

Regulação, Planejamento e Eficiência Técnica no Setor de Saneamento Básico no Brasil

Raquel Pereira Pontes¹, Marcelo Dias Paes Ferreira², Frederico Araújo Turolla³, José Gustavo Féres⁴

Área 9 - Economia Industrial e da Tecnologia

Resumo: No ano de 2007 entrou em vigor a lei 11.445/2007, considerada um marco regulatório no setor de saneamento brasileiro. A lei obriga os municípios a terem dois instrumentos regulatórios: uma agência para regular e fiscalizar os serviços de saneamento e um Plano Municipal de Saneamento Básico (PMSB). Diante disso, este estudo tem como objetivo investigar se municípios que possuem supervisão regulatória e/ou planejamento estão associados a maior eficiência na provisão de serviços de água e esgoto. Para a estimação da eficiência foi utilizada a metodologia de dados em painel de Fronteira Estocástica com os modelos de Battese e Coelli (1995) e de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014). Os resultados indicaram que municípios que têm somente agência reguladora tiveram eficiência técnica menor quando comparadas aos municípios que não tinham agência reguladora. Os municípios que tinham somente PMSB não apresentaram efeito significativo sobre a eficiência e em média possuem baixa eficiência técnica. No entanto, quando os municípios apresentaram a supervisão regulatória e PMSB, verificou-se eficiência técnica maior.

Palavras-chave: Fronteira Estocástica; Plano Municipal de Saneamento Básico; Regulação Econômica.

Abstract: In the year 2007, Law 11.445/2007 came into force, which is considered a regulatory framework in the Brazilian sanitation sector. The law requires municipalities to have two regulatory instruments: an agency to regulate and supervise sanitation services and a Municipal Basic Sanitation Plan (PMSB). Therefore, this study aims to investigate whether municipalities that have regulatory and/or planning supervision are associated with greater efficiency in the provision of water and sewage services. For the estimation of efficiency, the methodology used was the Stochastic Frontier data panel with the models of Battese and Coelli (1995) and Kumbhakar, Lien and Hardaker (2014). The results indicated that municipalities that have only the regulatory agency had lower technical efficiency when compared to municipalities that did not have a regulatory agency. Municipalities that has only PMSB did not have a significant effect on efficiency and, on average, had a low technical efficiency. However, when the municipalities presented regulatory supervision and PMSB, there was better technical efficiency.

Keywords: Stochastic Frontier; Municipal Basic Sanitation Plan; Economic Regulation.

JEL: L51; L95

¹ Professora substituta no Instituto de Ciências Econômicas, Administrativas e Contábeis da Universidade Federal do Rio Grande (FURG). E-mail: Raquel_sjn@hotmail.com

² Professor adjunto na Escola de Agronomia da Universidade Federal de Goiás (UFG). E-mail: marcelo.ferreira@ufg.br

³ Professor na Fundação Escola de Sociologia e Política de São Paulo (FESPSP). E-mail: fredturolla@pezco.com.br

⁴ Professor colaborador no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV). E-mail: jose.feres@ipea.gov.br

1 Introdução

Desde a crise do modelo de planejamento do Plano Nacional de Saneamento (PLANASA), o setor de saneamento brasileiro carecia de um marco institucional que garanta os investimentos. A lei 11.445/2007, conhecida como Lei Nacional de Saneamento Básico (LNSB), tenta suprir esse vácuo institucional e apresenta o novo marco regulatório para o setor. A LNSB implementou novas diretrizes nacionais para o setor. Dentre as numerosas inovações da lei, essa passou a exigir, para a celebração dos contratos, a necessidade de supervisão regulatória e planejamento. Assim, é exigido que o titular do serviço designe uma entidade responsável por sua regulação e fiscalização, como também se torne responsável pelo seu planejamento através do Plano Municipal de Saneamento Básico – PMSB.

A LNSB buscou criar um ambiente legal adequado e seguro para atrair investimentos para o setor de saneamento, como também para planejar e regular as ações das empresas de saneamento, visando a universalização, qualidade e eficiência econômica dos serviços de saneamento prestados no país.

No entanto, os titulares dos serviços de saneamento estão tendo dificuldades para a implementação desses instrumentos regulatórios, principalmente em pequenos municípios por falta de conhecimento técnico institucional para elaborar o PMSB, gerando planos de baixa qualidade. Muitas vezes os planos não saem do papel mesmo no caso em que tal capacidade é verificada.

No caso da supervisão regulatória, apesar da possibilidade de delegação, os contratos de prestação dos serviços, principalmente os contratos de programa (com Companhia Estadual de Saneamento) são na sua maioria mal redigidos, explorando pouco as questões de qualidade, tarifas, dentre outros. Desta maneira, apesar da regulação poder ter capacidade para melhorar a eficiência das operadoras de saneamento, pode não estar tendo apropriado êxito devido à falta da elaboração adequada do PMSB e dos contratos de programa e de concessão.

As dificuldades na implementação podem ser vistas na evolução dos números de agências reguladoras e de municípios com PMSB. De uma amostra de 3.905 municípios brasileiros no período de outubro de 2016, observa-se que 43% dos municípios têm o PMSB (BRASIL, 2017b). Quanto à exigência de supervisão regulatória, foi identificada a existência de 50 Agências Reguladoras de Saneamento Básico – ARSB no país em 2015 (ABAR, 2015).

Diante disso, tem-se a seguinte questão: os instrumentos de regulação e planejamento afetaram a eficiência das empresas de saneamento no Brasil? Assim, esse estudo objetiva analisar o comportamento da eficiência das operadoras de saneamento básico no Brasil, considerando-se o marco regulatório no setor, ou seja, se municípios que realizaram o PMSB ou/e que possuem uma agência de regulação, fez com que melhorasse a eficiência sob uma perspectiva de eficiência técnica. Também é propício analisar neste estudo o efeito da estrutura atual do ambiente institucional do setor de saneamento brasileiro sobre a eficiência técnica deste setor.

Com as dificuldades obtidas, o PMSB pode ter tido efeito inócuo sobre a ineficiência das empresas de saneamento. Ademais, a supervisão regulatória, ao ser delegada a um ente responsável especializado, pode ter capacidade de melhorar a eficiência das operadoras de saneamento, no entanto, essa pode não estar tendo apropriado êxito devido aos problemas encontrados nos PMSBs ou/e nos contratos de programa.

Para alcançar os objetivos propostos, este estudo utilizou a abordagem de Fronteira Estocástica com dados de painel, considerando os modelos de Battese e Coeli (1995) (BC) e de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) (KLH) com dados do Sistema

Nacional de Informações sobre Saneamento – SNIS (BRASIL, 2017a) para o período de 2000 a 2015.

Conforme aponta Abbott e Cohen (2009), a literatura sobre a produtividade e eficiência no setor de saneamento podem ser divididos em quatro problemas fundamentais: Economias de escala; Economias de Escopo; Propriedade pública *versus* propriedade privada e efeitos da regulamentação. Essas pesquisas foram inicialmente incentivadas, principalmente pela discussão na década de 1970 nos Estados Unidos sobre o tamanho ótimo das empresas de saneamento e pela privatização da indústria da água e novos regimes de regulação no País de Gales a partir de 1989.

No que se refere à efeitos da regulamentação, no Brasil, Motta e Moreira (2004) analisaram a regulação no setor de saneamento em termos de titularidade do serviço de saneamento e identificaram que a falta de regulação no setor de saneamento no Brasil não estimularia avanços na fronteira tecnológica. Cruz (2016) analisou o desempenho da produtividade de 335 empresas de saneamento brasileiras após o marco regulatório e averiguou que essas empresas têm baixos escores de produtividade. Por fim, Carvalho e Sampaio (2015) investigaram a eficiência de 29 operadoras de saneamento e 23 autoridades reguladoras para o ano de 2006 e de 2011 e averiguaram que o conteúdo dos contratos não garante melhor desempenho as empresas de saneamento.

