, a cobertura vacinal apresentou um efeito positivo inesperado sobre as hospitalizações por DRSI. No geral, o aumento da cobertura de vacinação provoca um efeito positivo na saúde infantil e, no caso do saneamento, um efeito nulo também poderia observado tendo em vista que as vacinas obrigatórias propostas pela SBI possuem pouca ligação com as DRSI, exceto hepatite A. No entanto, o aumento da cobertura vacinal pode, indiretamente, se relacionar com aumentos nas hospitalizações por DRSI devido ao ambiente no qual a vacinação ocorre. Geralmente, em localidades mais carentes, a vacinação pode ocorrer acompanhada por um médico e/ou enfermeiro que aproveita o momento da imunização para examinar a saúde infantil. Com isso, a família e o profissional de saúde podem trocar informações clínicas sobre a criança que indiquem sintomas ligados às DRSI que, posteriormente, leve a uma internação. Tais resultados são mais frequentes em países da África subsaariana onde, conforme Montgomery e Elimelech (2007), a vacinação contra Tifo e Difteria levam ao aumento de internações de crianças, em um primeiro momento, devido as péssimas condições de saúde em que se encontra a população infantil.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Objetivou-se, com este estudo, verificar a eficiência dos serviços de saneamento dos municípios brasileiros e sua relação com a morbidade de crianças com até 5 anos de vida, utilizando um modelo de fronteira de custo estocástica e dados em painel. Em resumo, os resultados estimados pela fronteira apresentaram as características desejáveis e mostraram que o ambiente regulatório e institucional no qual as empresas de saneamento estão inseridas são mais importantes do que a operacionalização dos serviços, pois o impacto da variável de desempenho econômico-financeiro, apesar de estatisticamente significativa, ficou próximo de zero.

Ao separar os efeitos transitórios e permanentes sobre a ineficiência, ficou constatado que apenas no período em que houve a condicionalidade da legislação para a transferência de recursos federais em conjunto com a regulação das agências é que a ineficiência variável se reduziu, mostrando a relevância de se conjugar esses instrumentos para que exista uma melhora na coordenação e execução nos serviços de saneamento. Pelo lado da ineficiência permanente, os resultados apontaram que as empresas regionais são capazes de provocar a queda da ineficiência de custo muito em função dos ganhos com economias de escala. Além disso, analisando o tipo de natureza jurídica da empresa, ficou evidenciado que as empresas com administração pública direta municipal também possuem o efeito de diminuir a ineficiência, contrapondo a ideia de que a privatização local seria a melhor alternativa para os menores municípios.

Ao relacionar os resultados das eficiências variável, permanente e total com a saúde infantil ficou constatado que essas duas últimas podem contribuir para reduzir as hospitalizações de crianças. Para municípios da região Norte e Nordeste, alcançar uma eficiência técnica total de custo alta pode reduzir as internações por DRSI entre 23 a 53 casos por 100 mil habitantes. Já a eficiência permanente contribui para diminuir, em média, 63 internações por 100 mil habitantes. Tais resultados revelam a importância de se melhorar ambiente institucional e de regulação no setor de saneamento para que outras áreas, como a saúde, possam se beneficiar das potenciais externalidades advindas de um serviço de água e esgoto eficiente.

Deve-se destacar, entretanto, que o presente estudo não considera possíveis efeitos espaciais que um serviço de saneamento eficiente pode ter sobre as DRSI. Além disso, devido a excessiva quantidade de

dados faltantes, algumas variáveis como a duração das interrupções no fornecimento dos serviços e quantidade de amostras de água fora do padrão não puderam ser utilizadas para controlar os efeitos do saneamento sobre a saúde infantil, o que limita os resultados dessa pesquisa. Buscar soluções para substituir tais variáveis, além de considerar uma abordagem espacial, podem se tornar boas sugestões para trabalhos futuros que relacionem a eficiência das operadoras de saneamento com a saúde infantil.

## REFERÊNCIAS

AIGNER, D.; LOVELL, C. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.

BORJA, P. C. Política pública de saneamento básico: uma análise da recente experiência brasileira. **Saúde Sociedade**, v. 23, n. 2, p. 432-447. 2014.

BATTESE, G.; COELLI, T. J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of econometrics**, v. 38, n. 3, p. 387-399, 1988.

BRASIL. **Lei n. 11.445, de 05 de janeiro de 2007**. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico. 2007. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/ato2007-2010/2007/lei/111445.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ato2007-2010/2007/lei/111445.htm)>. Acesso em 06 jan. 2020.

BRASIL. **Plano Nacional de Saneamento Básico**. Coordenação da Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental – Ministério das Cidades: 2014.

