

UNIVERSIDADE FEDERAL DO AMAZONAS  
FACULDADE DE ESTUDOS SOCIAIS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E ANÁLISE

LUCAS ANDRÉ MATOS SARRAFF DE REZENDE

**IMPACTOS DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS NA ESTRUTURA DE CUSTOS  
DAS FIRMAS DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA DA REGIÃO NORTE DO BRASIL**

MANAUS – AM

2023

LUCAS ANDRÉ MATOS SARRAFF DE REZENDE

**IMPACTOS DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS NA ESTRUTURA DE CUSTOS  
DAS FIRMAS DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA DA REGIÃO NORTE DO BRASIL**

Monografia apresentada à Faculdade de Estudos Sociais da Universidade Federal do Amazonas como requisito obrigatório à obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas, sob a orientação do Prof. Dr. Lucas Vitor de Carvalho Sousa.

MANAUS – AM

2023

## Ficha Catalográfica

Ficha catalográfica elaborada automaticamente de acordo com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

R467i Rezende, Lucas André Matos Sarraff de  
Impactos das mudanças climáticas na estrutura de custos das  
firmas de abastecimento de água da Região Norte do Brasil / Lucas  
André Matos Sarraff de Rezende . 2023  
38 f.: il.; 31 cm.

Orientador: Lucas Vitor de Carvalho Sousa  
TCC de Graduação (Ciências Econômicas) - Universidade  
Federal do Amazonas.

1. Saneamento básico. 2. variáveis climáticas. 3. estrutura de  
custos. 4. função Cobb-Douglas. I. Sousa, Lucas Vitor de Carvalho.  
II. Universidade Federal do Amazonas III. Título

## RESUMO

Saneamento básico é um direito básico de todo cidadão brasileiro e tem um impacto direto na saúde, bem-estar e equilíbrio social das pessoas. Por outro lado, viver em um ambiente ecologicamente saudável também é um direito garantido na Constituição Federal. Mudanças climáticas, como variações na temperatura e na precipitação, afetam o tratamento de água, o que impacta os custos das empresas de abastecimento de água. De acordo com dados de 2020 do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), 84,1% da população brasileira é abastecida com água tratada, enquanto na região Norte do país essa porcentagem é de apenas 58,9%. O objetivo geral deste estudo é analisar o impacto das mudanças climáticas na estrutura de custos das empresas de abastecimento de água da região Norte do Brasil, no período de 2008-2020. A coleta dos dados foi feita através do SNIS, da base de dados da Universidade de Delaware e do MapBiomas. Uma função custo Cobb-Douglas foi estimada com técnicas de regressão log-log e log-lin para analisar o impacto das variáveis climáticas (temperatura e precipitação) e cobertura vegetal. Os resultados mostraram que as variáveis climáticas e a cobertura vegetal impactam o custo variável de produção das empresas de abastecimento de água da região Norte do Brasil. Além disso, foi constatado que níveis mais altos de precipitação reduzem os custos e que despesas com materiais químicos têm um impacto significativo na estrutura de custos, indicando que a alta quantidade de matéria orgânica nas águas, devido às especificidades da região, exige mais despesas.

**Palavras-chave:** Saneamento básico; variáveis climáticas; estrutura de custos; função Cobb-Douglas.

## ABSTRACT

Basic sanitation is a basic right of every Brazilian citizen and has a direct impact on the health, well-being, and social balance of people. On the other hand, living in an environmentally healthy environment is also a right guaranteed by the Federal Constitution. Climate changes, such as variations in temperature and precipitation, affect water treatment, impacting the costs of water supply companies. According to 2020 data from the National System of Information on Sanitation (SNIS), 84.1% of the Brazilian population is supplied with treated water, while in the North region of the country this percentage is only 58.9%. The overall objective of this study is to analyze the impact of climate change on the cost structure of water supply companies in the North region of Brazil, in the period from 2008 to 2020. Data collection was done through the SNIS, the database of the University of Delaware, and MapBiomias. A Cobb-Douglas cost function was estimated using log-log and log-lin regression techniques to analyze the impact of climate variables (temperature and precipitation) and vegetation coverage. The results showed that the climate variables and vegetation coverage impact the variable cost of production of water supply companies in the North region of Brazil. Additionally, it was found that higher precipitation levels reduce costs, and expenses for chemicals have a significant impact on the cost structure, indicating that the high amount of organic matter in the waters, due to the region's specificities, requires more expenses.

**Keywords:** Sanitation; climatic variables; cost structure; Cobb-Douglas cost function.

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Área de estudo realizada neste trabalho.....	22
--	----

## ÍNDICE DE QUADROS

Quadro 1: Síntese de estudos que utilizaram função Cobb-Douglas para estudos empíricos no setor de saneamento básico. ....	14
Quadro 2: Construção das variáveis da base de dados do SNIS.....	24

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo .....	26
Tabela 2: Resultado do modelo de regressão MQO para dados empilhados (pooled) .....	28
Tabela 3: Resultado do modelo de regressão de efeitos fixos .....	30

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b> .....	<b>8</b>
<b>2</b>	<b>REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	<b>10</b>
<b>2.1</b>	<b>Teoria da firma e dos custos</b> .....	<b>10</b>
<b>2.2</b>	<b>Função custo aplicada aos setores de infraestrutura</b> .....	<b>13</b>
<b>2.3</b>	<b>Inclusão de variáveis climáticas no modelo</b> .....	<b>15</b>
<b>2.4</b>	<b>Análise de regressão múltipla</b> .....	<b>16</b>
<b>3</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	<b>18</b>
<b>4</b>	<b>METODOLOGIA</b> .....	<b>21</b>
<b>4.1</b>	<b>Área geográfica abrangida</b> .....	<b>21</b>
<b>4.2</b>	<b>Modelo econométrico</b> .....	<b>22</b>
<b>4.3</b>	<b>Variáveis escolhidas</b> .....	<b>23</b>
<b>4.4</b>	<b>Função Cobb-Douglas e dados em painel</b> .....	<b>24</b>
<b>5</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO</b> .....	<b>26</b>
<b>6</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>33</b>
<b>7</b>	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....	<b>36</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O último relatório do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC) deixou claro que a Terra está sofrendo alterações climáticas graves e mais rápidas que o previsto, colocando o globo diante de um cenário mundial desafiador. Segundo dados do Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG), em 2019 o Brasil foi o sexto país que mais emitiu Gases de Efeito Estufa (GEE). Ademais, os principais riscos associados às mudanças climáticas podem ser relacionados às alterações nas temperaturas e nas precipitações e secas, as quais afetam veemente as águas urbanas bem como sua gestão (BRITTO, 2010). Sendo assim, observa-se que as mudanças climáticas podem ter grande relação com os impactos tanto nos recursos hídricos disponíveis quanto na infraestrutura de saneamento básico de uma dada região.

Cabe destacar que 26,7% da população brasileira ainda não tem acesso ao abastecimento de água tratada, o qual pode-se observar o elevado déficit de saneamento no Brasil (CNI, 2017). A região Norte do Brasil, por sua vez, mesmo tendo a maior bacia hidrográfica do mundo, obtém os piores índices de abastecimento e infraestrutura de água do país. Segundo dados de 2020 do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), apenas 58,9% da população da região Norte têm acesso à água tratada, em contraste com a média do Brasil que é 84,1%.

Segundo dados da OMS (2014), o investimento em saneamento básico reduz desigualdades sociais e estima-se que para cada dólar investido nesses serviços, são economizados US\$ 4,3 em custos de saúde no mundo (SOUSA, 2018). Nesse sentido, a construção de uma gestão integrada da água e investimentos de qualidade em saneamento básico no Brasil pode ser o primeiro passo para reduzir as vulnerabilidades dos sistemas hídricos aos impactos oriundos das vulnerabilidades e mudanças climáticas (BRITTO, 2010).

Há na literatura estudos que analisam os impactos das mudanças climáticas na estrutura de custos das firmas de saneamento, porém, estão focados principalmente em países desenvolvidos. No Brasil, a escassez de estudos empíricos sobre tal análise de custos traz consequências negativas para a qualidade da execução de políticas públicas no setor. Dentre os escassos estudos no Brasil, Sousa (2018) buscou caracterizar a estrutura de custos do setor de saneamento (água e

esgoto) no país e mostrou a baixíssima eficiência econômica das firmas analisadas, o qual ainda chegou à conclusão que mais de um terço da água distribuída é perdida. Ademais, no que tange às mudanças climáticas, este estudo evidenciou que as variáveis climáticas afetam, direta e indiretamente, os custos de produção, revelando a importância de serem tratadas com seriedade nas políticas públicas.

