

# ECONOMIAS DE ESCALA E EFEITOS DE VARIÁVEIS CLIMÁTICAS: UMA ANÁLISE PARA O SETOR DE SANEAMENTO NO BRASIL<sup>1</sup>

Área 9 - Economia Industrial e da Tecnologia

*Lucas Vitor de Carvalho Sousa<sup>2</sup>*

*Marcelo de Oliveira Torres<sup>3</sup>*

## RESUMO

Este estudo tem como objetivos responder se a consolidação das firmas no setor de saneamento no Brasil é custo-efetiva e verificar os efeitos de variáveis climáticas (temperatura e precipitação) nos custos das firmas de saneamento (água e esgoto). Para isso, foi estimada uma função custo multiproduto flexível na forma funcional de uma Leontief Generalizada Quadrática (LGQ) para o período de 2008-2013. A LGQ é estimada por equações aparentemente não relacionadas (SUR) com efeitos fixos (*within transformation*), o que é denominado aqui como modelo SUR-W. Os resultados revelaram economias de escala, densidade e área, estatisticamente significativas, para qualquer tamanho de firma. Isso significa que a consolidação do setor de saneamento no Brasil, ou seja, a união de duas ou mais firmas é custo-efetiva. Nesse sentido, a regionalização (consolidação) das firmas acarreta em menor custo produtivo quando comparada a atual situação de elevada fragmentação do setor. Com relação as variáveis climáticas, a variável temperatura, em geral, apresenta uma relação direta com os custos. Por outro lado, em geral, uma variação positiva nos níveis de precipitação tende a reduzir os custos de produção.

Palavras-chave: Leontief Generalizada Quadrática (LGQ); modelo SUR de efeitos fixos; imputação; variáveis climáticas; saneamento básico.

## ABSTRACT

This study aims to answer if the consolidation of firms in the water utility sector in Brazil is cost-effective and to verify the effects of climatic variables (temperature and precipitation) on the costs of sanitation firms (water and sewage). For this, a flexible multiproduct cost function was estimated in the functional form of a Generalized Leontief Quadratic (GLQ) for the period 2008-2013. GLQ is estimated by seemingly unrelated regressions (SUR) with fixed effects (*within transformation*), which is referred to here as the SUR-W model. The results revealed economies of scale, density and area, statistically significant, for any firm size. This means that the consolidation of the sanitation sector in Brazil, that is, the union of two or more firms is cost-effective. In this sense, the regionalization (consolidation) of firms leads to lower productive costs when compared to the current situation of high fragmentation of the sector. Regarding the climatic variables, the temperature variable, in general, presents a direct relation with the costs. On the other hand, in general, a positive variation in precipitation levels tends to reduce production costs.

Keywords: Generalized Leontief Quadratic (GLQ); fixed effects SUR model; imputation; climatic variables; utilities.

**Classificação JEL:** C33; D24; L11.

---

<sup>1</sup> Esse trabalho teve o apoio do CNPq.

<sup>2</sup> Doutor em Economia pela Universidade de Brasília - UnB.

<sup>3</sup> Doutor em Economia Agrícola e dos Recursos Naturais pela Universidade da Califórnia-Davis e professor do Programa de Pós-graduação em Economia do Departamento de Economia da Universidade de Brasília - UnB.

## 1 INTRODUÇÃO

O presente estudo tem como objetivo verificar se a consolidação (regionalização) das firmas de saneamento no Brasil é custo-efetiva. Além disso, busca-se quantificar os impactos de variações nos regimes de precipitação e temperatura nos custos de produção desse setor. O sistema produtivo do setor de saneamento envolve a captação, o tratamento e a distribuição de água, além da captação, do tratamento e lançamento de esgotos. Esse tipo de sistema produtivo torna a competição impraticável, pois é econômica e espacialmente inviável a presença de duas ou mais empresas com instalações de água e esgoto próprias concorrendo entre si. Essas características impedem a desverticalização do setor, pois a integração vertical gera consideráveis economias de escopo. Além disso, tarifar as diferentes etapas produtivas é de difícil implantação, tornando economicamente inviável a desverticalização dos serviços e, por conseguinte, a competição (JOURAVLEV, 2004).

Devido a essas características, o monopólio natural, uma situação em que há apenas uma firma atuando no setor em determinado espaço geográfico, é aceitável, principalmente quando há elevadas economias de escala e escopo. No entanto, o fato de ser inviável a competição em um determinado espaço geográfico, não significa que seja necessária a atuação de dezenas de empresas num espaço geográfico maior, como por exemplo, várias firmas atuando em um estado, porém apenas uma em cada município. De fato, no Brasil esta característica é bastante comum. Em geral, há uma firma atuando em cada município. De acordo com os dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS, 2013), de uma amostra representativa de 1385 firmas prestadoras de serviços de saneamento (água e esgoto), 97,5% são firmas locais, ou seja, prestam serviços em apenas um município. Além disso, 52,2% das firmas prestam apenas um tipo de serviço, ou seja, somente água ou somente esgoto, tais firmas podem estar experimentando elevados custos de oportunidade.

Uma provável explicação para este padrão de tamanho e distribuição espacial no setor de saneamento pode estar nos elevados custos de transmissão e distribuição da água, comparativamente a outros setores. A água não pode ser comprimida, é pesada e, além disso, pode evaporar e deteriorar. A transmissão e distribuição de água, assim como a coleta de esgotos, exigem elevados investimentos para construção de canais e/ou dutos subterrâneos, e pequenos incrementos adicionais de capital para substituição ou aumento da capacidade podem não ser custo-efetivos. A principal implicação desses elevados custos é que eles podem limitar a distribuição de água e a coleta de esgotos a distâncias mais curtas. Neste sentido, uma política que promova a regionalização (consolidação) do setor de saneamento pode não ser apropriada se economias de escala e escopo não compensarem deseconomias de transporte (ou de rede); por outro lado, uma distância maior, mas com elevada densidade de consumidores, pode minimizar os custos de distribuição por meio de economias de densidade (TORRES, 2004).

Diante dessas dicotomias o presente estudo procura responder se a consolidação das firmas de saneamento (firmas de água e/ou esgoto) é custo-efetiva. Em outras palavras, busca-se verificar se a regionalização das firmas pode acarretar em menor custo produtivo quando comparada a atual situação de elevada fragmentação. Esta análise é efetuada com um recorte regional e por tamanho das companhias, o que subsidia o debate atual, que vem ocorrendo em particular nos Estados Unidos (EUA) e na Europa, sobre se firmas regionalizadas tendem a ser mais eficientes do que firmas espacialmente fragmentadas.<sup>4</sup> Especificamente, procura-se estimar economias de escala, escopo, densidade e área por meio de uma função custo flexível no período compreendido entre 2008 a 2013.

Embora haja literatura empírica sobre estas questões, tal literatura está focada principalmente em países desenvolvidos, como os estudos de Antonioli e Filippini (2001), Torres e Morrison Paul (2006), Baranzini e Faust (2010), Prietro et al. (2009) e Zschille (2016)<sup>5</sup>. No que se refere a estudos semelhantes para o caso brasileiro, a literatura empírica é bastante escassa. O estudo de Nauges e Berg (2008) foi o único encontrado que analisou a estrutura de custos de firmas de saneamento do Brasil por meio de uma função custo flexível. No entanto, a amostra de firmas limitou-se a apenas 27 firmas regionais. Em geral, estudos empíricos e teóricos sobre as firmas brasileiras prestadoras de serviços de água e/ou esgoto convergem para estimativas de eficiência técnica ou pesquisas sobre regulação.

---

<sup>4</sup> Entende-se como firma regionalizada aquela que atende vários municípios em conjunto.

<sup>5</sup> Para uma revisão de literatura mais detalhada ver Carvalho et al. (2012).

Além dos aspectos econômicos, este estudo também procura verificar os efeitos de variáveis climáticas (temperatura e precipitação) nos custos das firmas prestadoras de saneamento. Principalmente em firmas de abastecimento de água, supõe-se que as condições climáticas tenham uma estreita relação com suas estruturas de produção, dado que o volume de precipitação interfere nos níveis dos reservatórios. A redução da disponibilidade de água superficial é um dos principais riscos aos negócios de firmas de saneamento (DANILENKO et al., 2010). Além disso, maior restrição hídrica tende a aumentar os custos de produção. Isso tanto é verdade que, a crise hídrica ocorrida na região metropolitana de São Paulo, entre 2014 e 2016, custou a Companhia de Saneamento Básico do Estado de São Paulo (Sabesp) R\$ 800 milhões (FIESP, 2016). Nesse sentido, espera-se relação negativa entre precipitação e custos de produção, ou seja, o aumento da precipitação reduz os custos das firmas de saneamento.

O presente estudo busca preencher importantes lacunas no conhecimento sobre a estrutura de custos do setor de saneamento no Brasil e como ela vem sendo afetada por variáveis climáticas ao longo do tempo e do espaço. E assim, contribuir para o processo de formulação de políticas públicas de saneamento que objetivam criar condições de eficiência na prestação dos serviços e potencializar suas externalidades positivas. Além disso, este estudo procura avançar na literatura empírica ao utilizar dados em painel em modelos de equações aparentemente não relacionadas (SUR), tratamento de dados faltantes e verificar a influência de variáveis climáticas nos custos das firmas de saneamento no Brasil.