Em nível internacional, estudos identificaram que a regulação melhorava a eficiência e/ou a produtividade (*e.g.*, SAAL e PARKER, 2000; SAAL e REID, 2004; SAAL e PARKER, 2004; ERBETTA e CAVE, 2007; SAAL, PARKER e WEYMAN-JONES, 2007; e MAZIOTIS, THANASSOULIS e MOLINOS-SENANTE, 2016). Aubert e Reynaud (2005) analisaram a regulação através do menu de contratos de estrutura tarifária e os resultados apontaram que as concessionárias de saneamento que utilizam do mecanismo de regulação tarifária *Taxa de Retorno* são mais eficientes, quando comparadas as concessionárias que utilizam outros mecanismos de regulação tarifária.

Nesse contexto, esse estudo visa contribuir com a literatura de duas formas principais: do ponto de vista da política, mostrar os efeitos da regulação, da lei 11.445/2007, sobre a média da eficiência de custo para as empresas de saneamento no Brasil. E, de forma diferente da maioria dos estudos da área, comparar municípios que já estão sendo regulados com os que ainda não estão sendo.

A segunda contribuição é metodológica. A maioria dos trabalhos para o Brasil utilizam o método não paramétrico de Análise Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* – DEA) (*e.g.*, CARMO e TÁVORA JR, 2003; SAMPAIO e SAMPAIO, 2007; CARVALHO, 2014; MOTTA e MOREIRA, 2004; CARVALHO e SAMPAIO, 2015 e CRUZ, 2016). Tal metodologia tende a considerar muitas unidades de análise eficientes, uma vez que a fronteira é calculada por um método de programação matemática em vez de estimada. Ademais, o uso de DEA, geralmente, impede a captura de fatores aleatórios que interferem no processo produtivo e não são do controle do gestor (MURILLO-ZAMORANO, 2004). A utilização de fronteira estocástica, por seu turno, permite a não ocorrência de unidades de análise eficientes, o que torna o modelo muito mais flexível. Além disso, permite a incorporação de aleatoriedade no processo de computação de eficiência, haja vista que a fronteira é estimada por técnicas econométricas. Não obstante, a estimação de SFA por dados em painel tem apresentado contribuições recentes. Modelos mais antigos não conseguiam capturar de forma plena a heterogeneidade individual, a eficiência permanente, a eficiência transitória (ou transiente) e os fatores aleatórios. A fim de lidar com essas questões, o presente trabalho faz uso de técnicas modernas que permitem segregação de tais componentes. A fim de comparar os resultados das estimações em relação a modelos antigos e recentes, é proposta a estimação por Battese e Coeli (1995), uma das técnicas mais utilizadas para SFA em painel, e Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014), que permite a decomposição nos quatro termos

discutidos anteriormente. Com isso é possível obter resultados mais precisos e a permite analisar a eficiência persistente e a transitória, conforme discussão exposta na estratégia empírica.

O restante do artigo está organizado da seguinte forma: na seção dois é apresentado uma breve revisão teórica. Na terceira seção explana-se sobre a estratégia empírica. Na seção quatro os resultados e discussões são expostos e, por último manifesta-se as conclusões.

2 Função, Fronteira e Eficiência de Custo no Setor de Saneamento

O modelo teórico parte do pressuposto de que empresas de saneamentos são minimizadoras de custo⁵. No longo prazo, os insumos podem ser ajustados livremente. No entanto, para o setor de saneamento, pode-se assumir que o capital (K) é um fator de produção quase-fixo⁶, por ser não viável ou proibitivamente custoso para ser facilmente ajustado. Assim, com um insumo quase-fixo, estima-se a função de curto prazo.

Trabalhando com um vetor de insumos variáveis x_v de dimensão h , pode-se escrever a função de custo de curto prazo, através da minimização do custo variável condicionado ao capital:

$$C_{cp}(y, w_h, w_k; K, F) = \min_{x_v \geq 0} \sum_{h'} w_{h'} x_{h'} \text{ tal} \quad (1)$$

que $f(y, x_h, x_K, F) = 0$ e $x_k = K$

em que $w = (w_h, w_k)$ é o vetor de preços dos insumos, y é o produto e o vetor F são variáveis de controle para demonstrar as condições nos quais as empresas estão inseridas.

A função que iguala a zero é a função de transformação. Dessa minimização, obtém-se a função de custo de curto prazo (Equação 2):

$$C_{cp}(y, w_h, w_k; K, F) = \sum_{h'=L,E} w_i x_i (w_v, y; K, F) + w_k K \quad (2)$$

$$= CV(w_v, y; K, F) + CF$$

em que CV são os custos variáveis e CF são os custos fixos. Assume-se que a função de custo de curto prazo satisfaz as mesmas propriedades de uma função de longo prazo, sendo elas: não-negativa e não decrescente com relação aos preços dos insumos e a quantidade produzida (monotonicidade); homogênea de grau 1, côncava e contínua com respeito a w . Além disso, é preciso ser verificada uma condição adicional, isto é, não-crescente em K (CHAMBERS, 1988). No entanto, o insumo fixo não necessariamente atingirá a minimização de custo total. Assim, através da minimização da função de custo variável em relação ao capital, pode-se recuperar a função de custo de longo prazo (GARCIA e THOMAS, 2001). Para que a função de custo de longo prazo seja satisfeita,

⁵ O modelo proposto neste trabalho, segue a literatura sobre estimações de função de custo para empresas de saneamento, principalmente os trabalhos de Garcia e Thomas (2001) e Aubert e Reynand (2005).

⁶ Como não foi possível criar uma medida de preço de capital, trataremos este como um custo quase-fixo em que o capital não se expande no curto prazo. A suposição de tratar o capital como quase-fixada no curto prazo é bastante utilizada na literatura com referência a empresas de saneamento, dado que sua modificação no curto prazo não é viável (ver, por exemplo, GARCIA e THOMAS, 2001, BOTTASO E CONTI, 2003; AUBERT e REYNAND, 2005).

é necessário que a condição de primeira-ordem corresponda $\frac{\partial CV(w_v, y_j; K^*, Z)}{\partial k} = -w_K$, onde w_K é o preço do capital (COWING e HOLTSMANN, 1983).

A minimização dos custos pode ser observada em uma fronteira de custo, ou seja, determina a combinação de insumo que gera o menor custo possível para um dado nível de produção. No entanto, nem sempre o objetivo de minimização de custo é alcançado, as empresas de saneamento podem estar operando na fronteira de custo ou fora da fronteira. De acordo com a definição de eficiência técnica de orientação de insumo, quando uma empresa está operando acima da fronteira, quer dizer que ela está utilizando uma quantidade de insumos maior do que necessitava para produzir determinada quantidade de produto, no qual poderia reduzir a quantidade de insumos (reduzindo gastos) e manter a mesma quantidade de produção. Assim, é possível utilizar da fronteira de custo para medir o desempenho das operadoras a partir da perspectiva da eficiência técnica, ou seja, a capacidade de operar próximo ou no limite da fronteira de custo.

3 Estratégia Empírica

3.1 Modelo Econométrico: Fronteira de Custo Estocástica

Para estimar a fronteira de custo estocástica⁷ das empresas de saneamento, utilizou-se de uma função de custo variável de fronteira estocástica, conforme apresenta a equação (3).

$$CV_{it} = \alpha_0 + CV(y_{it}, w_{it}; \beta, K_{it}, F_i, t) + \varepsilon_{it},$$

onde $i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ (3)

em que CV_{it} é o custo variável da empresa i no tempo t , y é o produto (volume de água produzido somado ao volume de esgoto coletado), w é o vetor de preços dos insumos variáveis $w = (w_L, w_E)$, sendo utilizados nesse estudo: trabalho L e energia elétrica E , a variável capital K tem como proxy a variável extensão total de rede de água e de esgoto, F é o custo médio de material, t controla o efeito temporal no custo (*dummies* de ano), e ε_{it} é o termo de erro composto.

No modelo de Battese e Coeli (1995), o termo de erro e de ineficiência apresentam as seguintes estruturas:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{it} &= v_{it} + u_{it} & (4) \\ v_{it} &\sim N(0, \sigma_v^2) & (5) \\ u_{it} &\sim N^+(m_{it}, \sigma_u^2) & (6) \\ m_{it} &= Z_{it} \cdot \delta & (7) \end{aligned}$$

em que variável v_{it} é o erro aleatório que capta efeitos que não são captados pela empresa de saneamento básico e também do erro de medição. A variável u_{it} capta o efeito da ineficiência variável de custo com distribuição normal-truncada⁸. Z_{it} é um vetor de

⁷ Examina-se somente a in(eficiência) técnica, assumindo eficiência em termos alocativos e a ineficiência técnica é orientada para ao insumo, onde a produção é determinada de forma exógena (demanda determinada) e tem como objetivo minimizar os custos (reduzir o uso de insumos) sem reduzir a produção.