Portanto, considerando a ineficiência na infraestrutura de água no Brasil e o atual cenário climático mundial, compreender o papel das mudanças climáticas na prestação de serviços de saneamento é extremamente relevante para o direcionamento eficiente de investimentos no setor (SOUSA, 2018). Sendo assim, este estudo busca somar na literatura empírica com dados que poderão ser utilizados em políticas de saneamento, sejam elas públicas ou privadas, especificamente para a região Norte do país, tendo em vista que não existe hoje um estudo de caso específico da região. Ademais, o estudo busca ir além dos aspectos exclusivamente econômicos, o qual tem como objetivo geral responder a seguinte questão: variáveis climáticas têm impacto relevante na estrutura de custos das firmas de abastecimento de água da região Norte do Brasil? Para isso, a pesquisa tem como objetivos específicos: a coleta e tratamento dos dados relativos aos custos de produção das firmas de saneamento e relacionados às mudanças climáticas; a estimação de uma função de custo do tipo Cobb-Douglas; e, por fim, estimar o impacto das variáveis climáticas na estrutura de custos das firmas da região Norte do país.

Assim, além dessa introdução, a presente monografia é constituída de outras 6 seções. Na seção 2, será apresentado o referencial teórico que orienta este trabalho. A seção 3, por sua vez, consiste na revisão da literatura, onde serão abordados estudos anteriores relacionados ao tema em questão. Na seção 4, será descrita a metodologia adotada para a realização desta pesquisa. Os resultados obtidos serão apresentados e discutidos na seção 5. A seção 6 traz as considerações finais, que são importantes reflexões sobre os resultados e conclusões obtidas. Por fim, na seção 7, serão apresentadas as referências bibliográficas utilizadas na elaboração desta monografia.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO<sup>1</sup>

O referencial teórico é fundamental para dar ao estudo uma estrutura coerente e para auxiliar na compreensão e análise dos resultados alcançados (RIDLEY, 2012). Nesta seção, por sua vez, será apresentado o referencial teórico que orienta esta monografia, abrangendo a teoria da firma e dos custos, sua aplicação aos setores de infraestrutura, a inclusão de variáveis climáticas no modelo e, por último, análise de regressão múltipla.

### 2.1 Teoria da Firma e dos Custos

Ilustrar a complexidade da mestria de coordenação da economia pelo mercado foi um dos pilares da economia clássica do século XVIII. Desde o lançamento de "The Wealth of Nations" (1776) de Adam Smith, economistas têm se dedicado a desenvolver as ideias apresentadas na obra, enfatizando a habilidade do sistema de preços, ou seja, o mercado, de coordenar a economia. Todavia, o cenário passa a mudar quando Ronald Coase, um economista britânico, em 1937 indaga sobre o papel das organizações no mercado, ao passo que, segundo a teoria de Smith, o mercado conseguia alocar recursos de forma perfeita. Com isso, Coase dá origem à teoria da firma em "The Nature of the Firm" (1937), sendo ainda laureado com o prêmio Nobel de Economia em 1991 por conta dessa obra (SILVA e FARIAS, 2016; COASE, 1992).

Segundo Pindyck e Rubenfield (2013), a teoria da firma é construída a partir da premissa de que as empresas alocam os recursos necessários para seus processos produtivos de forma a reduzir o custo total de produção. A existência das firmas, tal como são conhecidas hoje, é considerada uma invenção relativamente recente. Até o século XIX, quase toda produção era realizada por agricultores, artesãos e comerciantes que compravam e vendiam diversas mercadorias, o qual as modernas corporações só foram surgir nos finais deste século: firmas gerenciadas por administradores que não são os proprietários, e que contratam e gerenciam um grande número de funcionários. Como resultado, a teoria da firma tornou-se uma área de estudo de extrema relevância na pesquisa microeconômica (PINDYCK e RUBENFIELD, 2013).

---

<sup>1</sup> Essa seção foi baseada em Pindyck e Rubenfield (2013) e Sousa (2018).

O processo, ou conjunto de técnicas, em que se dá a transformação de insumos (trabalho, capital e matérias-primas, por exemplo) em produtos é chamado de tecnologia da produção. Esta, por sua vez, pode ser representada por meio de uma função de produção, a qual indica o produto máximo (volume de produção),  $q$ , que uma empresa produz para cada combinação específica de insumos. Para exemplificar, considera-se apenas os insumos capital ( $K$ ) e trabalho ( $L$ ), podendo ilustrar a função de produção a seguir na equação 1:

$$q = F(K, L) \quad (1)$$

Por conseguinte, a teoria neoclássica supõe que o objetivo da firma é a maximização do lucro, implicando a minimização de custos, ou seja, uma vez determinado o plano de produção que maximiza o lucro, não é possível produzir o mesmo nível de produção a um custo inferior. Sendo assim, a minimização de custos, uma condição necessária para a maximização dos lucros, permite encontrar a função custo de produção. No entanto, uma vez que a curva de possibilidades de produção (CPP) é o conjunto de todas as combinações factíveis de insumos e produtos disponíveis para a firma, foi provado na literatura que a função custo possui todas as informações necessárias para reconstruir a estrutura do CPP, ou seja, a função custo é uma proxy consistente da tecnologia de produção (MCFADDEN, 1978; SOUSA, 2018). Uma função custo simplificada pode ser ilustrada na equação 2 a seguir:

$$c = F(p, y) \quad (2)$$

Onde:

- $p$ : Preço dos insumos
- $y$ : Nível de produção

Assume-se, em geral, que a função custo tenha as seguintes propriedades: i) homogênea de grau um em  $p$  e não decrescente em  $y$ ; ii) côncava em  $p$ ; iii) crescente em  $p$ ; iv) contínua; etc (SOUSA, 2018). Assim como ocorre na teoria do consumidor, a decisão da firma em relação a insumos apresenta uma natureza dual. Em outras palavras, ao supor que se deseja gastar  $C_0$  na produção, o problema da dualidade consiste em determinar a combinação de  $K$  e  $L$  que permita maximizar a produção ao custo  $C_0$  (PINDYCK e RUBENFIELD, 2013).

Esta relação dual permite, por meio da análise microeconômica, uma compreensão mais precisa e completa da economia em setores não competitivos. De acordo com a literatura, comprova-se que estudos empíricos sobre as estruturas de mercado (sistema de preços) e comportamento da firma tendem a focar na estimação de funções custo (CARVALHO et al., 2012; SOUSA, 2018). Além do mais, possibilita a obtenção de informações importantes sobre a tecnologia de produção a partir da função de custo sem a necessidade direta da função de produção. Segundo Gomes e Rosado (2005), tem-se dado na literatura econômica preferência pelo emprego de funções de custo por diversos fatores, a saber:

- As funções de custo são homogêneas em preços, independentemente das propriedades de homogeneidade da função de produção, uma vez que a duplicação de todos os preços resulta em duplicação dos custos, mas não altera as razões entre quantidades de fatores;
- As funções de custo não exigem inversão da matriz de coeficientes para que se obtenham estimativas de elasticidades de demanda, cruzada e de substituição, procedimento que pode exagerar os erros de estimação, no caso do emprego da função de produção;
- Os problemas de multicolinearidade são menores que nas funções de produção, dada a menor correlação entre os preços dos fatores;
- Toda função de custo implica um conjunto de equações de demanda derivada de fatores. Ademais, de modo geral, as diferentes formas funcionais das funções de custo desenvolvidas têm resultado em equações de demanda derivada lineares nos parâmetros, representando, ao mesmo tempo, a estrutura de produção, mesmo quando não são derivadas de funções de produção explícitas.

Sendo assim, considerando todas as vantagens da função de custo, optou-se por utilizá-la neste estudo para a análise da estrutura de custos das firmas de saneamento básico da região Norte. Assim, utiliza-se a técnica de regressão múltipla para quantificar relações econômicas e testar hipóteses a respeito delas, que será abordada na seção 2.4.

## 2.2 Função custo aplicada aos setores de infraestrutura

O monopólio natural é uma realidade na maioria dos setores de infraestrutura, o que significa que sua atuação sem regulamentação pode afetar negativamente o bem-estar da sociedade devido às características do monopólio (CANDIDO, 2013). Sendo assim, devido à natureza de monopólio natural presente em setores de infraestrutura como o de saneamento básico, a análise econômica tem se concentrado na estimativa de funções de custos, dado as características de exogeneidade do produto e a presença de insumos quase-fixos (CHAMBERS, 1988; SOUSA, 2018).