## 2 A TEORIA DA FIRMA NOS SERVIÇOS DE SANEAMENTO BÁSICO

Como este estudo tem como um dos objetivos verificar economias de escala, escopo, densidade e área para o setor de saneamento no Brasil, a função mais apropriada para tal análise é a função custo, devido principalmente às características de monopólio natural implícita nesse setor, exogeneidade do produto e presença de insumos quase-fixos (CHAMBERS, 1988). Especificamente, trata-se de uma função custo multiproduto, pois as firmas de saneamento podem ofertar dois serviços (produtos): distribuição de água e coleta de esgoto. A quantidade de água distribuída ( $Y_A$ ) e a quantidade de esgoto coletado ( $Y_E$ ) são considerados dois produtos distintos. Para produzir tais produtos, as firmas utilizam insumos produtivos, como trabalho ( $l$ ), energia elétrica ( $e$ ), matérias-primas ( $m$ ) e capital ( $k$ ). Pressupõe-se que a firma de saneamento tome suas decisões de alocação de insumos com o intuito de minimizar o custo de produção para algum nível de produto. O custo total para a firma de serviços de saneamento pode ser então representado pela expressão (1.1).

$$C = C(Y, P, K, Z, E) \quad (1.1)$$

em que  $C$  é o custo total,  $Y$  o vetor de produtos,  $P$  o vetor de preços,  $K$  o estoque de capital,  $Z$  o vetor de variáveis técnicas e  $E$  o vetor de variáveis climáticas. Essa função segue as propriedades comumente assumidas para função custo, para mais detalhes ver McFadden (1978) e Mas-Colell et al. (1995). Os principais insumos produtivos para as firmas prestadoras de saneamento (água e esgoto) são trabalho, capital e energia elétrica. Pressupõe-se que todos os insumos podem ser ajustados, a qualquer momento, de tal forma que o custo mínimo seja alcançado. No entanto, essa pressuposição não é válida para o estoque de capital que é considerado um insumo quase-fixo, ou seja, só pode ser ajustado no longo prazo. Sendo assim, firmas de saneamento são consideradas como não sensíveis ao preço do capital no curto prazo e que tomam suas decisões de quanto utilizar dos outros insumos assumindo a quantidade de capital como fixa. Devido a essa característica do insumo capital, é natural estimar uma função custo variável ou uma função custo de curto prazo, em que o capital é considerado fixo. Assim, o modelo teórico de função custo multiproduto restrita pode ser descrito de acordo com a expressão (1.2).

$$CV = f(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (1.2)$$

em que  $CV$  é o custo variável e representa o mínimo custo de fornecer os produtos ( $Y_A$  e  $Y_E$ ) contidos no vetor  $Y$ , dado o nível de capital,  $\bar{K}$ .  $P$  é um vetor de preços dos insumos não-capital como trabalho ( $pl$ ), energia elétrica ( $pe$ ) e matérias-primas ( $pm$ ). Como demonstrando por Caves et al. (1981), na presença de insumo quase-fixo, a função de custo variável inclui os preços dos insumos variáveis e a quantidade do insumo quase-fixo, no caso o estoque de capital, entra na função como uma variável de controle. Em geral, a função custo inclui somente os produtos, os preços dos insumos e os insumos quase-fixos. No entanto, para captar de forma adequada a tecnologia das firmas prestadoras de saneamento básico é

necessário incluir na função custo o vetor  $Z$  de variáveis técnicas (McFADDEN, 1978), que podem afetar os custos de produção. Estas variáveis representam características que podem deslocar a função de transformação e, por conseguinte, os custos, como o tamanho da área de distribuição, população atendida ( $N$ ), características geográficas, entre outras (TORRES, 2004). Como variáveis técnicas podem ter impacto significativo sobre os custos, é importante incluí-las no modelo, principalmente em setores cujas firmas são muito heterogêneas, em especial quando os serviços prestados ocorrem em ambientes diferentes. Por fim, como um dos objetivos do presente estudo é verificar o efeito de variáveis climáticas sobre os custos de produção, o vetor  $E$  inclui as variáveis precipitação ( $Pr$ ) e temperatura ( $T$ ).

A partir do modelo descrito em (1.2), pode-se avaliar economias de escala, escopo, densidade e área. Economias de escala com relação à produção de água e esgoto podem ser definidas como a relação entre custo marginal e médio, ou em outras palavras pela elasticidade do custo com respeito à produção de água ( $Y_A$ ) e com respeito ao nível de esgoto coletado ( $Y_E$ ), conforme a expressão (1.3).

$$\varepsilon_{CY} = \frac{\partial CV}{\partial Y_A} \frac{Y_A}{CV} + \frac{\partial CV}{\partial Y_E} \frac{Y_E}{CV} \quad (1.3)$$

Se  $\varepsilon_{CY} < 1$ , há economias de escala. Assim, a firma pode se beneficiar de um aumento em sua quantidade produzida, dado que uma elevação da produção acarreta em aumento menos que proporcional no custo. Por outro lado, se  $\varepsilon_{CY} > 1$ , a firma apresenta deseconomias de escala, o que significa que ela é muito grande em comparação ao tamanho ideal da firma, se beneficiando ao reduzir os níveis de produção (HANOCH, 1970; BAUMOL, 1976; PANZAR e WILLIG, 1977).

Economias de escopo ( $S_{CY}$ ) podem ser definidas pela diminuição do custo que as firmas de saneamento podem auferir ao produzirem ambos os produtos, em comparação com os custos das firmas que produzem somente um dos produtos. Formalmente, economias de escopo podem ser representadas pela expressão (1.4).

$$S_{CY} = \frac{\partial^2 CV}{\partial Y_A \partial Y_E} \quad (1.4)$$

Se  $S_{CY} < 0$ , há economias de escopo, ou seja, a produção conjunta de ambos os produtos por uma firma possibilita menor custo de produção do que no caso em que cada um dos produtos é produzido por duas firmas independentes. No entanto, se  $S_{CY} > 0$  significa que há deseconomias de escopo. Neste caso, o menor custo de produção é obtido ao produzir separadamente cada um dos produtos.

Como a indústria de saneamento é estruturalmente uma indústria de rede onde usam-se redes de canos, estações de tratamento, redes de distribuição e coleta de esgotos distribuídos ao longo de um determinado espaço físico, a densidade demográfica e o tamanho da área de transmissão de água e de coleta de esgoto podem influenciar nos custos das firmas. Sendo assim, firmas de saneamento podem se beneficiar de economias de densidade populacional e de área de distribuição e coleta. Essas medidas de economias podem ser definidas conforme a expressão (1.5).

$$\varepsilon_{CYN} = \varepsilon_{CY} + \frac{\partial CV}{\partial N} \frac{N}{CV} \quad (1.5)$$

em que  $\varepsilon_{CY}$  é definido pela expressão (1.3), e  $\frac{\partial CV}{\partial N} \frac{N}{CV}$  é a elasticidade do custo com relação ao tamanho da população atendida  $N$ .  $\varepsilon_{CYN}$  captura, portanto, os efeitos nos custos das firmas associados a um aumento concomitante na população atendida e no nível de produção, dado o nível de capital e a extensão da rede. Isto é, a medida representa economias de densidade. Quando os custos de produção crescem proporcionalmente menos que o aumento na escala de produção e no número população atendida, ou seja, quando  $\varepsilon_{CYN} < 1$ , há economias de densidade.

De acordo com a expressão (1.6), ao adicionar à  $\varepsilon_{CYN}$  (expressão 1.5) a elasticidade dos custos com relação à área de distribuição e coleta ( $AS$ ), chega-se a uma medida de economias de rede ou área (ou transporte).

$$\varepsilon_{\text{CYN A}} = \varepsilon_{\text{CYN}} + \frac{\partial CV}{\partial AS} \frac{AS}{CV} \quad (1.6)$$

em que  $\varepsilon_{\text{CYN}}$  é definida pela expressão (1.5) e  $\frac{\partial CV}{\partial AS} \frac{AS}{CV}$  é a elasticidade do custo com relação ao tamanho da área de atendimento. Quando  $\varepsilon_{\text{CYN A}} < 1$ , isso significa que custos de produção aumentam proporcionalmente menos que os aumentos na escala de produção, na população atendida e na área de distribuição e coleta, há, portanto, economias associadas ao tamanho da área de atendimento.

Por fim, com a estimação do modelo pode-se estimar os impactos de variações no regime de precipitação ( $Pr$ ) e temperatura ( $T$ ) nos custos das firmas por meio das expressões (1.7) e (1.8) respectivamente.

$$\varepsilon_{\text{CPr}} = \frac{\partial CV}{\partial Pr} \frac{Pr}{CV}, \quad (1.7)$$

$$\varepsilon_{\text{CT}} = \frac{\partial CV}{\partial T} \frac{T}{CV}. \quad (1.8)$$

É importante ressaltar que como  $Pr$  e  $T$  são parte do conjunto de argumentos da função custo ( $CV$ ), através de (1.3), (1.4), (1.5) e (1.6), pode-se observar como as variáveis de precipitação e temperatura vêm afetando as economias de escala, escopo, densidade e área ao longo do tempo e do espaço.

Para dar mais estrutura ao modelo, a forma funcional escolhida para a expressão (1.2) é estimada em conjunto com as funções demanda condicionadas por fatores construídas com no uso do lema de Shephard para os insumos não-capital, de acordo com as expressões (1.9), (1.10) e (1.11).

$$\frac{\partial CV}{\partial p_l} = x_l(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (1.9)$$

$$\frac{\partial CV}{\partial p_e} = x_e(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (1.10)$$

$$\frac{\partial CV}{\partial p_m} = x_m(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (1.11)$$

em que,  $x_l(Y, P, \bar{K}, Z, E)$  representa a função demanda por trabalho,  $x_e(Y, P, \bar{K}, Z, E)$ , a função demanda por energia elétrica, e  $x_m(Y, P, \bar{K}, Z, E)$ , a função demanda por matérias-primas<sup>6</sup>.