⁸ A distribuição da ineficiência de custo nos modelos de modelos de BC e KLH foi considerada como normal-truncado, pois no setor de saneamento do Brasil, pode-se supor que a maioria da empresas podem apresentar certo grau de ineficiência, ainda mais em um ambiente onde a maioria das empresas são públicas e têm empresas recentemente privatizadas. Na literatura, estudos como Aubert e Reynaud (2005) também utilizaram desta distribuição para a ineficiência de custo para o setor de saneamento.

variáveis que podem estar influenciando a ineficiência⁹ e δ é um vetor de parâmetros para ser estimados. No modelo de Battese e Coeli (1995), não se considera o efeito da firma de forma individual, ou seja, a constante α_0 é a mesma para todas as empresas.

Como o modelo de Battese e Coelli (1995) não considera a heterogeneidade individual não observada, gera um viés de especificação, pois o efeito de fatores não observados constantes no tempo, que não estão correlacionados com o processo de produção, mas que podem afetar a produção, pode estar sendo captado pela ineficiência técnica (BELOTTI et al., 2013). Além disso, tal técnica não permite decompor a ineficiência em persistente e transiente.

Diante desse fato, este trabalho propõe analisar a ineficiência de custo das empresas de saneamento também pelo modelo de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014)¹⁰ que supera algumas das limitações descritas anteriormente. Esse modelo, consegue captar quatro componentes do erro composto da Equação 3, ou seja:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \lambda_i + v_{it} + u_{it} \quad (8)$$

em que μ_i é o efeito não observado específico da firma, sendo iid $N(0, \sigma_\mu^2)$ (reflete as diferenças de custo devido a características físicas e institucionais não observada em que cada empresa opera), λ_i é a ineficiência persistente (devido a fatores invariantes que afetam a gestão nas empresas) sendo iid com uma distribuição normal-truncada $N^+(n_i, \sigma_\lambda^2)$, em que inclui uma média n não zero ($n_i = Z_{it} \cdot \delta$), v_{it} é o termo de erro aleatório que capta o erro estatístico sendo iid $N(0, \sigma_v^2)$ e u_{it} é a ineficiência variável (devido a fatores variantes que afetam a gestão das empresas no curto prazo), sendo iid com uma distribuição normal – truncado $N^+(m_{it}, \sigma^2)$ em que inclui uma média m não zero ($m_{it} = Z_{it} \cdot \delta$).

Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) consideram um procedimento de três passos, para isso reescreve a equação (3) de custo variável:

em que $\alpha_0^* = \alpha_0 - E(\lambda_i) - E(u_{it})$; $\alpha_i = \mu_i + \lambda_i + E(\lambda_i)$; e $\varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it} + E(u_{it})$.

No primeiro passo, é estimado o vetor $\hat{\beta}$ da função custo e são obtidos os valores preditos de $\hat{\alpha}_i$ (efeito aleatório da firma) e de $\hat{\varepsilon}_{it}$ (erro idiossincrático) por meio de uma regressão de dados em painel de efeito aleatório. Os valores estimados $\hat{\varepsilon}_{it}$ e o $\hat{\alpha}_i$ serão utilizados no passo dois e três, respectivamente, para estimar a ineficiência técnica variável e a ineficiência técnica persistente através do modelo de fronteira estocástica.

No passo dois, a ineficiência técnica variável no tempo (u_{it}) é estimada a partir dos valores preditos de $\hat{\varepsilon}_{it}$, por meio do modelo de fronteira estocástica. O terceiro passo consiste em estimar a ineficiência persistente (λ_i) a partir do efeito aleatório da firma ($\hat{\alpha}_i$), com um modelo cross-section de Fronteira Estocástica. É possível obter a eficiência técnica total através do produto da eficiência persistente e da eficiência variável.

O modelo considera que a ineficiência persistente e variável têm média não-zero e (considera uma distribuição normal-truncada) e explica heterogeneidade e heteroscedasticidade por meio de variáveis exógenas.

Para os modelos aqui tratados, os componentes de ineficiência de custo são obtidos com o procedimento de Jondrow et al. (1982) e a eficiência de custo através do método de Battese e Coelli (1988).

⁹ A ineficiência de custo pode ser estimada introduzindo uma função de variáveis exógenas para considerar a heterogeneidade no parâmetro de localização (média) da distribuição de ineficiência, que podem explicar os efeitos de determinantes exógenos na ineficiência.

¹⁰ Esse modelo foi inicialmente proposto por Colombi (2010) e Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) consideram um procedimento multi-passo mais simples.

3.2 Especificação da Fronteira Estocástica, da ineficiência, dos Dados e das Variáveis

O modelo de Fronteira Estocástica Cobb-Douglas¹¹ deste estudo toma a seguinte forma (equação 9):

$$\ln CV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{Lit} + \alpha_2 \ln K_{it} + \alpha_3 \ln q_{it} + \alpha_4 \ln CmM + \sum_{j=1}^{27} \rho UF + \sum_{j=2008}^{2015} \tau Ano + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Para as estimações da função custo, utiliza-se do custo variável total (CV), que consiste na soma dos custos com energia elétrica (R\$/ano), mão-de-obra (R\$/ano) e materiais (despesas com produtos químicos) (R\$/ano).

O preço médio de mão-de-obra (w_L) (Salário médio com pessoal próprio) é extraído da divisão da despesa com pessoal próprio (R\$/ano) pela quantidade total de empregados próprios¹². O preço médio da energia (w_E) por kwh/ano é obtido dividindo a despesa com energia elétrica (R\$/ano) por consumo total de energia elétrica nos sistemas de água e nos sistemas de esgotos.

Os valores do custo variável total (CV), preço da energia, preço do trabalho e preço de materiais foram deflacionados pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) (IBGE, 2018). Para garantir a homogeneidade de grau 1 da função de custo nos preços dos insumos, os custos totais e o preço médio da mão-de-obra são divididos pelo preço médio da energia elétrica.

A variável capital (K) tem como proxy a variável extensão total de rede de água (km) e de esgoto (km). Para a variável de produção (q) utiliza a soma do volume de água produzido (1.000 m³/ano) e do volume de esgoto coletado (1.000 m³/ano).

O custo médio de materiais (CmM) é tratado no modelo como uma variável de controle¹³ visando captar a diferença existente entre as operadoras de saneamento na área em que atuam, como por exemplo, se necessitam gastar mais com material para tratar a qualidade da água, devido à baixa qualidade da água na região que operam. O custo médio de materiais é formado por despesas por produto químico dividido pela soma de volume de água produzido e do volume de esgoto coletado.

Como variável de controle também é inserido uma *dummy* de unidade federativa brasileira (UF), visto que há uma grande diferença entre os estados em termos de recursos ambientais e financeiros, como também distintas características geográficas e climáticas.

As variáveis *dummies* de Ano controlam para o efeito do tempo no custo, como por exemplo, condições climáticas e progresso tecnológico. E o termo de erro ε_{it} , sendo especificado de acordo com Battese e Coeli (1995) e Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014), conforme discutido anteriormente.

No que se refere a modelagem da ineficiência, para o modelo de Battese e Coelli (1995), a implementação empírica considera as seguintes variáveis para explicar a ineficiência técnica u (Equação 10):

¹¹ A função Cobb-Douglas foi escolhida devido a não convergência dos modelos com distribuição normal-truncada com uma função translog.

¹² Para calcular o preço do trabalho só foi possível utilizar dados de pessoal próprio, pois o SNIS não fornece a informação de quantidade de pessoal terceirizados.

¹³ A variável custo médio de despesas não é tratada no modelo como preço, pois essa variável não capta a exogeneidade dos preços como ela deveria em uma formulação de função de custo.