Segundo Shirota (1995), a maioria das formas funcionais existentes na literatura viola uma ou mais propriedades desejáveis para a função custo e ainda podem gerar problemas como viés em estimativas de parâmetros do modelo. A função flexível Cobb-Douglas, por sua vez, tem sido largamente utilizada em estudos empíricos no setor de infraestrutura por descrever ou estimar a função custo, principalmente no setor de saneamento básico, conforme mostra o Quadro 1.

Todavia, no que tange ao setor de saneamento, para produzir o produto Y (quantidade de água produzida), as firmas utilizam insumos produtivos, como trabalho (l), energia elétrica (e), matérias-primas (m) e capital (k). Conforme teoria da firma de Ronald Coase (1937), pressupõe-se que a firma de saneamento tome suas decisões de alocação de insumos no intuito de minimizar o custo de produção para algum nível de produto.

Por sua vez, nos setores de infraestrutura, o estoque de capital, no curto prazo, é considerado um insumo quase-fixo (SOUSA, 2018). Sendo assim, é comum estimar uma função de custo variável conforme equação 3 exposta a seguir:

$$CV = f(Y, P, Z) \quad (3)$$

Onde:

- CV: Custo variável
- P: Preço dos insumos
- Y: Quantidade de água distribuída
- Z: Variáveis técnicas

Quadro 1: Síntese de estudos que utilizaram função Cobb-Douglas para estudos empíricos no setor de saneamento básico.

Artigo	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/ modelo	Tipo de serviço	Principais variáveis
Stewart (1993)	Reino Unido	1992-1993	Cobb-Douglas	Água	Volume de água; volume de água não doméstico distribuída; extensão da rede de água; etc.
Antonioli e Filippini (2002)	Itália	1991-1995	Cobb-Douglas	Água	Custo variável; preço do trabalho; estoque de capital; volume de água; perda de água; população atendida.
Ferro et al. (2010)	América latina	2005	Cobb-Douglas/ SUR	Água e Esgoto	Clientes; Volume de água; População; Capital; Trabalho; Densidade de clientes; etc.
Revollo e Londoño (2010)	Colômbia	2003-2005	Cobb-Douglas/ Translog	Água e Esgoto	Custo variável; Volume de água e esgoto faturado; Energia, trabalho (e seus preços); Extensão da rede; Número de municípios.
Souza et. al (2008)	Brasil	2008	Cobb-Douglas/ Translog	Água e Esgoto	Custo total; preço do trabalho; e preço do capital (extensão da rede de água); e volume de água.
Danelon et. al (2021)	Brasil	1995-2016	Cobb-Douglas/ Translog	Água e Esgoto	Custo total; extensão da rede de água e esgoto; volume de água e esgoto; preço do trabalho; temperatura e precipitação.

Fonte: Elaboração própria e adaptação de SOUSA (2018).

O Custo Variável (CV), por sua vez, representa o custo mínimo para fornecer a quantidade de água (Y), dado o nível dos insumos. Adiciona-se também ao modelo o vetor Z de variáveis técnicas, variáveis estas que podem afetar os custos de produção. Na análise econômica, há uma preocupação com o viés da variável omitida, o qual uma vez que as variáveis não são adequadamente capturadas nas variáveis de controle Z, as estimativas do modelo serão tendenciosas, podendo induzir ao erro na interpretação dos resultados. Nos setores de infraestrutura, as variáveis técnicas (Z) podem ser: área de distribuição, população atendida, características geográficas, entre outras (TORRES, 2004). Destaca-se, portanto, a importância da inclusão de variáveis técnicas no modelo, uma vez que podem ter impacto positivo sobre os custos; ademais, em um modelo com alta heterogeneidade entre as firmas, ou seja, em setores cujas firmas são muito heterogêneas, é ainda mais relevante captar o máximo de variáveis que possivelmente impactam os custos, como variáveis climáticas, por exemplo (SOUSA, 2018).

### 2.3 Inclusão de variáveis climáticas no modelo

Com o cenário climático global desafiador, está cada vez mais evidente que mudanças no clima e no meio ambiente tem impacto relevante na sociedade como um todo. Segundo a Constituição Federal, por meio do artigo 225, todos os cidadãos brasileiros possuem o direito de viver em um ambiente ecologicamente equilibrado. No setor de saneamento básico, estima-se que variações na temperatura e precipitação podem ter diferentes impactos sobre o tratamento de água (DANELON, 2021; SOUSA e TORRES, 2022; ZOUBOULIS e TOLKOU, 2015). Segundo Tundisi e Tundisi (2011), enquanto o aumento marginal da precipitação pode diluir os poluentes em córregos e assim facilitar o tratamento de água e demandando menos custos, o aumento marginal da temperatura reduz a qualidade da água nas nascentes (DANELON, 2021).

Escassez de água potável, inundações e insegurança alimentar são eventos extremos que estão cada vez mais presentes. Temperatura, precipitação, ventosidade, umidade relativa do ar, são todas consideradas variáveis climáticas ou de tempo. Isto posto, há na literatura duas formas principais de analisar os efeitos de variáveis climáticas sobre resultados econômicos: estimação usando dados em série cruzada (cross-section) e estimação utilizando choques climáticos por meio de dados em painel (SOUSA, 2018). Sendo assim, complementando a equação 3, anteriormente apresentada, estima-se a função custo considerando variáveis climáticas na equação 4:

$$CV = f(Y, P, Z, E) \quad (4)$$

Onde E é um vetor de variáveis climáticas (como, por exemplo, temperatura e precipitação utilizadas neste estudo), CV a variável econômica de interesse. Segundo Sousa (2018), a principal dificuldade em estabelecer a ligação entre as variáveis climáticas e o desempenho econômico é que a variação espacial do clima é, em grande parte, imutável. Há uma variação no clima entre regiões, mas em uma determinada região há poucas variações. Assim sendo, embora haja fortes correlações entre o clima de um país e sua performance econômica, é difícil separar os efeitos do clima atual de outros fatores que possam estar relacionados a ele, o qual uma alternativa para evitar estes problemas, e também minimizar o viés da variável

omitida, é a utilização de dados em painel, a qual foi a técnica utilizada neste estudo (DELL et al., 2014; SOUSA, 2018).

Por fim, a forma funcional das variáveis climáticas (temperatura e precipitação), em geral, é medida em nível: a precipitação é medida em milímetros, que pode ser o total ou a média de um determinado período; e a temperatura é medida em graus na escala Celsius. Para garantir condições de ortogonalidade, e como sugestão de Sousa (2018), pode-se utilizar desvios em relação à média para estas variáveis climáticas, fornecendo também uma solução potencial para problemas relacionados ao viés de variáveis omitidas.

## 2.4 Análise de regressão múltipla

A análise de regressão múltipla, principal ferramenta da econometria, é amplamente utilizada para investigar relações de causa e efeito. É uma técnica estatística que permite investigar a relação entre uma variável dependente e várias variáveis independentes, permitindo avaliar a influência de cada uma delas na variável dependente (no caso deste estudo, a variável custo). Ademais, é importante diferenciar a técnica estatística de regressão com causalidade e correlação. Embora a análise de regressão lide com a dependência de uma variável em relação a outras, isso não implica necessariamente uma causalidade (GUJARATI, 2011). Esta última recorre a alguma teoria e suas ideias vêm de fora da estatística, ademais, uma relação estatística, por mais forte e sugestiva que seja, não estabelece uma conexão causal (KENDALL e STUART, 1961). Por sua vez, também é diferente de correlação, enquanto esta tem como objetivo principal medir a força da associação linear entre duas variáveis, a técnica de regressão busca estimar ou prever o valor médio de uma variável com base nos valores fixos de outras variáveis (GUJARATI, 2011). Considerando a equação 4, a regressão pode ser ilustrada na equação 5 a seguir:

$$CV_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 Z_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Em que o subscrito *i* refere-se aos diferentes recortes geográficos e *t* os diferentes períodos de tempo, que no caso desta pesquisa são os municípios e os anos respectivamente. A variável dependente e as explicativas podem ser medidas em nível (como por exemplo temperatura e precipitação) ou em logaritmo, e o termo

de erro ( $u$ ) é normalmente modelado usando erros padrão robustos. O vetor  $Z$ , em geral, inclui variáveis que estão correlacionadas com  $E$  e que impactam  $y$  e os controles geográficos exógenos correlacionadas a  $E$ .