A forma funcional escolhida para estimar (1.2) trata-se de uma função flexível denominada como Leontief Generalizada Quadrática (LGQ) e desenvolvida originalmente por Morisson (1988). Embora seja uma extensão de uma função Leontief, a LGQ não pressupõe proporções fixas no uso dos insumos e possui a vantagem de *a priori* não necessitar da imposição de determinada elasticidade de substituição e permitir maior consistência com os pressupostos assumidos pela teoria da produção. Além disso, por não assumir a forma logarítmica, tal forma funcional lida muito bem com os casos em que determinada firma não produz determinado produto, permitindo a realização das derivadas da função.<sup>7</sup> O modelo empírico formado pela função custo sob a forma funcional LGQ conjuntamente com a demanda de fatores (por energia e trabalho) obtida via Lema de Shephard, é apresentado abaixo (expressão 1.12).

$$\begin{aligned} CV(Y, P, \bar{K}, Z) = & \sum_j \sum_i b_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_m \sum_i e_{mi} Y_m P_i + \sum_k \sum_i h_{ki} \bar{K}_k P_i + \sum_r \sum_i o_{ri} Z_r P_i + \\ & + \sum_i P_i \left( \sum_n \sum_m a_{nm} Y_m Y_n + \sum_m \sum_k f_{mk} Y_m \bar{K}_k + \sum_m \sum_r g_{mr} Y_m Z_r + \sum_k \sum_l c_{kl} \bar{K}_k \bar{K}_l + \right. \\ & \left. + \sum_r \sum_s d_{rs} Z_r Z_s + \sum_k \sum_r q_{kr} \bar{K}_k Z_r \right) \end{aligned}$$

<sup>6</sup> Como não há informações disponíveis sobre os preços e quantidades de matérias-primas, a função de demanda por matérias-primas não foi estimada. No entanto, a despesa com matérias-primas, como por exemplo, a despesa com produtos químicos, foi utilizada como variável de controle no modelo econométrico. Note também que uma vez definida forma a funcional para (1.2), as formas funcionais para as funções demanda por insumos também ficam explicitamente definidas.

<sup>7</sup> Para mais detalhes sobre a Leontief Generalizada e outras formas funcionais ver Christensen et al. (1971), Diewert (1971) e Torres (2004).

$$\begin{aligned}
X_i = X_i(Y, P, \bar{K}, Z) = & \sum_j b_{ij} \left( \frac{P_j}{P_i} \right)^{1/2} + \sum_m e_{mi} Y_m + \sum_k h_{ki} \bar{K}_k + \sum_r o_{ri} Z_r + \\
& + \sum_n \sum_m a_{nm} Y_m Y_n + \sum_m \sum_k f_{mk} Y_m \bar{K}_k + \sum_m \sum_r g_{mr} Y_m Z_r + \sum_k \sum_l c_{kl} \bar{K}_k \bar{K}_l + \\
& + \sum_r \sum_s d_{rs} Z_r Z_s + \sum_k \sum_r q_{kr} \bar{K}_k Z_r
\end{aligned} \tag{1.12}$$

em que  $P$  é o vetor de preços dos insumos (preço da energia e salários),  $Y$  é o vetor de produtos ou serviços (volume de água produzido e volume de esgoto coletado) e  $Z$  é o vetor de variáveis técnicas (estoque de capital, despesa com produtos químicos, população atendida, tendência), incluindo as variáveis climáticas (temperatura e precipitação).

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Modelo SUR-W: modelo de equações aparentemente não relacionadas com efeitos fixos

O modelo econométrico estimado no presente estudo é um modelo de equações aparentemente não relacionadas (SUR) de efeitos fixos. Tal como Bezlepkina et al. (2005), tanto a natureza temporal quanto a espacial de dados em painel é levada em consideração ao realizar-se uma transformação dentro do grupo (*within transformation*). Assim, o modelo estimado trata-se de um SUR de efeitos fixos dentro do grupo, que neste estudo é denominado como SUR-W ( $w$  de *within transformation*). Na prática, isso quer dizer que cada uma das variáveis presentes no conjunto de equações é corrigida pela média, ou seja, para cada indivíduo (firma de saneamento) obtém-se os valores médios amostrais de cada variável e subtrai-se dos valores individuais dessas variáveis.

As vantagens do SUR-W sobre modelos econométricos alternativos tais como MQO (*cross-section, single equation*), séries temporais e SUR-básico são evidentes. Como destaca Baltagi (2005), no modelo SUR o estimador *within* é assintoticamente eficiente e tem a mesma matriz de variância-covariância de um estimador de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). Além disso, dados em painel se ajustam melhor em modelos de comportamento mais complexo, como análises de economias de escala e mudança tecnológica que podem ser melhor avaliados com dados em painel. Além de controlar pela heterogeneidade não observável presente entre as firmas de saneamento, o SUR-W permite a estimação de modelos estruturais formados por um sistema de equações como é o caso de 1.12. Vale destacar também que o SUR-W ao utilizar dados em painel assumindo efeitos-fixos, permite lidar de forma apropriada com o viés da variável omitida, um dos principais problemas enfrentado pelos modelos que envolvem variáveis climáticas. Como salientam Aufhammer et al. (2013) e Dell et al. (2013), variáveis climáticas como temperatura e precipitação incluídas explicitamente nos modelos são estritamente relacionadas com variáveis não observáveis como por exemplo velocidade dos ventos, umidade relativa do ar, tempestades, etc.. O modelo de efeitos fixos é capaz de lidar com estes problemas, evitando que as estimativas sejam tendenciosas.

Por fim, com relação aos efeitos econômicos e climáticos apresentados nas equações (1.3) a (1.8), eles podem ser estimados por Método Delta (*Delta Method*) ou pelo método Krinsky–Robb. De acordo com Dowd et al. (2014) ambos os métodos apresentam resultados semelhantes, sendo a escolha baseada em programação e conveniência computacional. Sendo assim, o método Krinsky–Robb foi escolhido para a estimação dos efeitos econômicos e climáticos. Este método obtém a distribuição da combinação dos coeficientes estimados e, por conseguinte, os intervalos de confiança e o erro-padrão. Para mais detalhes sobre estes métodos ver Cameron e Trivedi (2005), Enders (2010) e Dowd et al. (2014).

#### 3.2 Fonte e tratamento de dados

A amostra utilizada corresponde a todas as firmas de saneamento presentes na base de dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) para os anos de 2008 a 2013. Os dados sobre temperatura (*temp* - em graus Celsius) e precipitação (*precip* - em milímetros), no período de 1938 a 2013, foram coletados na base de dados de Willmott, Matsuura and Collaborators' *Global Climate Resource Pages* (<http://climate.geog.udel.edu/~climate/>) e convertidos em municípios brasileiros por

Rocha e Soares (2015). Na base de Rocha e Soares (2015) há informações sobre temperatura e precipitação para o período compreendido entre 1938 e 2010. Como a base de dados de firmas de saneamento vai até o ano de 2013, as informações sobre temperatura e precipitação para os anos de 2011, 2012 e 2013 foram coletados na base de dados do ERA-Interim do Centro Europeu de Previsões Meteorológicas de Médio Prazo (*European Centre for Medium-Range Weather Forecasts - ECMWF*)<sup>8</sup>. Apesar das diferenças metodológicas entre as duas bases de dados, as médias anuais mudam muito pouco, e como é utilizado todo o período, ou seja, de 1938 a 2013, um eventual viés é mínimo. Seguindo as recomendações de Feres et al. (2008) e Dell et al. (2013), as variáveis climáticas foram construídas como desvios em relação à média histórica, isso garante condições de ortogonalidade<sup>9</sup>.

As variáveis referentes às firmas de saneamento (prestadoras de água e esgoto) foram coletadas na base de dados do SNIS entre os anos de 2008 a 2013. De acordo com o Ministério das Cidades, o SNIS é o maior e mais importante sistema de informações do setor de saneamento no Brasil, formado por um banco de dados ao nível da firma que contém informações de caráter institucional, administrativo, operacional, gerencial, econômico-financeiro, contábil e de qualidade sobre a prestação de serviços de água, esgotos e manejo de resíduos sólidos urbanos.

As variáveis que compõem este estudo empírico, conforme a indicação teórica e da literatura, são as seguintes:

- *ya*: volume de água produzido (1000 m<sup>3</sup>/ano).
- *ye*: volume de esgoto coletado (1000 m<sup>3</sup>/ano).
- *quantt*: quantidade total de empregados próprios.
- *consute*: consumo total de energia elétrica (1000 KWh/ano).
- *pl*: preço do trabalho (salários) em reais, encontrado ao dividir o total de despesas com empregados pelo total de empregados.
- *pe*: preço da energia em reais, encontrado ao dividir o total de despesas com energia elétrica pelo consumo total de energia.
- *custotal*: custo variável total, que é a soma das despesas com empregados próprios, energia elétrica e com produtos químicos.
- *k*: extensão da rede de água e esgoto em quilômetros (*proxy* para estoque de capital).
- *q*: despesa com produtos químicos (R\$/ano).
- *c*: população total atendida com água e esgoto.
- *t*: tendência (1, 2, ..., 6).
- *temp*: temperatura média anual em graus Celsius construída como desvios em relação à média histórica.
- *precip*: precipitação total anual em milímetros construída como desvios em relação à média histórica.