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Regulação}_{it} + \delta_2 \text{PMSB}_{it} + \delta_3 \text{Ambos}_t + \delta_4 \text{regional}_{it} + \delta_5 \text{privada}_{it} \quad (10)$$

A variável *dummy* Regulação possui o valor de 1 se o município *i* possui supervisão regulatória no ano *t*. A variável PMSB é uma *dummy* que recebe o valor de 1 se, e somente se, o município *i* tem Plano Municipal de Saneamento Básico no ano *t*. E a variável Ambos é uma *dummy* que assume valor de 1 se, e somente se, o município *i* tem supervisão regulatória e Plano Municipal de saneamento no ano *t*. A variável *dummy* regional tem o valor de 1 se a operadora localizada no município *i* é de uma empresa regional (atende vários municípios) no ano *t* e zero caso a empresa tiver abrangência local (atende a um único município). A variável privada é uma *dummy* que recebe o valor de 1, se e somente se, a operadora localizada no município *i* é uma empresa privada no ano *t*.

O termo δ_0 captará a ineficiência da empresa que não tem PMSB e não possui supervisão regulatória, δ_1 compreenderá o efeito na ineficiência técnica de custo do município ter somente supervisão reguladora (ou seja, não tem PMSB), δ_2 captará o efeito do município ter somente PMSB (ou seja, não tem supervisão reguladora) e δ_3 compreenderá o efeito do município que tem ambos instrumentos, ou seja, o efeito de ter supervisão regulatória quando o município tem PMSB comparado com o efeito de ter agência reguladora quando o município não tem PMSB.

Para as *dummies* regional e privada, δ_4 captará o efeito sobre a ineficiência da empresa ser regional, quando comparada com as empresas locais e microrregionais e δ_5 perceberá o efeito da empresa ser privada comparada com a empresa pública na ineficiência. Assim, é analisado o efeito da política sobre a ineficiência de custos.

No modelo de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014), a heterogeneidade no parâmetro de localização da distribuição de ineficiência também é considerado, no entanto, de modo diferente para a ineficiência persistente e para a ineficiência transitória. Para a ineficiência persistente, é considerado somente variáveis exógenas que não variaram no tempo, ou seja, se a empresa é regional ou privada¹⁴, conforme mostra a equação (11). Ademais, a estimação desse passo três é realizado para um *cross-section* referente ao ano de 2007, visando captar o comportamento de longo prazo das empresas.

$$n_i = \delta_0 + \delta_1 \text{regional}_i + \delta_2 \text{privada}_i \quad (11)$$

E para a ineficiência transitória, as variáveis que variaram no tempo, conforme apresenta a equação (12).

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Regulação}_{it} + \delta_2 \text{PMSB}_{it} + \delta_3 \text{Ambos}_t \quad (12)$$

É possível calcular no modelo de KLH, a eficiência total através do produto da eficiência variável com a eficiência persistente.

Nesse estudo, também é considerado a heteroscedasticidade na ineficiência e no erro idiossincrático, explicado pela variável extensão total da rede de água e esgoto logaritimizada.

¹⁴ Caso o município delegar o serviço de saneamento a uma empresa privada ou regional (ou vice-versa) no período analisado, tem-se um novo código de prestador de serviço e essa “nova” empresa começa a ser analisada a partir dessa mudança.

A maior parte dos dados são obtidos do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) (BRASIL, 2017a). O banco de dados do SNIS é disponibilizado pela Secretaria Nacional de Saneamento do Ministério do Desenvolvimento Regional do Brasil e é a maior e a mais importante base de informações do setor de saneamento brasileiro. As informações do SNIS são anualmente fornecidas pelas operadoras de saneamento que prestam serviço exclusivamente de água, de esgoto e de água e esgoto, com informações e indicadores de caráter operacional, gerencial, financeiro e de qualidade dos serviços realizados pelas prestadoras de saneamento.

Como as informações são fornecidas pelas operadoras de saneamento, ocorre que nem todas disponibilizam seus dados. Ademais, os dados utilizados nesse estudo são de empresas que prestam serviço de água e esgoto. Dessa maneira, tem-se nesse estudo uma amostra com 2211 operadoras de saneamento, com dados em painel não balanceado para o período de 2007 a 2015, como demonstrado na Figura 14. A média de empresas por ano é de 1149 com desvio padrão de 624 operadoras.

O período escolhido é devido a entrada em vigor da lei 11.445/2007, considerada o marco regulatório no setor de saneamento. Este estudo, considera as empresas de saneamento de água e esgoto¹⁵, pois considerou-se importante analisar as fronteiras de custo de modo separado para empresas com diferentes processos de produção já que teriam funções de custo distintas.

Na Tabela 1 apresenta-se as estatísticas descritivas das variáveis da amostra.

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis da amostra

Variável	Definição	Obs	Unidade	Média	Min	Max	Desvio Padrão
<i>CV</i>	Custo Variável Total	15.600	R\$/ano	1.15e+07	7426.8	2.16e+09	6.06e+07
<i>w_E</i>	Preço da energia	15.693	R\$/Mkwh/ano	1.236,71	-1519.171	1.718.846	21.120,46
<i>w_L</i>	Preço do trabalho	15.693	R\$/trab/ano	129.695,70	0	9.669.939	126.462,2
<i>K</i>	Capital	15.479	Km	364,21	0	42.164	1.284,78
<i>q</i>	Produção	15.270	1.000 m ³ /ano	8807,57	0	1.489.923	44.639,45
<i>CmM</i>	Custo Médio de Materiais	15.552	R\$/1.000 m ³ /ano	44,68	0	3101,90	82,85

Nota: Obs – número de observações; Min – mínimo; Max – máximo.

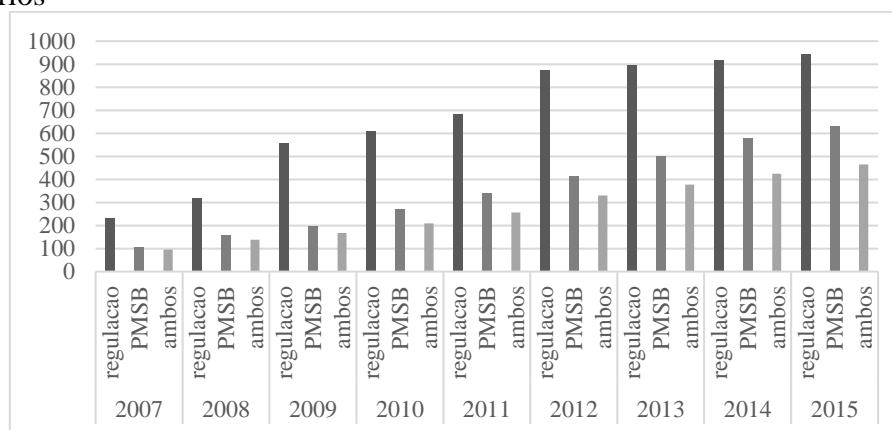
Fonte: resultados da pesquisa.

Os dados dos instrumentos regulatórios são retirados da pesquisa de Féres e Turolla (2017), que trazem informações de uma subamostra de municípios brasileiros. Uma complementação desses dados foi realizada nesse trabalho, como a busca da data inicial da implementação do instrumento regulatório, já que as empresas adotam os instrumentos regulatórios em diferentes anos. Os dados disponibilizam informações de 2007 a 2015. A Figura 15, mostram a evolução do número de municípios (considerando apenas municípios que possuem operadoras de água e esgoto) que adotaram regulação (agência reguladora) e PMSB, com maior proporção de municípios com agência reguladora.

Devido ao período de disponibilidade das informações da adoção dos instrumentos regulatórios, as empresas que já eram reguladas no ano de 2007, não se tem a informação de quando essas empresas começaram a ser reguladas. Considerando isso, existe efeitos da criação de agências regulatórias anteriores que não será possível de captar como um efeito isolado.

¹⁵ Este estudo não contempla as empresas com serviço de água, pois quase o total do número dessas empresas (98,37% no ano de 2015) estão localizadas em municípios com população menor de 50.000 habitantes, onde uma grande heterogeneidade entre os municípios pode estar ocasionando na não convergência por máxima verossimilhança dos modelos adotados.

Figura 1. Municípios brasileiros (com operadoras de água e esgoto) com instrumentos regulatórios



Fonte: resultados da pesquisa.