Aliado a isso, a técnica de regressão é uma ferramenta muito utilizada para fazer previsões econômicas, sejam elas *ex ante* ou *ex post*. Na previsão *ex ante*, faz-se prognósticos sobre os valores das variáveis dependentes além do período de tempo para o qual o modelo foi estimado; na previsão *ex post*, faz-se prognósticos para os valores que as variáveis dependentes poderiam ter caso os valores das variáveis independentes fossem diferentes. Por sua vez, neste estudo, utilizou-se a previsão *ex post*, uma vez que todos os valores das variáveis dependentes e explicativas são conhecidos. Para a análise econômica, as previsões *ex post* podem ser verificadas por meio de um confronto com os dados existentes, constituindo-se assim em uma maneira direta de avaliar um modelo de regressão (PINDYCK e RUBENFIELD, 2013).

### 3 REVISÃO DE LITERATURA

Até a década de 1980, eram escassos os artigos na área de saneamento que poderiam ser encontrados na literatura. Somente em 2000 foi possível observar um aumento expressivo de estudos empíricos que visam analisar o desempenho das firmas de saneamento básico (SOUSA, 2018). Além do mais, a literatura empírica que avalia as firmas de saneamento básico busca, comumente, examinar economias de escala, escopo e densidade de uma certa localidade geográfica (país ou grupo de países), e, sobretudo, estimar sua eficiência e a influência de determinadas variáveis sobre o nível de eficiência.

A primeira aplicação da análise estatística de custos para medir economias de escala foi desenvolvida por Nerlove (1963), que usou uma função de custo Cobb-Douglas (log-linear) para estimar economias de escala no setor elétrico dos Estados Unidos. O trabalho de Revollo e Londono (2010), por sua vez, visou analisar as economias de escala e escopo nas firmas de saneamento e água da Colômbia. Através da estimação das funções de custo Cobb-Douglas e Translog, o estudo evidenciou a presença de economias de escala e escopo para serviços de água e esgoto na Colômbia, resultados estes que podem ser utilizados para desenhar políticas para aprimorar a eficiência e a conservação do recurso natural (REVOLLO e LONDONO, 2010).

Tem-se na literatura empírica que visa analisar as firmas de saneamento básico uma divisão entre trabalhos que utilizam a função de custo translogarítima e a função cobb-douglas (NAUGES E BERG, 2008; FERRO et al., 2010; REVOLLO e LONDONO, 2010; e ZSCHILLE, 2016). Esta última tem sido amplamente utilizada em grande parte da literatura devido à sua simplicidade e facilidade de interpretação de seus resultados (FERRO et al., 2010). Ademais, a função cobb-douglas, em comparação com a função translog, reduz substancialmente o número de variáveis explicativas no modelo de custo (ANTONIOLI e FILIPPINI, 2002). A função de custo translogarítima, por sua vez, por ser um tipo de função flexível, apresenta graus de liberdade suficientes, o que torna possível uma aproximação de segunda ordem para uma função de custo arbitrária duas vezes diferenciável e linearmente homogênea (REVOLLO e LONDONO, 2010).

Não obstante, cabe destacar que os principais estudos acerca da literatura têm como recorte geográfico países desenvolvidos, em especial países da Europa:

Alemanha, Itália e Suíça (ZSCHILLE, 2016; PIACENZA e VANONNI, 2004; e BARANZINI e FAUST, 2010). Somente a partir da década de 1990 que começaram a surgir as primeiras bases de dados sobre firmas de saneamento em países em desenvolvimento (SOUSA, 2018); a exemplo do trabalho de Nauges e Berg (2008), que analisou as economias de escala do Brasil, Colômbia, Moldova e Vietnã; e também do estudo de Tsegai et al. (2009), que analisou a estrutura de custos de firmas de saneamento da África do Sul. Por fim, quanto ao recorte geográfico exclusivamente do Brasil, os estudos de Danelon et al. (2021) e Sousa e Torres (2022) foram os únicos encontrados que analisaram a estrutura de custos tão somente do Brasil.

Foi visto que as formas funcionais translogarítmica e cobb-douglas imperam na literatura empírica sobre o estudo das economias de escala e eficiência econômica das firmas de saneamento. Revollo e Londono (2010) e Souza et al. (2008), por exemplo, utilizaram as duas funções de custos para confirmar e comparar os resultados. Souza et al. (2008) utilizou como modelo estatístico a função cobb-douglas que, segundo os autores, é uma fronteira estocástica da função translog, uma vez que os resultados de estimação se mostraram mais consistentes com a teoria econômica. O estudo teve como amostra 342 firmas de saneamento do Brasil, as quais fornecem serviços de água e esgoto para 133,8 milhões de habitantes (mais de 70% da população brasileira). Por fim, chegaram à conclusão de que as firmas públicas são mais eficientes. Ademais, o sistema de oferta de água e saneamento do Brasil tornou-se mais eficiente no período avaliado (SOUZA et al., 2008).

Estudos mais recentes na área de saneamento básico têm mostrado que as mudanças climáticas tem impacto relevante nos custos das firmas de saneamento básico no Brasil (SOUSA e TORRES, 2022; DANELON et al., 2021). Combinando dados de firmas brasileiras de saneamento e esgoto e dados meteorológicos de Xavier et al. (2015) de 1995 a 2016, foi possível encontrar evidências de que o aumento da temperatura tem efeitos de custo significativos nos serviços de saneamento (DANELON et al., 2021). Em outras palavras, os custos de tratamento de água aumentam se a temperatura aumenta, enquanto os custos de tratamento de esgoto diminuem. Além do mais, com base na amostra de Danelon et al. (2021), o setor de saneamento brasileiro vem perdendo produtividade, o qual as estimativas de variação técnica de -0,67% ao ano em média levam à insustentabilidade do setor no longo prazo. Sobretudo, o trabalho evidenciou que as ineficiências das firmas de saneamento do Brasil são um desafio para a oferta universal destes serviços,

demonstrando que o fechamento da lacuna de eficiência poderia ajudar a expandir os serviços de saneamento no Brasil (DANELON et al., 2021).

Por sua vez, um estudo mais recente de Sousa e Torres (2022) revelou a presença de efeitos causais das chuvas e, em alguns casos, da temperatura na estrutura de custos das firmas de saneamento, o qual foi evidenciado ainda que as pequenas empresas são mais vulneráveis para lidar com o clima adverso (seco). Para isto, o estudo levou em consideração 3.845 firmas de saneamento do Brasil entre os anos de 2008 e 2018. A metodologia usada foi a função de custo *Generalized Leontief Quadratic* (GLQ), por ser totalmente diferenciável e poder inserir no modelo empresas especializadas na produção de apenas um dos serviços (água ou esgoto), permitindo a avaliação de economias de escala e escopo (SOUSA e TORRES, 2022).

Em suma, a escassez de estudos que analisam a estrutura de custos do setor de saneamento do Brasil é uma realidade que dificulta a tomada de decisões e o direcionamento de políticas. Apesar destes estudos aqui explorados terem sido bem-sucedidos e demonstrado nos resultados, de modo majoritário, a importância das variáveis exógenas no modelo, a maioria destes não consideram variáveis relevantes como os efeitos climáticos e restrições hídricas, demonstrando uma lacuna na literatura.

Sobretudo, atualmente não há estudos que considerem esta análise das firmas de saneamento básico de uma região específica do Brasil. Segundo dados de 2020 do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), apenas 58,9% da população da Região Norte do Brasil tem acesso à água tratada, ao passo que a média do Brasil é 84,1%. Nesse sentido, compreendendo, com base nos dados do SNIS, a ineficiência na infraestrutura de água especificamente da Região Norte do Brasil e o atual cenário climático mundial, este estudo busca somar na literatura empírica ao analisar a estrutura de custos da indústria de água da região, objetiva também indicar para os tomadores de decisão as diretrizes mais adequadas no setor de saneamento.

## 4 METODOLOGIA

Os procedimentos metodológicos desta pesquisa são de base quantitativa, com o objetivo de analisar a estrutura de custos das firmas prestadoras de serviço de abastecimento de água da região Norte do Brasil. Tem-se como objetivo específico analisar a relação de variáveis climáticas nos custos destas firmas entre os anos de 2008 e 2020. Para isso, quanto aos meios, será realizada uma coleta e tratamento dos dados de variáveis climáticas, cobertura vegetal e estrutura de custos das firmas de saneamento na região Norte do Brasil.