A variável *custotal* é a variável dependente do modelo, as demais variáveis constituem as variáveis explicativas<sup>10</sup>. Vale notar que originalmente objetivava-se construir a variável estoque de capital através do método do inventário perpétuo utilizando o fluxo anual de investimento total efetuado pelas companhias de saneamento. No entanto, devido ao fato do painel de dados ser desbalanceado, tal metodologia mostrou-se impraticável. Dessa forma, foi utilizada como *proxy* de estoque de capital a variável extensão da rede (*k*). Essa *proxy* é amplamente utilizada em estudos empíricos sobre firmas de saneamento (ANTONIOLI e FILIPPINI, 2001; NAUGES e BERG, 2008; BARANZINI e FAUST, 2010; REVOLLO e LODONO, 2010). A Tabela 1, a seguir, mostra a estatística descritiva das variáveis

<sup>8</sup> Para mais detalhes sobre essa base de dados ver Dee et al. (2011).

<sup>9</sup> Observa-se que há uma diferença entre os períodos para os dados das firmas (2008-2013) e para os dados sobre clima (1938-2013). Mas é importante ressaltar que apesar dessa diferença o modelo SUR é estimado utilizando somente o período de 2008 a 2013. O período maior para as variáveis climáticas é utilizado apenas para construir os desvios com relação a média histórica. Dessa forma, no modelo SUR as variáveis climáticas correspondem também ao período de 2008 a 2013, mas como desvios em relação a média histórica. Essa média é calculada utilizando todo o período, ou seja, 1938-2013.

<sup>10</sup> As variáveis utilizadas estão em diferentes níveis, pois há variáveis ao nível da firma e há variáveis ao nível de municípios (temperatura e precipitação). Apesar disso, no contexto do setor de saneamento isso não é um problema, pois a firma atua em grande extensão do município, o que pode minimizar qualquer viés oriundo do uso de variáveis em diferentes níveis.

utilizadas no modelo. Como pode ser observado, o desvio-padrão da maior parte das variáveis é muito elevado indicando que a amostra é bastante heterogênea. Além disso, o número de observações muda de variável para variável. Isso ocorre devido à presença de dados faltantes em praticamente todas as variáveis. Se não houvesse dados em falta, a amostra teria um total de 6635<sup>11</sup> observações em todas as variáveis.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
<i>ya</i> (1000 m <sup>3</sup> /ano)	6562	1,39E+04	1,17E+05	0,00	3,0E+06
<i>ye</i> (1000 m <sup>3</sup> /ano)	6288	4,44E+03	3,90E+04	0,00	1,12E+06
<i>quantt</i> (empregados)	6516	1,25E+02	7,33E+02	1,00	1,66E+04
<i>consute</i> (1000 KWh/ano)	4541	1,46E+04	1,02E+05	0,01	2,29E+06
<i>pl</i> (R\$)	6423	2,34E+04	1,66E+04	131,05	2,16E+05
<i>pe</i> (R\$)	4366	1,09E+03	1,54E+04	100,00	6,94E+05
<i>custotal</i> (R\$)	6519	1,17E+07	9,48E+07	225,00	2,72E+09
<i>k</i> (km)	6434	6,90E+02	4,86E+03	0,00	1,17E+05
<i>q</i> (R\$/ano)	6462	6,78E+05	5,97E+06	0,00	2,41E+08
<i>c</i> (pessoas)	6635	1,39E+05	1,03E+06	0,00	2,55E+07
<i>t</i> (1, 2, ..., 6)	6635	3,82	1,62	1,00	6,00
<i>temp</i> (graus Celsius)	6169	0,98	0,06	0,76	1,19
<i>precip</i> (milímetros)	6177	0,93	1,55	0,00	29,82

Fonte: Elaboração própria com base no SNIS.

As informações que constituem o banco de dados do SNIS são fornecidas pelas instituições responsáveis pela prestação dos serviços de água e esgoto, como companhias estaduais, autarquias ou empresas municipais, departamentos municipais e empresas privadas. De acordo com o Ministério das Cidades, a participação dos prestadores de serviços de saneamento e dos municípios que enviam as informações sobre as firmas é voluntária, não havendo nenhuma obrigatoriedade que os leve a fornecer as informações. Embora as prestadoras e municípios sejam estimulados a participarem do levantamento de dados, inclusive como um pré-requisito da participação deles em programas de investimentos do Ministério das Cidades a voluntariedade na prestação das informações causa alguns problemas na base de dados, principalmente no que se refere a falta de dados ou *missing data*.

Enders (2010) apresenta de forma detalhada a necessidade de tratar amostras com a presença de dados faltantes e as várias formas de tratamento, mostrando as vantagens e desvantagens de cada uma. O tratamento de dados faltantes é importante para garantir estimadores consistentes, e tal tratamento se resume em imputação, ou seja, substituir a observação em falta por algum valor estimado ou medida de tendência central. No entanto, o mais comum é a Análise de Casos Completos que consiste na exclusão das observações em falta. Essa técnica é recomendada somente quando a proporção de dados faltantes é muito pequena e quando o mecanismo de dados faltantes é completamente aleatório. Testes de média realizados mostraram que o padrão de *missing* na base de dados não é completamente aleatório, sugerindo a necessidade de imputação dos dados faltantes. Embora a técnica mais robusta seja a imputação múltipla (RUBIN, 1987; ENDERS, 2010), há uma limitação computacional para este tipo de imputação em modelos SUR, não sendo possível sua utilização<sup>12</sup>. Dessa forma, foi realizada imputação única multivariada (pois há mais de uma variável com dados faltantes) por meio da técnica de imputação MICE (*Multivariate Imputation via Chained Equations*).

A MICE pressupõe que os dados faltantes são *Missing at Random* (MAR), o que significa que a probabilidade de falta depende apenas dos valores observados e pode ser predita ao usá-los. Esse método

<sup>11</sup> O total de observações presentes na base de dados do SNIS para o período analisado é de 6940. No entanto, para algumas observações foram constatados valores incoerentes, como número de empregados igual zero, produção zero, entre outras incoerências. Tais observações incoerentes foram retiradas, restando 6635 observações.

<sup>12</sup> O processo de combinação das *m* imputações (também conhecido como Regras de Rubin) não foi possível no contexto de um modelo SUR.



imputa dados em uma variável tendo por base as demais variáveis presentes no banco de dados, especificando assim, um modelo de imputação por variável. Por padrão, a regressão linear é usada para prever valores faltantes contínuos. Após a imputação, os valores em falta são substituídos por valores previstos. Seguindo a recomendação de van Buuren, Boshuizen e Knook (1999), em que é desejável o maior número possível de variáveis preditoras, foram construídas variáveis *dummies* de abrangência (regional, local, etc.), tipo de serviço (água, esgoto ou ambos), ano e regiões para auxiliar no processo de imputação. Tais *dummies* não possuem valores faltantes.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Parâmetros estimados e grau de ajustamento dos modelos

O sistema de equações representado pela função custo e suas respectivas demandas condicionadas de fatores (expressão 1.12) foi estimado conjuntamente pelo método SUR-W, sistema de equações aparentemente não relacionadas em painel com efeitos fixos (*within transformation*). Os resultados dos coeficientes estimados estão no Apêndice I. Em termos econométricos, foram estimados três modelos: SUR-*pooled* (com dados empilhados), SUR-W e SUR-W Imputado. Nos dois primeiros modelos, utilizaram-se apenas casos completos, ou seja, excluíram-se os dados em falta da base de dados. Essa exclusão fez a amostra reduzir cerca de 60% (de 6635 para 3897). Por outro lado, no modelo SUR-W Imputado, os dados em falta foram substituídos por um valor estimado, preservando assim, o número de observações original.

A finalidade de estimar diferentes modelos (SUR-*pooled*, SUR-W e SUR-W Imputado) é verificar a sensibilidade do modelo econométrico a diferentes métodos de tratamento dos dados, dado que o modelo de casos completos é amplamente utilizado em estudos empíricos. Como pode ser observado no Apêndice I, os coeficientes estimados são em geral estatisticamente significativos. Eles, por si só, não possuem interpretação econômica clara, mas é com eles que se constroem as medidas de economias de escala, escopo, etc. No que se refere à qualidade do ajustamento, observam-se elevados coeficientes de determinação ( $R^2$ ) para a equação de custo em todos os modelos, sendo superiores a 0,93, ou seja, mais de 93% da variação do custo variável é explicado conjuntamente pela variação de todas as variáveis explicativas. O  $R^2$  para as equações de demanda condicionada por energia e trabalho apresentam valores menores, principalmente para os modelos com efeitos fixos, o que é natural para dados em painel. O teste de Breusch-Pagan de independência residual demonstra que para qualquer modelo estimado, rejeita-se a hipótese nula de ausência de correlação contemporânea entre os erros das equações estimadas.

### 4.2 Economias de escala, escopo, densidade e área

A Tabela 2 apresenta os resultados econômicos e climáticos para diferentes tamanhos de firmas nos três modelos estimados. Esses resultados foram estimados por meio das expressões (1.3) a (1.8) via o método Krinsky–Robb. Para a determinação do tamanho da firma, foi utilizado como *proxy* o número de pessoas atendidas. Assim, firmas consideradas pequenas atendem uma população de até 100 mil pessoas, as firmas médias entre 100 mil e 500 mil pessoas, e as firmas grandes atendem uma população superior a 500 mil pessoas<sup>13</sup>. Como mostra a Tabela 2, os sinais dos coeficientes estimados, em geral, permanecem tanto no modelo SUR-*pooled* quanto no modelo SUR-W, o que demonstra consistência nos coeficientes estimados. No entanto, a magnitude dos coeficientes muda de um modelo para o outro, o que pode modificar completamente a interpretação econômica dos resultados. Por exemplo, no modelo SUR-*pooled* há deseconomias de densidade populacional, enquanto que no modelo SUR-W há economias de densidade populacional. Tratam-se de resultados completamente opostos, o que pode impactar de modo distinto a política empresarial e pública no setor de saneamento caso um resultado seja escolhido em detrimento do outro.