BRASIL. **Lei n. 14.026, de 15 de julho de 2020**. Atualiza o marco legal do saneamento e altera a Lei n. 9.984/2007. Disponível em: <<https://www.in.gov.br/en/web/dou/-/lei-n-14.026-de-15-de-julho-de-2020-267035421>>. Acesso em 20 ago. 2020.

BROWN, J.; CAIRNCROSS, S.; ENSINK, J. H. Water, Sanitation, hygiene and enteric infections in children. **Global Children Health**, v. 98, p. 629-634, 2013.

CAIRNCROSS, S.; FEACHEM, R. **Environmental Health Engineering in the Tropics**. Wiley-Sons. 1990.

CHEN, Y.-Y.; SCHMIDT, P.; WANG, H.-J. Consistent Estimation of the Fixed Effects Stochastic Frontier Model, **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 2, 65–76, 2014.

COLOMBI, R.; MARTINI, G.; VITTADINI, G. **A Stochastic Frontier Model with Short-Run and Long-Run Inefficiency Random Effects**. Department of Economics and Technology Management, University of Bergamo, Working Paper Series, 2011.

CRUZ, K.E.A.; RAMOS, F.S. Eficiência na gestão do saneamento básico e seus impactos sobre a promoção da saúde: Uma aplicação da análise envoltória de dados. **In: XVII ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, Anais, 2012**.

DA HORA, A. L.; SHIMODA, E.; DA HORA, H. M.; COSTA, H. G. Análise da eficiência dos serviços de saneamento básico nos municípios do estado do Rio de Janeiro. **Pesquisa Operacional para o Desenvolvimento**, v. 7, n. 1, p. 55-81. 2015.

DA SILVA e SOUZA, G.; FARIA, R. C.; MOREIRA, T. B. Estimating the relative efficiency of brazilian publicly and privately owned water utilities: a stochastic cost frontier approach. **Journal of the American water resources association**, v. 43, n. 5, p.1237-1245, 2007.

- FARREL, M. J. The measure of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, 1957.
- FERREIRA, P. S.; MOTTA, P.C.; SOUZA, T.C.; SILVA, T.P.; OLIVEIRA, J.F.; SANTOS, A.S.P. Avaliação preliminar dos efeitos da ineficiência dos serviços de saneamento na saúde pública brasileira. **Revista internacional de Ciências**, v. 6, n. 2, p. 214-229, 2016.
- FERRO, G.; ROMERO, C. A.; CASTIGLIONE, I. Efficiency in saving infant lives: the influence of water and sanitation coverage. **Working paper hal-00612956**, 2011. Disponível em: <<http://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00612956>>. Acesso em 12 jan. 2020.
- FERRO, G.; LENTINI, E.; MERCADIER, A. C.; ROMERO, C. A. E. Efficiency in Brazil's water and sanitation sector and its relationship with regional provision, property and the independence of operators. **Utilities Policy**, v. 28, n. 2, p. 42-51, 2014.
- FERRO, G.; MERCADIER, A. C. Technical efficiency in Chile's water and sanitation providers. **Utilities Policy**, v. 46, p. 97-109, 2016.
- FONSECA, F. R.; VASCONCELOS, C. H. Análise espacial das Doenças Relacionadas ao Saneamento Ambiental Inadequado no Brasil. **Cad. Saúde Colet**, v. 19 n. 4, p. 448-453. 2017.
- GALIANI, S.; GERTLER, P.; SCHARGRODSKY, E. 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.
- GUIMARÃES, R.M.; ASMUS, C.I.R.; OLIVEIRA JÚNIOR, S.A.; MAZOTO, M.L. Acesso ao saneamento básico e a internação por doença diarreica aguda: um estudo de vulnerabilidade social. **Revista Salud ambiental**, v. 13, n. 1, p. 22-29, 2013.
- GROSS, R.; SCHELL, B.; MOLINA, M. C. B.; LEÃO, M. A. C.; STRACK, U. The impact of improvement of water supply and sanitation facilities on diarrhea and intestinal parasites: a Brazilian experience with children in two low-income urban communities. **Rev. Saúde públ.**, v. 23, n. 3, p. 214-20, 1989.
- HUTTON, G.; RODRIGUEZ, U.; WINARA, W.; ANH, N.; PHYRUM K.; CHUAN, L.; BLACKETT, I.; WEITZ, A. Economic efficiency of sanitation interventions in southeast Asia. **Journal of Water, Sanitation and Hygiene for Development**, v. 4, n. 1, p. 23-36, 2014.
- INSTITUTO TRATA BRASIL. **Benefícios econômicos e sociais da expansão do saneamento no Brasil. 2018.** Disponível em: <<http://www.tratabrasil.org.br/estudos/estudos-itb/beneficios-economicos-e-sociais>>. Acesso em: 06 jan. 2020.
- JEULAND, M. A.; FUENTE, D.; OZDEMIR, S.; ALLAIRE, M. C.; WHITTINGTON, D. The long-term dynamics of mortality benefits from improved water and sanitation in less developed countries. **PLoS ONE**, v. 8, n. 10, p. 1-16, 2013.
- LEIVAS, P. H.; GONÇALVES, R. R.; DOS SANTOS, A. M. A.; SOUZA, O. T. Sustentabilidade, saneamento e saúde infantil no Brasil: uma análise a partir de macro e Microdados. **Anais do XVIII Encontro de Economia da Região Sul-Anpec Sul, 2015.**
- KUMBHAKAR, S. C.; WANG, H.; HORNCastle, A. P. **A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata.** Cambridge University Press, 2015.