4 Resultados e Discussões

Os parâmetros estimados do modelo de Battese e Coelli (1995) (BC) e do modelo de Kumbhakar, Lien e Hardaker (2014) (KLH) são reportados nas Tabelas 2 e 3 respectivamente, onde cada coluna demonstra diferente especificação do modelo para averiguar a robustez. A coluna Modelo I apresenta o modelo sem *dummies* de unidades federativas (UF) do Brasil e de ano; o modelo apresentado na coluna Modelo II é especificado com *dummy* de UF, já a coluna Modelo III apresenta o modelo com *dummy* de ano e a coluna Modelo IV demonstra o modelo completo, ou seja, utilizando *dummies* de UF e de ano.

Tabela 2. Resultados da estimação da fronteira de custo estocástica do Modelo de BC

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Função de Custo				
lnwL	0,7347*** (0,02098)	0,7505*** (0,02019)	0,7387*** (0,02174)	0,7605*** (0,02096)
lnK	0,3120*** (0,03428)	0,3609*** (0,03497)	0,3097*** (0,03433)	0,358*** (0,03476)
Lnq	0,6578*** (0,02949)	0,6123*** (0,02977)	0,6589*** (0,02954)	0,6127*** (0,02959)
lnCmM	0,1233*** (0,01086)	0,1316*** (0,00989)	0,1269*** (0,01123)	0,1382*** (0,01019)
Constante	-2,7298*** (0,19008)	-3,028*** (0,22955)	-2,7298*** (0,19431)	-3,072*** (0,2375)
<i>Dummy</i> UF	Não	Sim	Não	Sim
<i>Dummy</i> Ano	Não	Não	Sim	Sim
Ineficiência				
Regulação	-0,0168 (0,02941)	0,0530** (0,02441)	-0,0007 (0,03284)	0,0911*** (0,0268)
PMSB	-0,0551* (0,02827)	-0,0020 (0,03020)	-0,03814 (0,02934)	0,03754 (0,03112)
Ambas	-0,02299	-0,1045***	-0,03723	-0,1331***

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
	(0,03884)	(0,03615)	(0,03972)	(0,03649)
Regional	-0,2237***	-0,2610***	-0,2371***	-0,2968***
	(0,03764)	(0,03640)	(0,04012)	(0,03916)
Privada	-0,1253**	-0,1454***	-0,1254**	-0,1499***
	(0,05781)	(0,05301)	(0,05813)	(0,05319)
Constante	0,6548***	0,7145***	0,6603	0,7375***
	(0,15030)	(0,19057)	(0,15448)	(0,1943)

Nota: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01; As estimações da Tabela 2 e da Tabela 3 consideraram cluster por operadora de saneamento, estimação robusta, e a heterocedasticidade do erro e da ineficiência foram controlados por uma variável proxy de tamanho da empresa, a extensão total da rede de água e esgoto logaritmizada.

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados apresentados nas colunas dos modelos BC e KLH demonstraram que os valores estimados da fronteira de custo quase não se alteraram entre as diferentes especificações. Em relação aos determinantes da ineficiência, no modelo BC, as estimações para as variáveis regional e privada também são bastante semelhantes. No modelo KLH – Tabela 2 – os coeficientes da variável regional são semelhantes entre as estimações, mas os coeficientes da variável privada são não significativos a 10% nos Modelos I e III.

Tabela 3. Resultados da estimação da fronteira de custo estocástica do Modelo KLH

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
Função de Custo				
lnwL	0,7250***	0,7268***	.7266***	0,7301***
	(0,01900)	(0,01885)	(0,02144)	(0,02128)
lnK	0,2524***	0,2724***	0,2580***	0,2793***
	(0,03036)	(0,03231)	(0,03074)	(0,03273)
lnq	0,5890***	0,5881***	0,5858***	0,5855***
	(0,02446)	(0,02574)	(0,02445)	(0,0258)
lnCmM	0,0815***	0,08409***	0,0873***	0,09147***
	(0,00735)	(0,00736)	(0,0080)	(0,008041)
Constante	-1,2589***	-1,1598***	-1,2855***	-1,227***
	(0,10070)	(0,12996)	(0,1146)	(0,1428)
Dummy UF	Não	Sim	Não	Sim
Dummy				
Ano	Não	Não	Sim	Sim
Ineficiência				
<i>Efeitos Transitórios</i>				
Regulação	0,0099*	0,0094*	0,0101*	0,01108**
	(0,00559)	(0,00556)	(0,00557)	(0,005535)
PMSB	-0,00708	-0,0072	-0,0040	-0,00186
	(0,00970)	(0,0099)	(0,00969)	(0,009973)
Ambas	-0,0211*	-0,0214*	-0,0212*	-0,02325**
	(0,011307)	(0,01148)	(0,01127)	(0,01164)
Constante	0,8908	0,9075	0,8769	1,108
	(2,42804)	(1,8399)	(1,6787)	(3,309)
<i>Efeitos Persistentes</i>				
Regional	-0,4822***	-0,4883***	-0,48316***	-0,4942***

	Modelo I	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
	(0,02994)	(0,04466)	(0,02981)	(0,04646)
privada	-0,1013	-0,29848***	-0,1049	-0,3034***
	(0,09871)	(0,09110)	(0,09768)	(0,09145)
Constante	0,4396***	0,3613***	0,4422***	0,3652***
	(0,03005)	(0,03262)	(0,02969)	(0,03242)

Nota: * p<.1; ** p<.05; *** p<.01;

Fonte: resultados da pesquisa.

Referente a análise da fronteira de custo, os modelos de BC e KLH Tabela 2 e 3, respectivamente, apresentam resultados parecidos. O custo variável aumenta com o aumento do preço do trabalho, da quantidade produzida, do aumento do nível de capital e do custo médio de materiais, garantindo a condição de monotonicidade. A condição de concavidade nos preços dos insumos é garantida, dado que essa condição é intrinsecamente aceita em uma função Cobb-Douglas (BEER, 1980).

As condições da função de custo foram verificadas: O teste de assimetria dos resíduos proposto por Schmidt and Lin (1984) visa checar a validade da especificação do modelo de fronteira estocástica. O teste foi realizado e apresentou rejeição da hipótese nula de não assimetria, e constatou uma assimetria para a direita, ou seja, uma assimetria positiva validando a especificação da fronteira de custo.

Referente a condição necessária para que a função de custo de curto prazo corresponda uma função de custo de longo prazo, averigua-se que a elasticidade de custo em relação ao capital é maior que zero e significativa, sugerindo que na média da amostra, as operadoras de água e esgoto apresentam um excesso de capital, não estando no caminho ótimo de equilíbrio de longo prazo. Esse resultado é importante, pois mostra que se a estimação da função tivesse sido feita com uma função de longo prazo, teria sido mal especificada. Esse resultado também foi encontrado por Garcia e Thomas (2001) para operadoras de saneamento na França e por Aubert e Reynaud (2005) para operadoras de água em Wisconsin nos Estados Unidos. Aubert e Reynaud (2005) sugerem que pode haver uma subdepreciação do capital relatado pelas empresas de saneamento.

A elasticidade para quantidade produzida apresentou um valor menor que um, indicando economias de escala no curto prazo. Isso ocorre porque um aumento na quantidade produzida elevaria o custo variável total em uma proporção menor, o que reduziria o custo variável médio. A variável custo médio de despesas de materiais busca controlar a heterogeneidade do ambiente de operação das empresas de saneamento, essa variável é significativa e positiva demonstrando seu peso sobre o custo variável.

Ademais, o modelo de BC apresenta valores um pouco maiores em módulo nos parâmetros, quando comparado com KLH, isso pode ser devido ao fato de que o modelo de BC não considera efeitos individuais não observados.

4.1. Análise de eficiência técnica de custo

Com foco no objetivo principal deste trabalho, analisa-se o efeito dos instrumentos de regulação na eficiência técnica de custo das empresas de saneamento básico no Brasil. Através de um conjunto de *dummies* que indicam se a empresa possui supervisão regulatória (regulação), PMSB ou ambas políticas, investiga-se a modificação na ineficiência de custo.