<sup>13</sup> Esses tamanhos de firma correspondem as seguintes quantidades médias produzidas de água e esgoto em 1000 m<sup>3</sup>/ano, respectivamente, firmas pequenas 2.018,86 e 692,83; médias 20.702,08 e 8.549,04; grandes 362.643,60 e 104.635,70 para a amostra com casos completos. Para a amostra imputada têm-se as seguintes quantidades médias de água e esgoto respectivamente, firmas pequenas 1.467,84 e 631,20; médias 20.459,74 e 8.776,37; grandes 361.787,40 e 101.735,70.

Tabela 2: Resultados econômicos e climáticos gerais para diferentes tamanhos de firma

<i>Modelo Econométrico</i>	<i>Efeitos</i>	<i>Amostra (N=3897)</i>	<i>Pequena (N = 271)</i>	<i>Média (N=438)</i>	<i>Grande (N=188)</i>
<b>Modelo SUR-Pooled</b>	Escala	0.360** (0.162)	0.531* (0.192)	1.259* (0.332)	0.401* (0.070)
	Escopo	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)
	Densidade	1.636* (0.152)	2.080* (0.191)	3.668* (0.318)	0.894* (0.088)
	Área	1.057* (0.105)	1.053* (0.155)	2.246* (0.221)	0.938* (0.040)
	Precipitação	-0.101** (0.048)	-1.227** (0.574)	-0.243** (0.121)	-0.005 (0.023)
	Temperatura	0.433 (0.686)	4.105 (8.527)	0.622 (1.433)	0.335** (0.158)
			<i>Amostra (N=3897)</i>	<i>Pequena (N=3271)</i>	<i>Média (N=438)</i>
<b>Modelo SUR-W</b>	Escala	0.164* (0.012)	0.194* (0.015)	0.329* (0.027)	0.408* (0.015)
	Escopo	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
	Densidade	0.073* (0.019)	0.082* (0.024)	0.122** (0.042)	0.344* (0.015)
	Área	0.144* (0.009)	0.195* (0.009)	0.259* (0.018)	0.575* (0.008)
	Precipitação	-0.009* (0.003)	0.088** (0.034)	-0.009** (-0.005)	-0.043* (0.002)
	Temperatura	0.308* (0.035)	3.570* (0.424)	0.409* (0.069)	0.111* (0.014)
			<i>Amostra (N=6635)</i>	<i>Pequena (N=5938)</i>	<i>Média (N=497)</i>
<b>Modelo SUR-W Imputado</b>	Escala	0.074* (0.007)	0.074* (0.006)	0.172* (0.012)	0.243* (0.012)
	Escopo	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
	Densidade	0.018** (0.008)	0.024* (0.007)	0.030** (0.014)	0.118* (0.012)
	Área	0.095* (0.004)	0.115* (0.004)	0.211* (0.008)	0.379* (0.006)
	Precipitação	-0.047* (0.003)	-0.249* (0.020)	-0.050* (0.004)	-0.041* (0.002)
	Temperatura	0.039 (0.022)	0.284 (0.157)	-0.068** (0.030)	0.028** (0.012)

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; Erro-padrão entre parênteses.

O principal problema do modelo SUR-*pooled* é que ele não leva em consideração a heterogeneidade das firmas de saneamento. Em um país com dimensões continentais e com diferentes características regionais como é o Brasil, desconsiderar a heterogeneidade pode implicar conclusões inadequadas. Além disso, cada firma pode seguir um modelo de gestão diferente, ampliando a heterogeneidade entre elas. O modelo SUR-W, por outro lado, é capaz de captar a heterogeneidade entre as firmas e de lidar com o viés da variável omitida, além disso, mesmo que se pressuponha que o modelo analisado seja com dados empilhados (*pooled*), os estimadores de efeitos fixos são sempre consistentes (BALTAGI, 2005). O teste de Chow, teste para escolher entre *pooled* e efeitos fixos, confirma que o modelo SUR-W (efeitos fixos) é mais adequado que o SUR-*pooled* para este estudo.

Uma vez que o modelo de efeitos fixos (SUR-W) é mais adequado, concentra-se agora na interpretação de seus resultados. A Tabela 2 mostra um valor de 0,164 para a medida de economias de escala, ou seja, isso significa que, ao considerar toda a amostra, as firmas de saneamento básico apresentam, em média, economias de escala. Em outras palavras, este resultado revela que um aumento na produção acarreta em crescimento menos que proporcional no custo médio de produção. Ao separar as firmas em pequenas, médias e grandes, verifica-se que os coeficientes estimados para as economias de escala aumentam com o tamanho da firma, mas continuam menores do que 1. Estes resultados sugerem um achatamento da curva de custo médio das firmas maiores, o que é consistente com uma curva de custo em forma de L em termos de escala (TORRES e MORRISON PAUL, 2006). Com relação às economias de escopo entre a produção de esgoto e água, os resultados são estatisticamente significativos para qualquer amostra analisada. Mas embora negativos, estes coeficientes estimados são próximos de zero. Isso quer dizer que não há nem deseconomias e nem economias de escopo, ou seja, produzir conjuntamente cada um dos produtos pode ser indiferente para a firma em termos de custos. Esse resultado pode ser explicado pelo fato da análise de custos estar focada em questões estruturais da firma, ou seja, o custo variável total considera apenas os custos com empregados, energia elétrica e produtos químicos, não considerando gastos administrativos e com *marketing*, por exemplo. Além disso, como a estrutura de produção e encanamentos das firmas que produzem água e esgoto não são as mesmas, o resultado encontrado é plausível.

As economias de densidade populacional, por sua vez, mostram a variação do custo associado a uma elevação concomitante na população atendida e no nível de produção, mantendo a extensão da rede e as demais variáveis constantes. Os resultados revelam coeficientes significativos e crescentes com o tamanho da firma, mas menores que 1. Isso significa que há economias de densidade, ou seja, os custos de produção crescem proporcionalmente menos que o aumento na escala de produção e no número de pessoas atendidas. Com relação às economias de área ou rede, observam-se coeficientes estimados altamente significativos e menores que 1 para todos os recortes analisados. Isso significa que há economias de área de atendimento. Em outras palavras, isso quer dizer que os custos de produção aumentam em menor proporção que o aumento na escala de produção, na população atendida e na área de distribuição e coleta.

A Tabela 2 mostra também os resultados para o modelo de efeitos fixos imputado (modelo SUR-W Imputado). Ao compararmos os resultados deste modelo com os do modelo SUR-W, observa-se que, em geral, os coeficientes estimados apresentam os mesmos sinais, porém com diferentes magnitudes. Por exemplo, no modelo imputado, os coeficientes para economias de escala e área são menores, enquanto os coeficientes para economias de densidade são maiores. Apesar dessa diferença, a interpretação econômica se mantém, ou seja, tanto no modelo SUR-W quanto no modelo SUR-W Imputado há economias de escala, densidade e área. Além disso, os coeficientes estimados para economias de escala, densidade e área no modelo imputado também aumentam com o tamanho da firma. E com relação as economias de escopo os resultados foram praticamente os mesmos, ou seja, um valor próximo de zero.

Os resultados encontrados neste estudo convergem com a literatura empírica sobre saneamento, em especial no que se refere às economias de escala mais significativas em firmas de pequeno porte e a presença de economias de densidade (TORRES e MORRISON PAUL, 2006; FERRO et al., 2010; CARVALHO et al., 2012; ZSCHILLE, 2016). No entanto, comparando os resultados deste estudo com o único trabalho encontrado para o Brasil, o estudo de Nauges e Berg (2008), verifica-se que eles divergem. Porém, a amostra de Nauges e Berg (2008) é de apenas 27 firmas brasileiras de saneamento, o que é

pouco representativo. Por outro lado, os resultados econômicos encontrados aqui, convergem com o estudo de Ferro et al. (2010), que embora não tenha estudado o Brasil, analisou vários outros países da América Latina.

### 4.3 Impactos Climáticos

Além dos aspectos econômicos até agora analisados, buscou-se também verificar os impactos de variáveis climáticas no custo variável de produção das firmas de saneamento. Em particular, no caso de firmas de abastecimento de água, é natural supor que o clima tenha uma forte ligação a sua estrutura produtiva, uma vez que o volume de chuvas interfere significativamente nos reservatórios. Quando a capacidade dos reservatórios é plena, mantendo as demais variáveis constantes, não haverá problemas de captação e abastecimento. Por outro lado, em situações de secas severas, o volume de água dos reservadores pode diminuir significativamente, comprometendo a capacidade de captação e abastecimento de água. Atualmente no Brasil, a captação de água pelos municípios ocorre principalmente em reservatórios de superfície e vários municípios, inclusive a capital federal, enfrentam problemas de escassez drástica de água em função da redução do volume de chuvas (ESTADO DE MINAS, 2017).