MALLICK, R.; MANDAL, S.; CHOUHAN, P. Impact of sanitation and clean drinking water on the prevalence of diarrhea among the under-five children in India. **Children and Youth Services Review**, v. 118, p. 10578, 2020.

MATTOS, E.; PINTO, C.; TEIXEIRA, L.; MELONI, L. Sanitation and health: empirical evidence for Brazilian municipalities. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 39, n. 2, p. 269-302, 2019.

MEDEIROS, V.; RODRIGUES, C.T. Políticas públicas municipais, universalização e eficiência no setor de saneamento básico: uma análise para os municípios mineiros. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 53, n. 2, p. 183-210, 2019.

MENEZES, R. T.; SAIANI, C.; AZEVEDO, P. F. Público versus Privado: efeitos das privatizações sobre o acesso e a equidade do acesso a serviços de saneamento básico no Brasil. In: **Anais do XLII Encontro Nacional de Economia-ANPEC, 2016**.

MONTGOMERY, M. A.; ELIMELECH, M. Water and Sanitation in Developing Countries: Including Health in the Equation. **Environmental Science & Technology**, January, p. 17-24, 2007.

OHIRA, T. H.; SHIROTA, R. Eficiência econômica: uma aplicação do modelo de fronteira estocástica em empresas de saneamento. In: **Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, p. 1-11, 2005**.

PONTES, R. P. **Impactos do planejamento e da regulação no desempenho das empresas do setor de saneamento**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Viçosa, Minas Gerais, UFV/DER, 2019.

ROCHA, A. C. T.; ROSSONI, H. A. V.; FARIA, M. T. Determinantes envolvidos no perfil de doenças relacionadas às condições sanitárias inadequadas nos municípios brasileiros: avaliação realizada nas 10 melhores e 10 piores cidades do ranking do saneamento. **ForSci IFMG**, v. 6, n. 2, p. 2-22, 2018.

RODRIGUES, K. C. T.; VENSON, A. H.; CAMARA, M. R. Distribuição espacial do acesso aos serviços de saneamento básico nas microrregiões brasileiras de 2006 a 2013. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 15, n. 1, p. 137-151. 2019.

SABBIONI, G. Efficiency in the Brazilian sanitation sector. **Utilities Policy**, v. 16, n. 2, p. 11-20, 2008.

SAIANI, C.; AZEVEDO, P. F. Is privatization of sanitation services good for health? **Utilities Policy**, v. 52, n. 1, p. 27-36, 2018.

SEROA DA MOTTA, R.; MOREIRA, A. Efficiency and regulation in the sanitation sector in Brazil. **Utilities Policy**, v. 14, n. 3, p. 185-195, 2006.

SIQUEIRA, I. M.; REIS, A.; FRAGA, M. S.; FERREIRA, E. P.; AMARAL, N. L. Eficiência na alocação de recursos em saneamento básico: correlações em saúde, educação, renda e urbanização nos municípios mineiros. **Contabilometria**, v. 5, n. 1, p. 1-16. 2017.

TUPPER, H.C.; RESENDE, M. Efficiency and regulation issues in the Brazilian water and sewage sector: an empirical study. **Utilities Policy**, v. 12, n. 1, p. 29-40, 2004.

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

WANG, H.-J.; HO, C. W. Estimating Fixed-Effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation. **Journal of Econometrics**, v. 157, 286–296, 2010.

WHITTINGTON, D.; HANEMANN, W. M.; SADOFF, C.; JEULAND, M. The Challenge of improving water and sanitation services in less developed countries. **Foudantions and Trends in Microeconomics**, v. 4, p. 469-609, 2007.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global Health risks**. Mortality and Burden of Disease Attributable to Selected Major Risks. WHO, Geneva 2009.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Water, Sanitation and Hygiene strategy 2018-2025**. Geneva: World Health Organization, 2018.