### 4.1 Área geográfica abrangida

O estudo abrangeu municípios dos estados da Região Norte do Brasil (Figura 1), sendo eles Acre (AC), Amazonas (AM), Pará (PA), Rondônia (RO), Amapá (AP), Roraima (RR) e Tocantins (TO). De um total de 450 municípios da região Norte do Brasil, este estudo alcançou dados completos de 371 destes municípios. Essa diferença se deu por conta dos dados faltantes, que é um dos principais problemas na base de dados do SNIS.

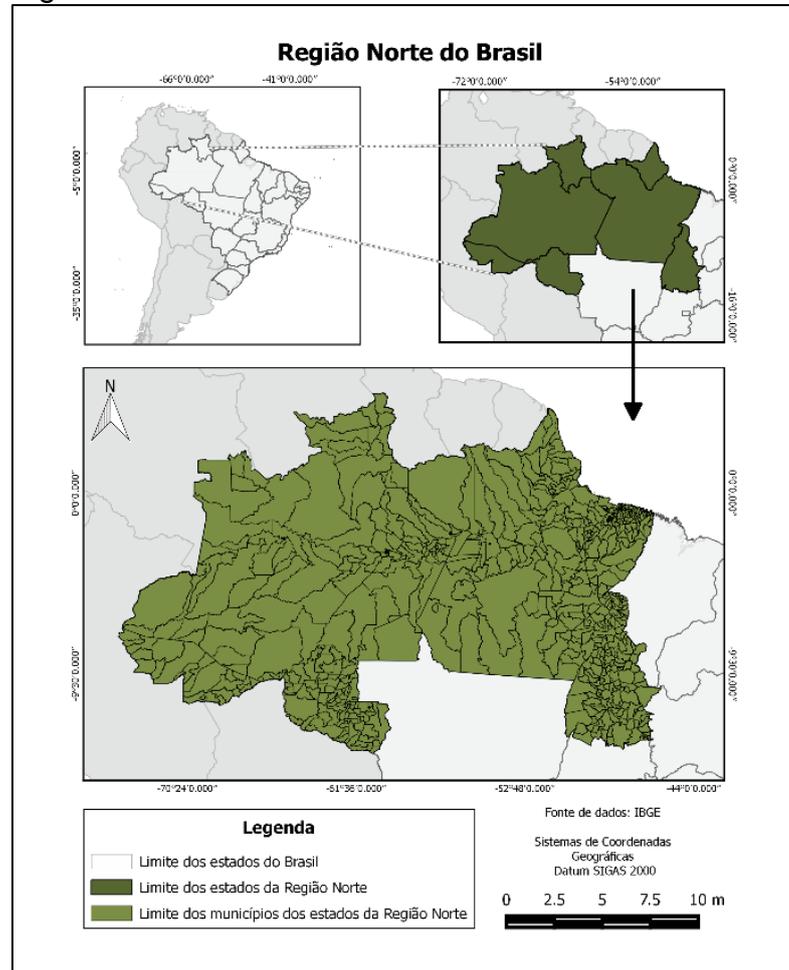
Com uma população de aproximadamente 19 milhões de habitantes<sup>2</sup>, a região Norte do Brasil é uma das regiões mais ricas em recursos naturais e é conhecida por sua diversidade cultural. O contexto socioeconômico da região é caracterizado pela concentração de renda e desigualdade social, com uma elevada taxa de pobreza e baixos níveis de renda e educação. Por outro lado, a região possui elevada riqueza de recursos naturais e uma agricultura diversificada, o que a torna um local com alto potencial para o desenvolvimento econômico.

No que diz respeito ao setor de saneamento básico, a região Norte apresenta significativos desafios e oportunidades. A falta de infraestrutura de saneamento é uma questão crônica na região, com baixos índices de coleta de esgoto e tratamento de água (SOUSA, 2018). Essa situação tem impacto negativo na saúde e meio ambiente, além de limitar o desenvolvimento econômico. No entanto, a expansão do setor de saneamento básico pode trazer importantes benefícios, tanto para a população como para o meio ambiente e economia da região (OMS, 2014).

---

<sup>2</sup> Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Estimativas da população residente no Brasil e unidades da federação com data de referência em 1º de julho de 2021.

Figura 1: Área de estudo realizada neste trabalho



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

## 4.2 Modelo econométrico

Para a análise quantitativa, foi estimada uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, que servirá para analisar a relação e impacto das variáveis climáticas na estrutura de custos das empresas de abastecimento de água da região Norte do Brasil, conforme a equação (6):

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 \ln w + \beta_2 \ln ch + \beta_3 \ln l + \beta_4 \ln e + \beta_5 \ln pl + \beta_6 \ln pe + \beta_7 \ln k + \beta_8 \ln pl + \beta_9 \ln cobveg + \beta_{10} dvtemp + \beta_{11} dvprecip + u_i \quad (6)$$

Onde:

- $y$ : Custo variável total (R\$/ano);
- $\beta_i$ : Coeficientes estimados
- $w$ : Produto - volume de água distribuído (1.000 m<sup>3</sup>/ano);
- $ch$ : Despesas com produtos químicos (R\$/ano);
- $l$ : Número de funcionários
- $e$ : Consumo de energia elétrica (1.000KWh/ano);
- $pl$ : Preço do trabalho (R\$);
- $pe$ : Preço da energia (R\$);
- $k$ : Extensão da rede de água (km);
- $pn$ : total da população abastecida com água;
- $cobvege$ : Cobertura florestal do município em hectares;
- $dvtemp$ : Temperatura média anual, em graus Celsius (C<sup>o</sup>), construída como desvio padrão da média histórica;
- $dvprecip$ : Precipitação total anual, em milímetros, construída como desvios da média histórica;
- $t$ : Tendência, em anos;
- $u_i$ : Termo de erro.

### 4.3 Variáveis escolhidas

No que tange às variáveis escolhidas para o modelo relacionadas às mudanças climáticas, estudos comprovaram que o nível de precipitação, no Brasil, tem uma relação negativa, e estatisticamente significativa com os custos das firmas de abastecimento de água. Ademais, estes mesmos estudos indicam uma relação positiva entre climas mais quentes e os custos destas firmas (DANELON, 2021; SOUSA e TORRES, 2022). Por fim, segundo Danelon et al. (2021), adicionar variáveis que capturam o efeito da cobertura florestal em uma função de custo podem estimar seus impactos econômicos como consequência da melhoria da qualidade da água e da mitigação dos efeitos climáticos adversos.

Para as variáveis relacionadas à estrutura de custos das firmas de abastecimento de água, foi utilizada a base do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) para o período de 2008 a 2022. De acordo com o Ministério das Cidades, o SNIS é o maior e mais importante sistema de informações do setor de

saneamento no Brasil. No Quadro 2, ilustra-se como se deu a construção das variáveis do SNIS para o modelo econométrico deste estudo.

Quadro 2: Construção das variáveis da base de dados do SNIS

Variável	Dados	Código SNIS
vc	Custo variável total (R\$/ano)	FN013 - Despesa com energia elétrica (R\$/ano) FN011 - Despesa com produtos químicos (R\$/ano) FN010 - Despesa com pessoal próprio (R\$/ano)
w	Volume de água produzido (1000 m <sup>3</sup> /ano).	AG006 - Volume de água produzido (1.000 m <sup>3</sup> /ano)
pl	Preço do trabalho (R\$). Resultado da divisão FN010/FN026.	FN010 - Despesa com pessoal próprio (R\$/ano) FN026 - Quantidade total de empregados próprios
pe	Preço da energia elétrica (R\$). Resultado da divisão FN013/e.	FN013 - Despesa com energia elétrica (R\$/ano) e = Consumo total de energia elétrica nos sistemas de água (1.000 kWh/ano)
ch	Despesa com produtos químicos (R\$/ano).	FN011 - Despesa com produtos químicos (R\$/ano)
pn	População total atendida com abastecimento de água	AG001 - População total atendida com abastecimento de água
k	Extensão da rede de água (km)	AG005 - Extensão da rede de água (km)

Fonte: Elaboração própria.

Para garantir condições de ortogonalidade, e seguindo recomendações de Dell et al. (2014), as variáveis climáticas (dvtemp e dvprecip) foram construídas como desvios em relação à média histórica. Tais variáveis foram coletados na base de dados do Departamento de Geografia e Ciências Espaciais da Universidade de Delaware (Willmott, Matsuura and Collaborators' Global Climate Resource Pages) e na base de dados "Global Climate Monitor" desenvolvida por Camarillo-Naranjo et al. (2019) para o período de 1938 a 2020. Para os dados de cobertura florestal, foi utilizada a base de dados do MapBiomas, uma rede colaborativa que produz mapeamentos anuais da cobertura e uso do solo.