De fato, a Tabela 2 mostra que a precipitação, em qualquer modelo analisado, possui uma relação negativa e estatisticamente significativa com os custos variáveis de produção. Em outras palavras, isso mostra que, em média, uma variação positiva nos níveis de precipitação reduz os custos variáveis. No entanto, no modelo SUR-W as firmas pequenas apresentaram resultado inesperado, ou seja, há uma relação positiva entre a variação da precipitação e os custos variáveis. Este resultado é ambíguo, dado que para os modelos SUR-*pooled* e SUR-W Imputado a relação é negativa, estatisticamente significativa e em maior magnitude para as firmas pequenas (-1,227 e -0,249 respectivamente).

Uma explicação para essa maior magnitude para firmas pequenas comparativamente às demais nos modelos SUR-*pooled* e SUR-W Imputado é que as firmas médias e grandes, por terem capacidade produtiva maior, conseguem atenuar os efeitos da precipitação, pelo menos, no curto prazo. Por exemplo, num cenário de abundância de água, ou seja, com reservatórios em plena capacidade, a necessidade de bombeamento de água é bem menor do que numa situação de escassez extrema, em que os reservatórios encontram-se no volume “morto”. Nesta situação extrema, as firmas dispenderão mais recursos para suprimir o abastecimento de água, pois terão que captar a água do volume “morto” ou de reservatórios subterrâneos. No caso de firmas pequenas, estes gastos tendem a ser maiores, pois nem sempre elas têm a estrutura e os equipamentos necessários para tal procedimento. Inclusive, algumas firmas menores captam água através da “gravidade”, ou seja, sem precisar de bombeamento. Neste contexto, os efeitos da variação da precipitação nos custos tendem a ser maiores nas firmas pequenas do que nas médias e grandes. Assim, uma variação positiva da precipitação tende a reduzir os custos em magnitude maior nas firmas pequenas.

Níveis razoáveis de precipitação são fundamentais tanto para a manutenção de águas subterrâneas quanto para reservatórios de superfície. No Brasil, os reservatórios de superfície são a principal fonte de captação de água das firmas de saneamento, inclusive é a fonte de menor custo. O estudo de Danilenko et al. (2010), que analisou a percepção das mudanças climáticas pelas firmas de saneamento em vários países, inclusive no Brasil, mostrou que mais de 50% das firmas analisadas identificaram a diminuição da água superficial como o maior risco a seus negócios. Isso quer dizer que os reservatórios de superfície são as principais fontes de água para grande parte das firmas, deixando-as suscetíveis aos eventuais impactos negativos das mudanças climáticas. Assim, a manutenção de níveis satisfatórios de água nos reservatórios pode contribuir para a minimização dos custos de produção e para a ampliação das oportunidades de negócios.

Com relação à temperatura, observa-se no modelo SUR-W, em geral, uma relação direta com os custos em todas as amostras analisadas, ou seja, uma variação positiva na temperatura provoca um aumento nos custos. A elevação da temperatura tende a aumentar a demanda por água, o que pode acarretar em aumento dos custos. Além disso, o aumento da temperatura também pode aumentar a dilatação dos encanamentos, em especial, os não subterrâneos, o que pode ocasionar em rompimentos, elevando assim, os custos de manutenção. No entanto, no modelo SUR-W Imputado, embora prevaleça

relação positiva entre temperatura e custos, somente para firmas médias e grandes houve significância estatística. Porém, para as firmas médias a relação entre temperatura e custo é negativa, enquanto que nas grandes essa relação é positiva. Devido à essas diferenças, novos estudos devem ser aprimorados e realizados para verificar os impactos das variáveis climáticas nos custos das firmas de saneamento.

Quando se analisam variáveis climáticas é importante verificar seus efeitos nas diferentes regiões, ainda mais em um país de dimensões continentais como o Brasil, onde cada região tem características socioeconômicas e climáticas específicas. A Tabela 3, a seguir, apresenta os efeitos da precipitação e temperatura para as cinco regiões brasileiras. Como pode ser visto, os resultados para o modelo SUR-W mostram uma relação negativa entre precipitação e custo em todas as regiões, porém somente as regiões Nordeste e Sudeste apresentaram resultados estatisticamente significativos. No modelo SUR-W Imputado essa relação negativa permanece em todas as regiões, porém com coeficientes altamente significativos para qualquer região analisada. Para esse modelo, os maiores efeitos ocorrem na região Norte e no modelo SUR-W na região Nordeste. Essas regiões são caracterizadas pelas fortes variações climáticas, sendo o Nordeste com alto nível de exposição a secas. Com relação à temperatura, no modelo SUR-W, o efeito é positivo e estatisticamente significativo para todas as regiões analisadas. No modelo SUR-W Imputado, apenas a região Norte apresentou relação negativa para a temperatura, porém tal resultado não é estatisticamente significativo.

Tabela 3: Efeitos climáticos para as regiões do Brasil

<i>Modelo Econométrico</i>	<i>Efeitos</i>	<i>Norte (N=234)</i>	<i>Nordeste (N=607)</i>	<i>Cent.-Oeste (N=511)</i>	<i>Sudeste (N=1735)</i>	<i>Sul (N=810)</i>
<b>Modelo SUR-Pooled</b>	Precipitação	-0.260** (0.115)	-0.126** (0.062)	-0.105 (0.061)	-0.081** (0.034)	-0.053 (0.033)
	Temperatura	0.254 (0.616)	0.792 (0.936)	0.189 (0.597)	0.477 (0.639)	0.108 (0.680)
<b>Modelo SUR-W</b>	Precipitação	-0.016 (0.010)	-0.019* (0.003)	-0.003 (0.005)	-0.007* (0.002)	-0.002 (0.003)
	Temperatura	0.241* (0.081)	0.539* (0.042)	0.307* (0.043)	0.256* (0.032)	0.223* (0.041)
<b>Modelo SUR-W Imputado</b>	Precipitação	-0.166* (0.009)	-0.046* (0.002)	-0.079* (0.004)	-0.032* (0.002)	-0.049* (0.002)
	Temperatura	-0.050 (0.065)	0.084* (0.020)	0.029 (0.027)	0.022 (0.020)	0.082* (0.020)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: \* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; Erro-padrão entre parênteses.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados para o modelo SUR-W e SUR-W Imputado mostraram economias de escala, estatisticamente significativas para firmas pequenas, médias e grandes. Ou seja, aumentar a produção acarreta crescimento menos que proporcional no custo médio de produção. Na prática isso significa que a consolidação das firmas ou uma atuação mais abrangente do ponto de vista espacial (regionalização), pode levar a maior eficiência produtiva. Como também foi verificado a presença de economias de rede (ou área/transporte) a expansão dos serviços de saneamento tende a ser altamente eficiente. Com relação a produção conjunta de serviços de água e esgoto, apesar dos coeficientes estimados serem negativos e

estatisticamente significativos, tais coeficientes são próximos de zero, sugerindo a inexistência de economias escopo, ou seja, analisando estritamente os custos, é indiferente produzir conjunta ou separadamente água e esgoto. No entanto, uma vez que a provisão de água e esgoto acarreta em várias externalidades positivas é importante que as políticas públicas incentivem a oferta desses dois serviços, mesmo que por firmas separadas, dado que 52,2% das firmas ofertam apenas um tipo de serviço, ou seja, somente água ou somente esgoto.

Neste estudo, verificou-se também que há economias de densidade populacional estatisticamente significativas em qualquer tamanho de firma. Isso mostra que o custo cresce em menor proporção que o aumento na escala de produção e no número de pessoas atendidas. Este resultado é muito relevante para o contexto brasileiro, em que o número de pessoas que ainda não tem acesso à água encanada e coleta de esgoto é muito elevado. Assim, uma vez que há economias de densidade, as redes de distribuição de água e coleta de esgoto podem ser eficientemente expandidas a um custo médio decrescente.

Como foi verificado economias de escala, densidade e área tanto no modelo SUR-W quanto no modelo SUR-W Imputado, conclui-se que a consolidação (regionalização) do setor de saneamento no Brasil, ou seja, a união de duas ou mais firmas é custo-efetiva. Nesse sentido, a regionalização das firmas acarreta em menor custo produtivo quando comparada a atual situação de elevada fragmentação das firmas. Assim, as políticas públicas e os investimentos voltados para o setor de saneamento devem estimular a formação de firmas regionalizadas. Isso aumentará a produção fazendo com que as economias de escala, densidade e área sejam aproveitadas, incrementando assim, a eficiência do setor. Além disso, ampliará o acesso das pessoas aos serviços de água e esgoto, potencializando as inúmeras externalidades positivas que esses serviços oferecem.

Em decorrência do longo período de estiagem em que vários municípios brasileiros têm enfrentado, o presente estudo também avaliou os eventuais impactos que a temperatura e a precipitação podem ter sobre os custos, uma vez que estas variáveis influenciam nos níveis dos reservatórios. Para a variável temperatura, em geral, os resultados apresentam uma relação direta com os custos. Por outro lado, para qualquer amostra ou região analisada uma variação positiva nos níveis de precipitação tende a reduzir os custos de produção, principalmente em firmas pequenas, que em geral são menos estruturadas tecnicamente. No entanto, no modelo SUR-W verificou-se relação positiva da precipitação com relação aos custos para firmas pequenas. Este resultado contrastante demonstra que não há uma única resposta para os problemas enfrentados e que novos estudos que avaliam a influência de variáveis climáticas nos custos de produção de firmas de saneamento devem ser realizados e aprimorados.