No modelo BC (Tabela 2 - Modelo IV), a ineficiência técnica de custo considerada é a ineficiência variando no tempo. Observa-se que em média o município que tem somente supervisão reguladora (agência reguladora), faz com que as empresas de

saneamento destas cidades tenham em média uma maior ineficiência de custo. Os municípios que têm somente Plano Municipal de Saneamento não gera impacto significativo na ineficiência de custo. E os municípios que têm ambos instrumentos regulatórios (regulação e PMSB) diminui a média da ineficiência das operadoras de saneamento básico.

No modelo KLH (Tabela 3 – Modelo IV) é calculado a ineficiência variável e apresenta-se resultados semelhantes ao do modelo de BC, ou seja, municípios que têm somente agência reguladora em média aumenta a ineficiência de custo das operadoras de saneamento desses locais. Também é observado no modelo de KLH que PMSB não é significativo e municípios com ambos instrumentos (agência reguladora e PMSB) faz com que média da ineficiência das empresas de saneamento desses locais diminuam. Carvalho e Sampaio (2015) também evidenciaram que a regulamentação de empresas de saneamento das capitais brasileiras por agências de regulação não garantiria níveis mais altos de eficiência. Já Cruz (2016) não encontrou nenhuma relação entre o período pós criação da LNSB e o aumento da ineficiência técnica para as operadoras de saneamento. O autor argumenta que o pequeno período analisado pode ter ocasionado o efeito não significativo. A amostra pequena também pode não ter captado o efeito da regulação, como também o modelo e método adotado podem ter influenciado.

Com o ambiente institucional das empresas de saneamento no Brasil, considerou-se também *dummies* para explicar a heterogeneidade da ineficiência de custo dessas empresas, ou seja, se a empresa é regional ou local e se a empresa é privada ou pública. Os resultados demonstraram que se a empresa é regional ou/e privada faz com que a média da ineficiência seja menor. Mota e Moreira (2004), em uma análise para o período de 1998 a 2002, encontraram resultado semelhante para as empresas de administração privada de saneamento no Brasil, mas as operadoras regionais, apesar de se beneficiarem de economia de escala, possuíam o mais baixo nível de produtividade. Já Cruz (2016), em uma análise para o período de 2006 a 2013, averiguou que empresas regionais são mais eficientes que as empresas locais. Por fim, Souza, Faria e Moreira (2008) e Cruz (2016) evidenciaram que empresas públicas são mais eficientes que empresas privadas.

Uma série de estudos que discutem a eficiência de empresas privadas e públicas em nível internacional também não chegam a um consenso de que empresas privadas poderiam ter melhor eficiência de que as públicas.

Estudos mais recentes demonstram que a regulação teve efeito sobre a eficiência de custo das empresas, mas as empresas privadas não geraram efeito ou geraram em proporção menor que a regulação (ver por exemplo: SAAL e PARKER, 2000, SAAL e PARKER, 2004, SAAL, PARKER e WEYMAN-JONES, 2007 e ERBETTA E CAVE, 2007), de modo diferente deste estudo, em que as empresas privadas também estão contribuindo para a diminuição da ineficiência, isso pode ser resultado de uma melhor gestão e a busca por controlar custos visando maximizar lucros.

Os valores dos coeficientes da análise da ineficiência nas Tabelas 2 e 3 não podem ser analisados diretamente, pois relaciona-se a média da distribuição da ineficiência, mas pode-se calcular os valores da ineficiência através do método de Jondrow et al. (1982) e a eficiência por meio do método de Battese e Coelli (1988). A Tabela 4 apresenta os valores das estimações da eficiência.

Tabela 4. Média da eficiência das operadoras de saneamento no Brasil

Eficiência – Modelo	Média	Desvio Padrão	Min	Max
Eficiência BC	0,5826	0,0810	0,0848	0,8796
Eficiência Variável KLH	0,3320	0,0181	0,1469	0,7078
Eficiência Persistente KLH	0,8358	0,1350	0,2557	0,9937
Eficiência Total KLH	0,2736	0,0521	0,0845	0,6850

Fonte: resultados da pesquisa.

Na Tabela 4, pode-se analisar a média da eficiência variável e persistente. O modelo de BC o termo de eficiência de maneira agregada não considera apenas a eficiência variável e não considera a heterogeneidade individual das empresas, assim a eficiência média apresentada por BC é de 0,5826 e a eficiência total do modelo de KLH apresenta o valor médio de 0,2736. Como observado, a eficiência do modelo de BC é maior que a do modelo de KLH, isso deve ocorrer devido ao fato de que o modelo de BC não considera a heterogeneidade individual, podendo estar sendo captada pela ineficiência.

Considerando que o modelo KLH traz um resultado mais preciso, já que controla outros efeitos não captados pelo BC, verifica-se que a eficiência transitória das empresas de saneamento, ou seja, o desempenho de fontes de ineficiência de curto prazo, é muito baixa, mesmo em um período de maior regulação no setor.

A eficiência persistente apresenta um valor médio maior (0,86) para as operadoras de saneamento com serviço de água e esgoto quando comparado com a eficiência variável. Lembrando que a ineficiência persistente tem como interpretação o comportamento de longo prazo, como problemas do gerenciamento das empresas. Devido ao ambiente institucional existente, é importante analisar como essa estrutura atual afeta a eficiência das empresas de saneamento no Brasil. Como observado nas estimações das Tabela 2 e 3, empresas regionais e privadas fazem com que a ineficiência diminua.

Na Tabela 4, tem-se também o resultado médio da estimação da eficiência total para o modelo de KLH, ou seja, o produto da eficiência variável com a eficiência persistente, em que apresenta um valor bem baixo para as empresas de saneamento.

As estimações da Tabela 5 respondem a principal questão, ou seja, a eficiência média das empresas de saneamento por instrumento de regulação adotado. Os instrumentos regulatórios aparentam ter resultados sobre a eficiência das empresas. No modelo de BC, as operadoras de saneamento de água e esgoto localizadas em municípios que não adotaram nenhum instrumento regulatório possuem em média uma eficiência de 0,56. Já as empresas localizadas em municípios que adotaram ambos os instrumentos regulatórios têm em média uma eficiência de 0,64, com um valor maior quando comparado com as empresas dos municípios que não adotaram instrumentos regulatórios e também maior do que a eficiência de operadoras, na qual o município adotou apenas um instrumento regulatório.

Os municípios que têm somente agência regulatória, têm empresas de saneamento com uma eficiência média de 0,57 maior do que quem têm somente PMSB e quem não tem nenhum instrumento regulatório. Já quem tem somente PMSB apresenta uma eficiência média de 0,52.

Os resultados do modelo de BC (Tabela 2 e Tabela 5) mostram que municípios que tem ambos os instrumentos regulatórios diminuem a ineficiência (Tabela 2) e em média tem a maior eficiência de custo quando comparado com as outras operadoras de diferente ambiente regulatório (Tabela 5). No entanto, ter somente PMSB não tem efeito sobre a ineficiência (Tabela 2) e é o grupo com menor eficiência de custo (Tabela 5).

Tabela 5. Média da eficiência das operadoras de saneamento no Brasil por instrumento de regulação

Instrumento Regulatório	Média	Desvio Padrão	Min	Max
<i>Modelo BC</i>				
Nenhum instrumento regulatório	0,5593	0,0893	0,0848	0,8796
Agência reguladora e PMSB	0,6432	0,0479	0,4017	0,8581
Somente Agência reguladora	0,5719	0,0478	0,336	0,8691
Somente PMSB	0,5238	0,0849	0,1358	0,7474

Modelo KLH

Nenhum instrumento regulatório	Eficiência transitória	0,3313	0,0191	0,1551	0,7078
	Eficiência persistente	0,7772	0,1511	0,2562	0,9884
	Eficiência Total	0,2577	0,0536	0,0845	0,6850
Agência reguladora e PMSB	Eficiência transitória	0,3365	0,0162	0,2167	0,4887
	Eficiência persistente	0,8814	0,1207	0,2775	0,982
	Eficiência Total	0,2967	0,0439	0,0929	0,4692
Somente Agência reguladora	Eficiência transitória	0,3281	0,0185	0,2246	0,6950
	Eficiência persistente	0,8666	0,1153	0,3364	0,9842
	Eficiência Total	0,2845	0,0424	0,1098	0,6752
Somente PMSB	Eficiência transitória	0,3314	0,0134	0,1469	0,4057
	Eficiência persistente	0,7388	0,1587	0,2557	0,9743
	Eficiência Total	0,2450	0,0546	0,0845	0,3790

Fonte: resultados da pesquisa.