#### 4.4 Função Cobb-Douglas e dados em painel

Em suma, a função de custo Cobb-Douglas é amplamente utilizada em estudos econométricos para representar a relação entre fatores de produção e o produto, a qual foi desenvolvida pelo economista sueco Knut Wickseel em sua obra *Lectures on Political Economy* (SOUSA, 2018). Neste estudo, foi utilizada a forma funcional log-linear, sendo a variável dependente  $y$  (custo), representada pelo custo variável total

das firmas de saneamento básico da região, a saber: preço do trabalho (pl), preço da energia elétrica (pe) e de materiais químicos (ch); por sua vez, estima-se encontrar a relação entre a estrutura de custo dessas firmas e as variáveis independentes, variáveis estas relacionadas às mudanças climáticas (temperatura e precipitação), cobertura vegetal e aos custos das firmas prestadoras de serviços de abastecimento de água (pl, pe e ch).

Nerlove (1963) foi pioneiro ao utilizar a função Cobb-Douglas (log-linear) para estimar economias de escala no setor elétrico dos Estados Unidos e, em um recorte mais recente, há estudos que utilizaram esta forma funcional para a análise da estrutura de custos de firmas de saneamento básico na América Latina e Colômbia, respectivamente (FERRO, 2010; REVOLLO, 2010). Por fim, um aspecto pertinente do modelo funcional log-linear, que o tornou bastante difundido nos trabalhos aplicados de economia, é o fato de o coeficiente angular  $\beta$  medir diretamente a elasticidade da variável dependente em relação às variáveis independentes (GUJARATI, 2011).

A técnica escolhida para estimação dos dados deste modelo foi a de dados em painel, o qual ao combinar série temporal e cortes transversais, os dados em painel trazem uma dimensão tanto espacial quanto temporal ao modelo, e estão sendo cada vez mais usados em pesquisa econômica. Ao trazer essas duas dimensões, o resultado é a presença de dados mais informativos, maior variabilidade, menos colinearidade entre variáveis e maior grau de liberdade e eficiência. Além do mais, uma das vantagens dessa técnica é que leva em consideração a heterogeneidade explicitamente, permitindo variáveis específicas ao indivíduo (neste caso, ao município).

Por fim, para a análise do comportamento da estrutura de custos das firmas de abastecimento de água de 371 (trezentos e setenta e um) municípios da região Norte do Brasil, levando em consideração 11 (onze) variáveis explanatórias em um período de 13 (treze) anos, a técnica de dados em painel foi a mais adequada. No entanto, para maior robustez nos resultados desta pesquisa, foram utilizadas duas técnicas de estimação em dados em painel: o modelo Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para dados empilhados (pooled) e o modelo de efeitos fixos dentro de um grupo (EF).

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das variáveis envolvidas nesta pesquisa, em razão de possibilitar uma melhor visualização dos dados de saneamento básico da Região Norte do Brasil. Em primeira instância, pode-se observar que o número de observações muda de variável para variável, consequência da presença de dados faltantes para praticamente todas as variáveis do modelo. Por outro lado, um dado interessante é o fato de que, no estudo de Sousa (2018), evidenciou-se uma proporção relativamente elevada de dados faltantes relacionados às variáveis de preço de energia ( $pe$ ) e consumo de energia elétrica ( $e$ ), tendo aproximadamente 33% e 32% de ausências respectivamente. Com base na Tabela 1, pode-se observar que para a região Norte neste modelo houve apenas uma proporção de 12% de ausências em ambas as variáveis. Apesar de o SNIS ser o maior e mais importante sistema de informações do setor de saneamento no Brasil, segundo o Ministério das Cidades, a presença de dados faltantes ainda é um dos principais problemas dessa base de dados.

O elevado desvio-padrão da maioria das variáveis do modelo, ou seja, os valores observados altamente distantes da média, indica uma heterogeneidade da amostra, o que é importante para resultados mais fidedignos do modelo, considerando o número de indivíduos da amostra (municípios) bem como sua área de abrangência.

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo

<b>Variável</b>	<b>Observações</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
vc	3598	2457723	10600000	21000	157000000
w	3605	2964,618	14798,91	27	244963
ch	3603	214614,4	1178223	2,87	18800000
l	3578	24,98351	85,97021	1	1679
e	3158	2101,67	11919,22	1	174044,2
pl	3568	58347,24	46127,71	5402,977	421282,4
pe	3155	456,1111	191,9143	150,6871	1522,725
k	3599	97,78789	299,1306	0,61	3882
pn	3599	27015,36	132648,5	564	2164164
cobvege	3602	493167,3	1258806	258,2598	15100000
dvtemp	3525	1,046861	0,041564	0,8436816	1,269106
dvprecip	3612	1,554336	2,10474	0	13,63358
t	3613	7,230556	3,768823	1	13

Fonte: Resultados da pesquisa.

No que tange à população atendida com abastecimento de água, tem-se o valor mínimo da amostra representada pelo município de Ferreira Gomes (AP), com apenas 564 atendidos no primeiro ano da amostra (2008); em 2009, por sua vez, aumentou para 2.606 atendidos, indicando um aumento exponencial que pode ser explicado por uma expansão da área de abastecimento de água neste último ano. Por outro lado, tem-se o valor máximo da amostra representada pelo município de Manaus (AM), que é o município com maior porcentagem da população abastecida com água da região Norte do país, com cerca de 98% da população atendida com abastecimento de água.

Há também uma diferença muito elevada entre o valor mínimo e máximo da variável dependente do modelo (custo variável total). Isso se deu por conta de a amostra levar em consideração todos os municípios da maior região geográfica do país. Por consequência, o desvio-padrão da variável dependente é o maior da amostra, demonstrando que esta abrangeu dados dos mais variados municípios, desde aqueles com pequenas empresas prestadoras de serviços de abastecimento de água à grandes empresas de metrópoles da região. Isso pode ser constatado também pelo alto desvio-padrão nas variáveis de número de funcionários das firmas.

Outro dado que chama atenção é a despesa com produtos químicos. É natural supor que a quantidade de produtos químicos utilizados em uma Estação de Tratamento de Água (ETA) dependa da qualidade da água captada pela fonte. Em outras palavras, a qualidade da água serve de base para definir o tipo de tecnologia a ser utilizada para fins de adequação da água para o abastecimento público, refletindo diretamente nos custos da empresa (OLIVEIRA et al., 2014). Com 3.603 observações de dados relativos às despesas com produtos químicos, uma das maiores do modelo, observa-se também um alto desvio padrão, o que indica diferenças muitos exorbitantes nas despesas com produtos químicos dentre os municípios o que, por sua vez, pode indicar a disparidade de qualidade de água para consumo na região Norte do país.

A Tabela 2, por sua vez, apresenta os resultados obtidos com o modelo de regressão em dados em painel, com a técnica de dados empilhados (*pooled*). A forma funcional log-log é aplicada na variável dependente (custo variável) e nas variáveis independentes, com exceção da variável de temperatura e precipitação. No que se refere a estas últimas, na montagem do painel, optou-se por utilizar desvios em relação à média, uma vez que garante a condição de ortogonalidade, fornecendo uma solução potencial para problemas relacionados ao viés de variáveis omitidas.

Tabela 2: Resultado do modelo de regressão MQO para dados empilhados (pooled)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão*	t	P >  t	Mínimo**	Máximo**
Inw	0,0704769	0,0081298	8,67	0,000	0,0545364	0,0864173
Inch	0,0389397	0,0024806	15,7	0,000	0,0340758	0,0438036
Inl	0,6549979	0,0134001	48,88	0,000	0,6287237	0,6812722
Ine	0,2469975	0,0117704	20,98	0,000	0,2239187	0,2700763
Inpl	0,6443841	0,0120318	53,56	0,000	0,6207929	0,6679753
Inpe	0,269061	0,009919	27,13	0,000	0,2496124	0,2885097
Ink	0,0063261	0,0053038	1,19	0,233	-0,0040733	0,0167255
Inpn	-0,0322017	0,0093701	-3,44	0,001	-0,0505741	-0,0138294
Incobvege	0,0078173	0,0012893	6,06	0,000	0,0052893	0,0103454
dvtemp	-0,270477	0,052149	-5,19	0,000	-0,3727277	-0,1682263
dvprecip	-0,0030948	0,0016798	-1,84	0,066	-0,0063885	0,0001989
t	0,0028365	0,0006816	4,16	0,000	0,0015001	0,0041729
_cons	1,53654	0,1087828	14,12	0,000	1,323245	1,749835

Fonte: Resultados da pesquisa.