De qualquer forma, os resultados para as variáveis climáticas mostram em geral que as questões climáticas devem ser tratadas com maior seriedade, dado que elas afetam os custos de produção. Em um contexto de mudanças climáticas, as secas podem se tornar cada vez mais recorrentes, reduzindo os níveis dos reservatórios e, por consequência, elevando sobremaneira os custos de produção. Dessa forma, é importante que as políticas de saneamento não se restrinjam apenas na ampliação da prestação dos serviços, mas também devem incorporar questões ambientais, como a recuperação de nascentes e matas ciliares. O foco na eficiência também deve ser primordial, num contexto de elevada restrição hídrica, perda de água no processo de distribuição é algo inadmissível.

Além de fornecer informações essenciais para os formuladores de políticas públicas para a área de saneamento no Brasil e de forma mais abrangente para a gestão de recursos hídricos, este estudo buscou contribuir para literatura, tanto do ponto de vista econômico quanto metodológico. Do ponto de vista econômico, verificou-se que a atual estrutura do setor de saneamento no Brasil, caracterizada por elevada fragmentação, não é adequada. O custo de oportunidade dessa característica é o não aproveitamento de elevadas economias de escala, densidade e área. Além disso, verificou-se que variáveis climáticas afetam os custos de produção. Nesse sentido, os tomadores de decisão precisam estar atentos, pois as oportunidades de negócios podem ser comprometidas pelas mudanças climáticas. Do ponto de vista metodológico, as principais contribuições foram a inclusão de dados em painel com efeitos fixos em modelos de equações aparentemente não relacionadas (SUR), o que permitiu analisar os resultados considerando a heterogeneidade das firmas e os efeitos de variáveis climáticas, minimizando o viés da variável omitida; e a imputação, como tratamento de dados faltantes, um dos principais problemas na base de dados do SNIS.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANTONIOLI, B.; FILIPPINI, M. The use of a variable cost function in the regulation of the Italian water industry. **Utilities Policy**, v. 10, n. 3, p. 181-187, 2001.
- AUFFHAMMER, M.; HSIANG, S. M.; SCHLENKER, W.; SOBEL, A. Using weather data and climate model output in economic analyses of climate change. **Review of Environmental Economics and Policy**, v. 7, n. 2, p. 181-198, 2013.
- BAUMOL, W. Scale economies, average cost, and the profitability of marginal cost pricing. In: Grieson, R.F. (Ed.), **Public and Urban Economics: Essays in Honor of William S. Vickrey** Lexington, D.C, 1976.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. John Wiley & Sons, 2005.
- BARANZINI, A.; FAUST, A. K. **The cost structure of water utilities in Switzerland**. 2010.
- BERNDT, E. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. Addison Wesley Publishing Company Inc, Massachusetts, 1996.
- BEZLEPKINA, I. V.; LANSINK, A. G. J. M; OSKAM, A. J. Effects of subsidies in Russian dairy farming. **Agricultural Economics**, v. 33, n. 3, p. 277-288, 2005.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge University Press, 2005.
- CARVALHO, P.; MARQUES, R. C.; BERG, S. A meta-regression analysis of benchmarking studies on water utilities market structure. **Utilities Policy**, v. 21, p. 40-49, 2012.
- CAVES, D. W.; CHRISTENSEN, L. R.; SWANSON, J. A. Productivity growth, scale economies, and capacity utilization in US railroads, 1955-74. **The American Economic Review**, v. 71, n. 5, p. 994-1002, 1981.
- CHAMBERS, R. G. **Applied production analysis: a dual approach**. Cambridge University Press, 1988.
- CHRISTENSEN, L.; JORGENSON, D. W.; LAU, L. J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function. **Econometrica**, v. 39, n. 4, p. 255-256, 1971.
- DANILENKO, A.; DICKSON, E.; JACOBSEN, M. Climate change and urban water utilities: challenges & opportunities. **Water Working Notes**, n. 24, 2010.
- DEE, D. P. et al. The ERA-Interim reanalysis: configuration and performance of the data assimilation system. **Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society**, v. 137, p. 553–597, 2011.
- DELL, M.; JONES, B. F.; OLKEN, B. A. What do we learn from the weather? The new climate–economy literature. **Journal of Economic Literature**, v. 52, n. 3, p. 740-798, 2013.
- DIEWERT, W. E. An application of the Shepard duality theorem: a generalized linear production function. **Journal of Political Economy**, v. 79, n. 3, p. 482-507, 1971.
- DOWD, E. B.; GREENE, W. H.; NORTON, E. C. Computation of Standard Errors. **HSR: Health Services Research**, v. 49, n. 2, 2014.

ENDERS, C. K. **Applied missing data analysis**. Guilford Press, 2010.

ESTADO DE MINAS. **Mapa da crise hídrica bate recorde e já abrange 265 municípios de Minas Gerais**. 2017. Disponível em < [https://www.em.com.br/app/noticia/gerais/2017/11/20/interna\\_gerais,917953/mapa-da-crise-hidrica-bate-recorde-e-ja-abrange-265-municipios-de-mg.shtml](https://www.em.com.br/app/noticia/gerais/2017/11/20/interna_gerais,917953/mapa-da-crise-hidrica-bate-recorde-e-ja-abrange-265-municipios-de-mg.shtml)>. Acesso em: 20 nov. 2017.

FARIA, R. C. SOUZA, G. S. MOREIRA, T. B. Public Versus Private Water Utilities: Empirical Evidence for Brazilian Companies. **Economics Bulletin**, v8, n2, 1-7p., 2005.

FERRO, G.; LENTINI, E.; MERCADIER, A.; ROMERO, C. Returns to scale in water and sanitation: estimates for Latin America. **Inventi Rapid: Service Sector**, v. 1, n. 1, 2010.

FERES, J. G.; REIS, E. J.; SPERANZA, J. S. **Assessing the impact of climate change on the Brazilian agricultural sector**. 2008.

FIESP. **Crise hídrica custou à Sabesp R\$ 800 milhões**. 2016. Disponível em < <http://www.fiesp.com.br/noticias/crise-hidrica-custou-a-sabesp-r-800-milhoes/> >. Acesso em 20 nov. 2017.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Education India, 2008.

HANOCH, G. Homotheticity in joint production. **Journal of Economic Theory**, v. 2, n. 4, p. 423-426, 1970.

HUTTON, G.; HALLER, L.; BARTRAM, J. Global cost-benefit analysis of water supply and sanitation interventions. **Journal of water and health**, v. 5, n. 4, p. 481-502, 2007.

JOURAVLEV, A. **Drinking water supply and sanitation services on the threshold of the XXI century**. United Nations Publications, 2004.

LEWIN, A.; BRONDEEL, R. BENMARHNI, T.; THOMAS, F.; CHAIX, B. Attrition Bias Related to Missing Outcome Data: A Longitudinal Simulation Study. **Epidemiology**, v. 29, n. 1, p. 87-95, 2018.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford university press, 1995.

McFADDEN, D. Cost revenue and profit functions. In: FUSS, M.; McFADDEN (eds). **Production economics: a dual approach to theory and applications**, vol. 1, Amsterdam: North-Holland, 1978, 3-109.

MORRISON, C. J. Quasi-Fixed inputs in US and Japanese manufacturing: a generalized Leontief restricted cost function approach. **Review of Economics and Statistics**, v. 70, n. 2, p. 275-287, 1988.

NAUGES, C.; BERG, C. Economies of density, scale and scope in the water supply and sewerage sector: a study of four developing and transition economies. **Journal of Regulatory Economics**, v. 34, n. 2, p. 144-163, 2008.

PANZAR, John C.; WILLIG, Robert D. Economies of scale in multi-output production. **The Quarterly Journal of Economics**, p. 481-493, 1977.



- PRIETO, Á.; ZOFIO, J.; ÁLVAREZ, I. Economías de escala, densidad y alcance en la provisión pública de infraestructura básica municipal. **Hacienda Pública Española**, v. 190, n. 3, p. 59-94, 2009.
- REVOLLO, D.; LONDOÑO, G. Análisis de las economías de escala y alcance en los servicios de acueducto y alcantarillado en Colombia. **Desarrollo y sociedad**, v. 66, p. 145-182, 2010.
- ROCHA, R.; SOARES, R. S. Water scarcity and birth outcomes in the Brazilian semiarid. **Journal of Development Economics**, v. 112, p. 72-91, 2015.
- RUBIN, D. B. Multiple imputations in sample surveys-a phenomenological Bayesian approach to nonresponse. In: **Proceedings of the survey research methods section of the American Statistical Association**. American Statistical Association, 1978. p. 20-34.
- SEAMAN, S. R.; WHITE, I. R. Review of inverse probability weighting for dealing with missing data. **Statistical Methods in Medical Research**, v. 22, n. 3, p. 278-295, 2011.
- SNIS. **Sistema nacional de informações sobre saneamento**. 2013. Disponível em: <<http://www.snis.gov.br>>. Acesso em: 20 set. 2016.
- TORRES, M. O. **Production and distribution cost economies in water firms: a multiproduct cost model incorporating input rigidities and special variables**. Davis, 2004. Dissertation - University of California Davis.
- TORRES, M.; PAUL MORRISON, C. J. Driving forces for consolidation or fragmentation of the US water utility industry: a cost function approach with endogenous output. **Journal of Urban Economics**, v. 59, n. 1, p. 104-120, 2006.
- VAN BUUREN, S.; BOSHUIZEN, H. C.; KNOOK, D. L. Multiple imputation of missing blood pressure covariates in survival analysis. **Statistics in Medicine**, v. 18, n. 6, p. 681-694, 1999.
- ZSCHILLE, M. **Cost Structure and Economies of Scale in German Water Supply**. Discussion Paper: German Institute for Economic Research, 2016.