A Tabela 5 também apresenta as estimações para o modelo de KLH, separando a eficiência em transitória e persistente. Começando pela eficiência transitória, a média dessa eficiência foi praticamente igual para todos os grupos de municípios analisados. Com pequena diferença os municípios que não possuem instrumentos regulatórios têm empresas de saneamento com uma eficiência transitória média de 0,3313. As empresas de saneamento nos municípios que têm agência reguladora e PMSB possuem uma eficiência de custo média semelhante aos que não tem nenhuma política, com um valor um pouco maior (0,3365).

Os municípios que adotaram apenas agência reguladora, as operadoras apresentam uma eficiência transitória menor (0,3281), mas bem próximo comparado a qualquer outra situação regulatória. Já os municípios que têm somente PMSB tem uma eficiência transitória de 0,3314.

Assim, quem tem agência reguladora faz com que a ineficiência transitória seja maior (Tabela 2) e este grupo tem em média uma eficiência transitória mais baixa (Tabela 5). Isso pode estar relacionado ao fato de que com a regulação ainda recente para a maioria dos municípios que o adotaram, pode elevar os custos diante de uma maior cobrança de metas por parte das reguladoras. Assim no curto prazo, pode ser que a regulação piore a eficiência transitória das empresas de saneamento.

A eficiência persistente foi estimada para as observações de 2007, visando captar o comportamento de longo prazo das empresas que, provavelmente, já eram reguladas anteriormente. Assim, os resultados apresentados na Tabela 5, demonstram uma eficiência persistente maior comparada a transitória e que empresas localizadas em municípios que tem agência reguladora e PMSB têm eficiência maior (0,8814) comparado as outras situações regulatórias na eficiência persistente, que pode ser devido ao fato que essas empresas estão sendo melhores gerenciadas quando comparada com operadoras de saneamento localizadas em municípios sem algum instrumento de regulação.

Para os municípios que possuem somente agência reguladora, as operadoras de saneamento têm eficiência persistente maior (0,8666) que os municípios que não possuem instrumentos regulatórios ou que possuem somente PMSB. E os que possuem somente PMSB tem a menor eficiência persistente. Observando a eficiência técnica de custo total, os valores seguem um ranking de maior a menor: ambos instrumentos, regulação, nenhum instrumento regulatório e PMSB. Mais uma vez, parece que PMSB não tem muito desempenho sobre a ineficiência persistente quando adotada sozinha. A elaboração do PMSB para muitos municípios aparenta ser apenas um instrumento obrigatório, sem a preocupação desse ser realmente executável.

Em resumo, os resultados demonstraram que as operadoras de saneamento localizadas em municípios que têm supervisão regulatória têm maior eficiência técnica persistente média quando comparado aos municípios que tem somente PMSB ou nenhuma regulação. O grupo de municípios que tem supervisão regulatória e o grupo que não tem qualquer instrumento regulatório, apresentaram a menor eficiência técnica transitória entre os grupos analisados. Isso pode ser resultado da maior atividade das empresas reguladoras, exigindo mais normas do que antes da LNSB, mas que estas normas poderiam estar influenciando em maiores custos para as empresas de saneamento, como demonstrado por Carvalho e Sampaio (2015), que fizeram uma análise sobre a padronização de normas de 23 agências reguladoras e mostraram que apesar de ter havido um aumento nos padrões emitidos pelas reguladoras depois da LNSB, os tópicos mais abordados foram a autorização de ajustes tarifários e definição de condições para fornecimento e uso dos serviços e os menos tratados foram referentes a incentivos de novas tecnologias e mecanismos de revisão tarifária que visa promover ganhos de eficiência e produtividade.

Os municípios com apenas PMSB formaram o grupo com baixa ineficiência técnica e esse instrumento não afetou a ineficiência, confirmando a hipótese de que esse instrumento poderia ter efeito não significativo sobre a ineficiência, dado a forma que é realizado, com baixa capacidade técnica para gerar o plano, ou mesmo de segui-lo. No entanto, os municípios que tem PMSB juntamente com agência reguladora têm em média maior eficiência técnica comparado com quem não tem, ou tem somente um dos instrumentos e tem efeito negativo sobre a ineficiência, ou seja, diminui a ineficiência das empresas de saneamento. Esse comportamento pode ser retratado pela regulação através de um plano a ser executado, de forma mais aprimorada. Além disso, pode acontecer que empresas que já tinham maior eficiência adotaram os instrumentos de regulação e PMSB primeiro, mantendo uma média mais alta.

Assim, acredita-se que apesar de estudos internacionais apontarem maior eficiência de empresas de saneamento, e do marco regulatório no setor de saneamento no Brasil visando maior eficiência econômica para as empresas de saneamento, o PMSB sozinho apresentou efeitos não significativos sobre a ineficiência e o grupo de municípios com apenas PMSB tem eficiência média baixa. E para quem possui apenas regulação após a LNSB tem eficiência técnica transitória baixa e apresenta efeito positivo sobre a ineficiência. Somente quem têm ambos os instrumentos que gera efeitos positivos sobre a eficiência técnica de custo. Isso, pode ser devido ao fato de que as agências de regulação estão exigindo planos municipais executáveis e a realização desses.

5 Conclusões

Os resultados das estimações para a fronteira de custo valida as condições necessárias da função de custo, onde o custo variável aumenta com a variação positiva do preço do insumo trabalho, da produção, e do custo médio das despesas com materiais, mas a variável capital não se comportou como esperado pela teoria, ou seja, o custo variável aumenta com o capital, não estando em um equilíbrio de longo prazo. As estimações de eficiência apresentam valores maiores para o modelo de BC quando comparado com o modelo de KLH que pode ser explicado pelo fato de que o modelo BC não trata da heterogeneidade individual não observada.

Referente a política de regulação, as estimações da ineficiência técnica de custo, averiguando os municípios que já tem os instrumentos regulatório, com quem tem somente um deles ou nenhum, os resultados calculados, em parte, seguiram as hipóteses desse estudo.

Municípios em que empresas que já eram provavelmente reguladas no ano de 2007, tiveram maior eficiência técnica persistente quando comparado com outros municípios que tinham somente PMSB ou nenhum dos instrumentos. Já as localidades que tinham agência reguladora, após o ano de 2007, com a nova LNSB tiveram menor eficiência técnica transitória quando comparado com os outros grupos analisados. Isso pode ser devido ao fato de que, com a LNSB, as reguladoras estão emitindo mais normativas e com isso podendo gerar maior custos. Além do que, a eficiência persistente tem a ver com o comportamento gerencial de uma empresa, assim empresas reguladas teriam melhor comportamento gerencial, mas a eficiência transitória de curto prazo estaria sendo negativamente afetada pela nova regulação. Com relação ao efeito da regulação sobre a distribuição de ineficiência, o efeito foi positivo, aumentando a média da ineficiência.

Com referência ao PMSB, os municípios que têm somente esse instrumento, em geral, tem menor eficiência técnica de custo quando comparado aos outros grupos analisados. E tem efeito não significativo sobre a distribuição da ineficiência técnica. Isso corrobora com nossa hipótese de que da forma que o PMSB está sendo realizado, ou seja, em grande parte por pequenos municípios, geralmente com baixo desempenho técnico institucional para realizar e executar o plano, este instrumento teria efeito inócuo sobre a eficiência de custo.

No entanto, PMSB juntamente com agência reguladora geram efeito negativo sobre a ineficiência, ou seja, diminuem a ineficiência técnica de custo e o grupo de municípios com esses dois instrumentos têm maior eficiência técnica quando comparado aos outros grupos analisados. Assim, os resultados referente as estimações do instrumento de regulação também confirmam a hipótese de que dado que os municípios tem que delegar um ente responsável para regular e fiscalizar, estaria tendo efeito sobre a ineficiência, no entanto, é preciso averiguar como a regulação está sendo realizada, pois sozinha está gerando maior ineficiência transitória para as empresas de saneamento e juntamente com o PMSB apresenta resultados satisfatórios, talvez devido a uma regulação com base no plano de saneamento do município, podendo também esse grupo ter sido formado por empresas que já eram mais eficientes antes da LNSB e adotaram ambos os instrumentos.