\* Erros padrão robustos à heterocedasticidade

\*\* Significância estatística ao nível de 5%

Com um coeficiente de determinação bastante elevado, 99%, demonstra que o modelo é muito bem ajustado. Em outras palavras, este coeficiente indica que cerca de 99% da variação do logaritmo do custo variável total é explicada conjuntamente pelos logaritmos das variáveis independentes e pela temperatura e precipitação anuais. Além do mais, o teste F tem seu *p-valor* próximo de zero, o que indica que todas as variáveis explanatórias, conjuntamente, impactam a variável dependente.

Com exceção da variável da extensão de rede de água (k), todas as variáveis deste modelo são estatisticamente significativas a 10%, pois os valores de *p-valor* são inferiores a 0,10, indicando, assim, que os coeficientes têm pelo menos 90% de confiança. Além disso, ressalta-se que 84% dos coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 1%. No que se refere a variável de precipitação, a Tabela 2 mostra uma relação negativa com o custo variável total, o que se significa que um aumento da precipitação reduz os custos das empresas de abastecimento de água da região.

No que tange à variável de temperatura, o estudo de Danelon (2021) fornece evidências que o aumento da temperatura tem efeitos de redução de custo das firmas de abastecimento de água. Com base na Tabela 2, utilizando o modelo *pooled*, observa-se que há uma relação negativa entre o aumento de temperatura e os custos variáveis de produção, ou seja, comprova o estudo de Danelon (2021) em que o aumento da temperatura tem efeito redutor nos custos das firmas. Em termos

numéricos, a cada elevação absoluta de um grau celsius no desvio da temperatura em relação à média histórica, o custo variável total da firma reduz, em média, cerca de 27%.

O impacto da cobertura florestal nos custos das firmas de abastecimento de água teve um resultado inesperado. A Tabela 2 evidencia que um aumento de 10% de cobertura florestal, em hectares, os custos se elevam em 0,07%. Esperava-se o contrário, que uma maior cobertura florestal reduzisse os custos de abastecimento de água, uma vez que a cobertura vegetal regula o fluxo de água nas bacias hidrográficas, aumentando o armazenamento e reduzindo a erosão. Sendo assim, o resultado significativo a 99% de confiança evidencia a necessidade de entender melhor as especificidades da região Norte do Brasil, haja vista toda a sua biodiversidade.

Uma resposta possível para este resultado seria o fato de a bacia hidrográfica amazônica transportar uma grande quantidade de matéria orgânica nos cursos de seus rios, o que pode demandar uma maior quantidade de produtos químicos no tratamento da água para consumo humano. Segundo Silva et. al (2012), o custo com produtos químicos representa uma fatia significativa na operação de uma estação de tratamento de água, sendo menor apenas que as despesas envolvendo recursos humanos, materiais e serviços. Em termos de resultados numéricos do modelo, pode-se observar na Tabela 2 que se as despesas com produtos químicos (*ch*) dobrarem (aumento de 100%), os custos variáveis se elevam, em média, cerca de 4%.

No entanto, o modelo *pooled* não leva em consideração a heterogeneidade das firmas de saneamento, o que é de suma importância para considerar no modelo. A região Norte é a maior região do país, com cerca de 45% de seu território, e abrange dois biomas distintos, Amazônia e Cerrado; sendo assim, desconsiderar a heterogeneidade pode implicar conclusões inadequadas. O modelo de efeitos fixos dentro de um grupo (EF), em contrapartida, é capaz de captar a heterogeneidade entre as firmas. Adicionalmente, os coeficientes de regressão estimados pelo método EF (estimadores DG) produzem estimativas mais eficientes dos coeficientes angulares. Por meio do teste de Chow, a estatística do teste F, bem como seu respectivo p-valor, indica que o modelo de efeitos fixos é mais adequado que o modelo *pooled*.

Tabela 3: Resultado do modelo de regressão de efeitos fixos

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	t	P >  t	Mínimo	Máximo
Inw	0,00799	0,0116932	0,68	0,495	-0,0150034	0,0309835
Inch	0,0200121	0,0022427	8,92	0,000	0,015602	0,0244221
Inl	0,6068334	0,0260644	23,28	0,000	0,5555804	0,6580864
Ine	0,2326512	0,0268015	8,68	0,000	0,1799489	0,2853535
Inpl	0,6216163	0,0228117	27,25	0,000	0,5767595	0,6664732
Inpe	0,255006	0,0125313	20,35	0,000	0,2303644	0,2796475
Ink	0,0034283	0,010455	0,33	0,743	-0,0171305	0,023987
Inpn	0,0093688	0,0163638	0,57	0,567	-0,022809	0,0415466
Incobvege	0,0124377	0,0340967	0,36	0,715	-0,05461	0,0794853
dvtemp	0,1047073	0,0774454	1,35	0,177	-0,0475811	0,2569957
dvprecip	-0,0053314	0,0019924	-2,68	0,008	-0,0092492	-0,0014136
t	0,0061065	0,0013105	4,66	0,000	0,0035296	0,0086835
_cons	1,812516	0,468944	3,87	0,000	0,8903865	2,734646

Fonte: Resultados da pesquisa.

\*Erros padrão robustos à heterocedasticidade

\*\* Significância estatística ao nível de 5%

Comprovado que, por meio do teste de Chow, o modelo de efeitos fixos é mais adequado ao modelo de *pooled*, concentra-se a interpretação dos resultados deste estudo no modelo de efeitos fixos (Tabela 3). Por meio da Tabela 3, pode-se observar que a maioria das variáveis apresentam os valores de *p-valor* inferiores a 0,05, ou seja, são estatisticamente significativas a 5%, com 95% de confiança. Por outro lado, diferentemente dos resultados do modelo *pooled*, as variáveis de volume de água distribuído, extensão da rede de água, população atendida com abastecimento, cobertura vegetal e temperatura (*w*, *k*, *pn*, *cobvege* e *dvtemp*, respectivamente) apresentaram resultados estatisticamente não significativos.

Por outro lado, as variáveis de preço de trabalho (*pl*) e número de funcionários (*l*) apresentaram os maiores coeficientes angulares da amostra, indicando alto impacto na variável dependente. Ambas as variáveis, estatisticamente significativas com 95% de confiança, têm relação positiva com os custos. Em termos práticos, ao se elevar em 1% o preço do trabalho (salários), o custo variável da firma aumenta, em média 0,62%; por sua vez, da mesma forma, o aumento em 1% do número de funcionários eleva o custo variável total das firmas em 0,60%, uma porcentagem bastante elevada.

No que tange à variável energia, para um aumento de 10% no consumo total de energia nas firmas, em 1.000 kwh/ano, o custo variável de produção se eleva em

2,3%. Por sua vez, a variável preço de energia também tem impacto positivo nos custos, o qual foi evidenciado que um aumento de 10% na despesa com energia elétrica, em R\$/ano, o custo variável de produção eleva, em média, 2,5%.

O aproveitamento de água pluvial não é uma técnica nova, esta vem sendo utilizada desde a antiguidade e atualmente é uma das principais alternativas para reduzir o consumo de água potável em diversos países (BORGERT, 2022). Deste modo, supõe-se que o regime de chuvas de uma dada região reduza veemente os custos das empresas de abastecimento de água, uma vez que o volume de chuvas interfere de forma significativa nos reservatórios.

Diante disto, por meio da Tabela 3, pode-se observar que precipitação possui uma relação negativa e estatisticamente significativa com os custos variáveis de produção, o que significa que uma variação positiva nos níveis de precipitação tem efeito redutor dos custos variáveis das firmas de abastecimento de água. Em termos numéricos, a cada elevação absoluta marginal das chuvas, em milímetros em relação à média histórica, o custo variável total reduz em 0,53%. No que se refere à variável temperatura, o modelo demonstra que o custo variável das firmas apresentou relação positiva para a temperatura, porém tal resultado não é estatisticamente significativo.

Embora a região Norte apresente água em abundância e meios naturais eficazes para o aproveitamento fluvial, vale considerar que as regiões nordeste e sudeste possuem disponibilidade considerada baixa e bastante inferior à média nacional. Aliado a isso, considerando os impactos das mudanças climáticas na quantidade de água doce no mundo, este estudo incentiva análises do impacto das variáveis climáticas nas firmas de abastecimento de água específicos para estas regiões em questão, visando buscar a eficiência econômica e mitigar os efeitos da distribuição natural e desigual das reservas de água doce do país.