## APÊNDICE I: RESULTADOS ESTIMADOS

Tabela A1: Resultados da regressão para o modelo SUR-pooled

Parâmetro	Estimativa	Estatística t	Parâmetro	Estimativa	Estatística t
$b_{LL}$	-5094.97	-3.05	$g_{EP}$	-3.66E-04	-9.62
$b_{EE}$	1074.75	2.07	$c_{KK}$	0.01594	6.43
$b_{LL}$	-3.03886	-0.41	$d_{CC}$	-8.30E-04	-3.97
$e_{AL}$	-0.298349	-39.65	$d_{CQ}$	-9.67E-08	-2.32
$e_{AE}$	0.012578	4.24	$d_{Ct}$	1.72E-09	6.03
$e_{EL}$	1.78446	144.61	$d_{CT}$	-4.59E-11	-1.60
$e_{EE}$	-0.021759	-4.14	$d_{CP}$	-2.74E-04	-2.97
$h_{KL}$	3357.82	1.83	$d_{QQ}$	-4.29019	-0.25
$h_{KE}$	-1971.39	-2.06	$d_{Qt}$	-0.308336	-11.69
$o_{CL}$	-1574.46	-18.62	$d_{QT}$	1.66E-03	8.59
$o_{CE}$	2.63614	0.08	$d_{QP}$	-1.36E-05	-0.90
$o_{QL}$	-8.70948	-50.29	$d_u$	18.9406	1.05
$o_{QE}$	0.602176	11.19	$d_{IT}$	0.019043	10.98
$o_{iL}$	0.075246	57.38	$d_{iP}$	2.88E-05	1.99
$o_{iE}$	-3.08E-03	-7.89	$d_{TT}$	-1.19E-06	-1.03
$o_{TL}$	1.54E-03	11.56	$d_{TP}$	0.180884	0.26
$o_{TE}$	6.00E-05	1.94	$d_{PP}$	1.62E-10	0.08
$o_{PL}$	194.924	3.91	$q_{KC}$	3.31E-09	22.35
$o_{PE}$	-57.0816	-1.44	$q_{KQ}$	-1.82E-03	-2.38
$a_{AA}$	-7.42E-09	-8.64	$q_{Kt}$	-5.55E-11	-45.65
$a_{EE}$	-8.65E-09	-1.99	$q_{KT}$	5.30E-05	9.90
$a_{AE}$	946.853	2.11	$q_{KP}$	-3.66E-04	-9.62
$f_{AK}$	-0.18071	-1.08	constante	409248	1.63
$f_{EK}$	-1.22E-06	-3.54			
$g_{AC}$	1.22E-10	5.35	Coeficiente de determinação ( $R^2$ )		
$g_{EC}$	1.03E-12	10.63	Função custo	0.9788	
$g_{AQ}$	2.38729	2.78	Trabalho	0.9881	
$g_{EQ}$	-1.13E-08	-5.24	Energia	0.9622	
$g_{At}$	-4.82E-03	-3.28			
$g_{Et}$	-8.56E-04	-8.25	Teste de Breusch-Pagan		
$g_{AT}$	-3.00E-08	-1.63	$\chi^2(3) = 2631.44$ , Pr. = 0.000		
$g_{ET}$	4.30E-10	2.82	N = 3897		
$g_{AP}$	2.85E-10	23.17			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A2: Resultados da regressão para o modelo SUR-W

<i>Parâmetro</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Parâmetro</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
$b_{LL}$	-4420.46	-10.29	$g_{EP}$	8.62E-11	1.37
$b_{EE}$	21.1652	0.30	$c_{KK}$	-4.84E-09	-2.93
$b_{LL}$	20.9702	4.97	$d_{CC}$	-2.22E-10	-0.36
$e_{AL}$	-0.025408	-9.18	$d_{CQ}$	-6.99E-13	-20.02
$e_{AE}$	2.47E-03	9.73	$d_{Ct}$	4.29E-15	22.94
$e_{EL}$	0.113031	6.23	$d_{CT}$	-2.86E-14	-10.60
$e_{EE}$	7.28E-03	22.63	$d_{CP}$	4.85E-10	2.23
$h_{KL}$	4364.87	10.13	$d_{QQ}$	-1.20E+00	-0.12
$h_{KE}$	-12.9552	-0.11	$d_{Qt}$	-7.73E-02	-10.87
$o_{CL}$	-16.0397	-0.59	$d_{QT}$	7.96E-04	20.28
$o_{CE}$	5.0757	0.26	$d_{QP}$	-8.30E-05	-17.39
$o_{QL}$	0.358665	2.26	$d_u$	-9.30946	-1.57
$o_{QE}$	0.159406	10.16	$d_{tT}$	2.14E-03	5.43
$o_{iL}$	-0.012177	-15.67	$d_{tP}$	-5.22E-05	-20.94
$o_{tE}$	-1.14E-03	-13.66	$d_{tT}$	2.56E-06	8.68
$o_{tL}$	2.52E-03	21.05	$d_{tP}$	0.632851	4.08
$o_{tE}$	1.39E-04	13.82	$d_{PP}$	1.83E-08	34.38
$o_{PL}$	66.5493	3.98	$q_{KC}$	5.41E-10	9.43
$o_{PE}$	18.5982	1.45	$q_{KQ}$	3.08E-03	11.89
$a_{AA}$	1.27E-09	9.10	$q_{Kt}$	-5.47E-12	-14.31
$a_{EE}$	-7.70E-09	-18.48	$q_{KT}$	-1.71E-05	-12.09
$a_{AE}$	4.84E+01	0.81	$q_{KP}$	1.31E-06	6.58
$f_{AK}$	-1.43E-02	-0.13			
$f_{EK}$	-3.74E-06	-36.97	Coeficiente de determinação ( $R^2$ )		
$g_{AC}$	-9.01E-11	-25.60	Função custo	0.9388	
$g_{EC}$	3.99E-13	14.06	Trabalho	0.3742	
$g_{AQ}$	5.46E-02	0.20	Energia	0.2351	
$g_{EQ}$	-1.68E-14	-16.11			
$g_{At}$	-6.77E-09	-11.02	Teste de Breusch-Pagan		
$g_{Et}$	-1.11E-09	-6.69	$\chi^2(3) = 1041.76$ , Pr. = 0.000		
$g_{AT}$	6.64E-14	6.09	N = 3897		
$g_{ET}$	3.29E-14	15.06			
$g_{AP}$	7.95E-15	7.60			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela A3: Resultados da regressão para o modelo SUR-W imputado

<i>Parâmetro</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>	<i>Parâmetro</i>	<i>Estimativa</i>	<i>Estatística t</i>
$b_{LL}$	-415.367	-2.30	$g_{EP}$	1.43E-10	2.42
$b_{EE}$	7.24248	0.04	$c_{KK}$	-1.21E-08	-7.85
$b_{LL}$	6.38114	4.68	$d_{CC}$	-1.88E-09	-3.68
$e_{AL}$	-0.016819	-8.49	$d_{CQ}$	-7.89E-13	-21.67
$e_{AE}$	1.19E-03	6.47	$d_{Ct}$	7.57E-15	36.26
$e_{EL}$	0.043744	8.13	$d_{CT}$	-3.70E-14	-19.48
$e_{EE}$	5.05E-03	20.99	$d_{CP}$	7.15E-10	3.95
$h_{KL}$	481.983	1.55	$d_{QQ}$	-4.87E+00	-0.77
$h_{KE}$	74.641	0.25	$d_{Qt}$	-3.75E-02	-6.63
$o_{CL}$	43.6893	2.25	$d_{QT}$	4.43E-04	14.15
$o_{CE}$	8.36733	0.71	$d_{QP}$	-5.46E-05	-14.86
$o_{QL}$	0.14618	3.35	$d_u$	-0.102529	-0.02
$o_{QE}$	0.076032	6.12	$d_{IT}$	0.012271	22.82
$o_{iL}$	-5.97E-03	-18.60	$d_{iP}$	-1.39E-04	-48.51
$o_{iE}$	-4.44E-04	-6.57	$d_{TT}$	1.25E-05	111.69
$o_{TL}$	1.35E-03	32.03	$d_{TP}$	-2.67386	-19.94
$o_{TE}$	1.04E-04	13.21	$d_{PP}$	1.45E-08	29.23
$o_{PL}$	-1.74122	-0.14	$q_{KC}$	7.44E-10	17.75
$o_{PE}$	-1.37397	-0.12	$q_{KQ}$	3.09E-03	14.18
$a_{AA}$	1.14E-09	13.54	$q_{Kt}$	-4.27E-12	-27.57
$a_{EE}$	-7.30E-09	-21.00	$q_{KT}$	-1.02E-05	-9.33
$a_{AE}$	-3.02E+01	-0.21	$q_{KP}$	5.90E-07	4.32
$f_{AK}$	-1.97E-01	-3.78			
$f_{EK}$	-3.25E-06	-33.91	Coeficiente de determinação ( $R^2$ )		
$g_{AC}$	-7.72E-11	-26.13	Função custo	0.9372	
$g_{EC}$	8.29E-14	11.36	Trabalho	0.4608	
$g_{AQ}$	9.54E-02	0.40	Energia	0.1425	
$g_{EQ}$	-3.08E-14	-28.44			
$g_{At}$	-1.12E-08	-19.97	Teste de Breusch-Pagan		
$g_{Et}$	1.51E-09	13.37	$\chi^2(3) = 1239.70$ , Pr. = 0.000		
$g_{AT}$	-4.98E-15	-0.43	N = 6635		
$g_{ET}$	3.18E-14	18.41			
$g_{AP}$	1.22E-14	17.23			

Fonte: Resultados da pesquisa.