Assim, respondendo a pergunta deste estudo, de que se os instrumentos de regulação estão melhorando a eficiência das empresas, pode-se dizer que, sozinho esses instrumentos não estão garantindo que a eficiência das empresas de saneamento, mas que quando são utilizados juntos apresentam resultados satisfatórios para a eficiência de custo. Sugere-se que a legislação seja revista, principalmente no que diz respeito da responsabilidade de municípios pequenos e/ou sem condições financeiras de elaborar o PMSB. O PMSB está sendo elaborado muito mais na figuração de uma carta de intenções do que um planejamento setorial realmente efetivo. Ademais, a estruturação dos contratos de concessão entre os municípios e as operadoras de saneamento pode ser um instrumento de planejamento efetivo e de menor custo no Brasil, como por exemplo, contratos de Parceria Público-Privadas que vem crescendo no país.

Dessa forma, o debate sobre a regulação no setor de saneamento precisa ter continuidade, revisando a maneira que a regulação é realizada, como a titularidade de quem executa tais instrumento e as normas emitidas por reguladores. Essas últimas precisam ser revisadas focando em mecanismos de incentivos de eficiência. Também, a função e a execução dos PMSBs precisam ser revistas de modo a serem mais eficientes.

Ademais, o setor ainda possui grandes desafios, como a falta da universalização dos serviços de água e esgoto e as históricas ineficiências econômicas, estruturais e gerenciais. As atuais políticas de regulação, como analisadas e discutidas nesses estudos, aparentam ter falhas iniciais.

Este trabalho teve como limitação o período da base de dados. Os dados desse estudo referente a supervisão regulatória e PMSB nos municípios brasileiros foram de 2007 a 2015 para uma amostra de municípios. Sugere-se novos estudos que consigam aumentar o período e a quantidade de municípios analisados.

Referências

ABAR – Associação Brasileira de Agências de Regulação. **Saneamento Básico: Regulação 2015**. Brasília: Ellite Gráfica e Editora, 2015. 72 p.

ABBOTT, M.; COHEN, B. Productivity and efficiency in the water industry. **Utilities Policy**, v. 17, n. 3, p. 233-244, 2009.

AUBERT, Cécile; REYNAUD, Arnaud. The impact of regulation on cost efficiency: an empirical analysis of Wisconsin water utilities. **Journal of Productivity Analysis**, v. 23, n. 3, p. 383-409, 2005.

BATTESE, George E.; COELLI, Tim 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.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical economics**, v. 20, n. 2, p. 325-332, 1995.

BELOTTI, F.; DAIDONE, S.; ILARDI, G.; ATELLA, V. Stochastic frontier analysis using Stata. **The Stata Journal**, v. 13, n. 4, p. 719-758, 2013.

BEER, Gerald. The Cobb-Douglas Production Function. **Mathematics Magazine**, v. 53, n. 1, p. 44-48, 1980.

BRASIL. MINISTÉRIO DAS CIDADES. Panorama dos Planos Municipais de Saneamento Básico no Brasil. Edição: janeiro de 2017. 2017b. Secretaria Nacional de Saneamento Ambiental. Ministério das cidades. Disponível em: < <http://www.consorciosprosinos.com.br/downloads/panorama-planos-municipais-de-saneamento-basico-260117-I.pdf>>. Acesso em 08/05/2017.

BRASIL. MINISTÉRIO DAS CIDADES. Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento. 2017a. Disponível em: < <http://www.snis.gov.br/aplicacao-web-serie-historica>>. Acessado em: 07/05/2017.

CARMO, Cinthya Melo do; TÁVORA JÚNIOR, José Lamartine. Avaliação da eficiência técnica das empresas de saneamento brasileiras utilizando a metodologia DEA. **Encontro Nacional de Economia**, v. 31, 2003.

CARVALHO, A. E. C. **Caminhos para a universalização dos serviços de água e esgotos no Brasil: a atuação das entidades reguladoras para indução da eficiência dos prestadores de serviços**. 2014. Dissertação (Mestrado) - Curso de Gestão Pública, Universidade Federal do Rio Grande do Norte (PPGP/UFRN), Natal, 2014, 140 p.

CARVALHO, Anne Emília Costa; SAMPAIO, Luciano Menezes Bezerra. Paths to universalize water and sewage services in Brazil: The role of regulatory authorities in promoting efficient service. **Utilities Policy**, v. 34, p. 1-10, 2015.

COLOMBI, Roberto. A skew normal stochastic frontier model for panel data. In: **Proceedings of the 45-th scientific meeting of the Italian statistical society**. 2010.

COWING, Thomas G.; HOLTSMANN, Alphonse G. Multiproduct short-run hospital cost functions: empirical evidence and policy implications from cross-section data. **Southern Economic Journal**, p. 637-653, 1983.

CRUZ, Felipe P. Análise da eficiência técnica das prestadoras brasileiras de saneamento. (Dissertação) Mestrado em Ciências Econômicas. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. 2016.

ERBETTA, Fabrizio; CAVE, Martin. Regulation and efficiency incentives: Evidence from the England and Wales water and sewerage industry. *Review of Network Economics*, v. 6, n. 4, 2007.

FÉRES, J.; TUROLLA, F. Implementação de instrumentos regulatórios no setor saneamento. Mimeo (documento não publicado), 2017.

GARCIA, Serge; THOMAS, Alban. The structure of municipal water supply costs: application to a panel of French local communities. **Journal of Productivity analysis**, v. 16, n. 1, p. 5-29, 2001.

JONDROW, J.; LOVELL, C. K.; MATEROV, I. S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of econometrics**, v. 19, n. 2-3, p. 233-238, 1982.

KUMBHAKAR, Subal C.; LIEN, Gudbrand; HARDAKER, J. Brian. Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. **Journal of Productivity Analysis**, v. 41, n. 2, p. 321-337, 2014.

MAZIOTIS, A.; SAAL, D. S.; THANASSOULIS E.; MOLINOS-SENANTE, M. Price-cap regulation in the English and Welsh water industry: a proposal for measuring productivity performance. **Utilities Policy**, v. 41, p. 22-30, 2016.

MOTTA, Ronaldo, S.; MOREIRA, Ajax R. B. **Eficiência e regulação no setor saneamento no Brasil**. (Texto para discussão nº 1059) Ipea, 2004. 19 p.

MURILLO-ZAMORANO, Luis R. Economic efficiency and frontier techniques. **Journal of Economic surveys**, v. 18, n. 1, p. 33-77, 2004.

SAAL, David S.; PARKER, David. The impact of privatization and regulation on the water and sewerage industry in England and Wales: a translog cost function model. **Managerial and Decision Economics**, v. 21, n. 6, p. 253-268, 2000.

SAAL, David S.; PARKER, David. The comparative impact of privatization and regulation on productivity growth in the English and Welsh water and sewerage industry, 1985–99. **International Journal of Regulation and Governance**, v. 4, n. 2, p. 139-170, 2004.

SAAL, David S.; PARKER, David; WEYMAN-JONES, Tom. Determining the contribution of technical change, efficiency change and scale change to productivity growth in the privatized English and Welsh water and sewerage industry: 1985–2000. **Journal of Productivity Analysis**, v. 28, n. 1-2, p. 127-139, 2007.

SAAL, David S.; REID, Scott. Estimating opex productivity growth in **English and Welsh water and sewerage companies: 1993-2003**. Aston Business School, 2004.

SAMPAIO, Breno; SAMPAIO, Yony. Influências políticas na eficiência de empresas de saneamento brasileiras. **Economia aplicada**, v. 11, n. 3, p. 369-386, 2007.

SCHMIDT, Peter; LIN, Tsai-Fen. Simple tests of alternative specifications in stochastic frontier models. **Journal of Econometrics**, v. 24, n. 3, p. 349-361, 1984.

SOUZA, Geraldo da Silva e; FARIA, Ricardo Coelho de; MOREIRA, Tito Belchior S. Efficiency of Brazilian public and private water utilities. **Estudos Econômicos** (São Paulo), v. 38, n. 4, p. 905-917, 2008.