Apesar da variável de cobertura florestal não apresentar resultado estatisticamente significativo no modelo de efeitos fixos, esta é uma variável relevante, ademais, não a inserir no modelo pode levar a cometer o viés da variável omitida. Além disto, conforme Danelon et al. (2021), variáveis que capturam o efeito da cobertura florestal em funções de custo podem estimar seus impactos econômicos como consequência da melhoria da qualidade da água e da mitigação dos efeitos climáticos adversos. Por conseguinte, o modelo de efeitos fixos evidenciou que ao dobrar as despesas com produtos químicos das firmas de saneamento, o custo variável se eleva, em média, 2%. Sendo assim, para a eficiência econômica das firmas

de abastecimento de água, incentiva-se que estas firmas considerem com seriedade questões ambientais para, ao mesmo tempo, redução das despesas com materiais químicos e recuperação ambiental, como a recuperação de nascentes e matas ciliares.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As estatísticas de abastecimento de água na região Norte do Brasil são preocupantes, com níveis significativamente piores do que os já precários encontrados no Brasil. Ao passo que o território possui a maior bacia hidrográfica do país, 41,1% da população não possui acesso à água tratada. Muito se fala no cenário de baixa eficiência do saneamento básico da região, mas poucos ou inexistentes são os estudos específicos para analisar as singularidades da região amazônica e como elas dialogam com o *status quo* do setor.

Implementar uma gestão integrada da água e investir em saneamento básico de qualidade no Brasil pode ser a primeira etapa para diminuir a vulnerabilidade dos sistemas hídricos. Por outro lado, compreender o impacto das mudanças climáticas no desempenho dos serviços de saneamento é crucial para alocar recursos de forma estratégica no setor. Sendo assim, o presente estudo buscou ir além dos aspectos puramente econômicos e teve como objetivo geral analisar os impactos das mudanças climáticas na estrutura de custos das firmas prestadoras de serviço de abastecimento de água da região Norte do Brasil.

Os estudos na literatura que analisam a estrutura econômica do setor ainda são escassos para o Brasil e quase inexistentes para a região Norte, o que traz consequências negativas para a qualidade da execução de políticas públicas no setor, contribuindo ainda para a ineficiência na alocação de recursos. Por sua vez, visando analisar os aspectos econômicos que norteiam o setor e o impacto das variáveis climáticas nas firmas de abastecimento de água da região, a função de custo estimada foi do tipo Cobb-Douglas com a técnica de dados em painel, o qual optou-se por trazer os resultados de duas técnicas de estimação para maior robustez dos resultados.

Os dados em painel trouxeram uma magnitude tanto espacial quanto temporal ao modelo, tornando possível analisar 11 variáveis independentes que impactam no custo variável das firmas para todos os 371 municípios da região Norte (como unidade de corte transversal), ao longo de 13 anos (2008 a 2020). Confirmou-se, a partir do teste de Chow que o modelo de efeitos fixos é o mais adequado que o modelo *pooled*, concentrando as interpretações dos resultados no primeiro modelo.

Este estudo evidenciou, com alto grau de confiança, que variáveis climáticas, (temperatura e precipitação) conjuntamente impactam o custo variável de produção das firmas de abastecimento de água da região Norte do Brasil. Foi constatado que

os níveis de precipitação têm uma relação positiva com os custos das firmas, indicando que níveis mais altos de precipitação reduzem os custos; estima-se que a cada elevação absoluta marginal das chuvas, em milímetros em relação à média histórica, o custo variável total reduz em 0,53%. No que tange especificamente à temperatura, apenas o modelo *pooled* trouxe resultado estatisticamente significativo, que há uma relação negativa entre o aumento de temperatura e os custos variáveis de produção: a cada elevação absoluta em um grau de temperatura na escala Celsius, em relação à média histórica, o custo variável total da firma reduz cerca de 27%. Para o modelo de efeitos fixos, o modelo demonstrou que a variável temperatura não afeta os custos.

É sabido a extrema importância dos serviços prestados pela floresta amazônica para o meio ambiente como um todo, principalmente no que tange ao regime de chuvas da região que, conforme os resultados deste estudo, são cruciais para a redução dos custos das firmas de abastecimento de água. Aliado a isso, por sugestão na literatura, foi inserido no modelo a variável de cobertura florestal, indicando que um aumento na cobertura florestal poderia ter efeitos na qualidade da água e, por sua vez, teria um efeito redutor dos custos das firmas. No entanto, no contexto das especificidades da região Norte do Brasil, o resultado foi o contrário e estatisticamente não significativo, em que o aumento da cobertura florestal elevaria os custos de produção das firmas. Apesar do resultado não significativo, o estudo demonstrou que esta é uma variável estatisticamente relevante para o modelo.

Por conseguinte, assim como as despesas com salários e energia elétrica, evidenciou-se que as despesas com produtos químicos também têm peso relevante no custo variável total. O estudo mostrou que a cada aumento de 10% na despesa com produtos químicos, o custo variável das firmas aumenta, em média, 0,20%. Este resultado pode indicar que, por conta da grande quantidade de matéria orgânica presente na floresta amazônica, reflete na alta necessidade de utilização de produtos químicos na região para adequar a água ao consumo humano, incidindo nos custos das firmas de abastecimento de água. Além do mais, pode-se observar um alto desvio-padrão desta variável, ou seja, existem disparidades muito grandes entre os municípios da região nas despesas com produtos químicos, o que pode indicar uma alta discrepância na qualidade das águas para consumo humano entre os municípios.

Em suma, cada vez fica mais claro que indicadores ambientais estão fortemente correlacionados com indicadores econômicos, o qual apesar dos avanços

na literatura mundial no estudo do impacto de variáveis climáticas nos resultados econômicos, o Brasil ainda está bastante atrasado. Ademais, apesar da região Norte ser a maior do país e possuir a maior biodiversidade do planeta, ela possui os piores índices de saneamento básico do Brasil e carece de estudos empíricos específicos para a região que analisem suas especificidades, frente a outras regiões, e como elas refletem no setor de saneamento básico. Em um contexto de mudanças climáticas mais rápidas que o previsto, este estudo reforçou que as questões climáticas devem ser tratadas com maior rigor nas políticas públicas e nas tomadas de decisões das firmas de abastecimento de água da região Norte do país, uma vez que foi comprovado o seu impacto relevante nos custos de produção.

## 7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMARILLO-NARANJO, J. M.; ÁLVAREZ-FRANCOSO, J. I.; LIMONESRODRÍGUEZ, N.; PITA-LÓPEZ, M. F.; AGUILAR-ALBA, M. The Global Climate Monitor System: From Climate data-handling to Knowledge Dissemination. *International Journal of Digital Earth*, v. 12, n. 4, p. 394-414, 2019. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/17538947.2018.1429502>.
- 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. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/S0957-1787\(02\)00065-6](https://doi.org/10.1016/S0957-1787(02)00065-6).
- BARANZINI, A.; FAUST, A.-K. The Cost Structure of Water Utilities in Switzerland. *Cahier de recherche*, No HES-SO/HEG-GE/C--10/5/1—CH, 2009. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1619826>.
- BRITTO, Ana Lucia. Mudanças climáticas, saneamento básico e governança da água na Região Metropolitana do Rio de Janeiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ANPPAS, 5., 2010, Florianópolis. **Anais eletrônicos** [...]. Florianópolis: ANPPAS, 2010.
- CANDIDO, J. Falhas de mercado e regulação no saneamento básico. **Informe Econômico**, v. 30, n. 2, p. 17-21, 2013. Disponível em: <https://periodicos.ufpi.br/index.php/ie/issue/view/ie30>.
- 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.
- CHAMBERS, R. G. Applied production analysis: a dual approach. **Cambridge University Press**, 1988.
- COASE, R. H. **The Institutional Structure of Production**. *The American Economic Review*. v. 82, n. 4, p 713-719, set. 1992.
- COASE, R. H. *The Nature of the Firm*. Oxford University Press, 1937.
- DANELON, A. F.; SPOLADOR, H. F.; KUMBHAKAR, S. C. Weather and Population Size Effects on Water and Sewer Treatment Costs: Evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, v. 153, p. 102743, 2021. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102743>.
- 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, 2014.
- 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.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Estimativas da população residente no Brasil e unidades da federação com data de referência em 1º de julho de 2021.

KENDALL, M. G.; STUART, A. The advanced theory of statistics. Nova York: Charles Griffin Publishers, 1961. v. 2, cap. 26, p. 279.

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.

NERLOVE, M. Returns to Scale in Electricity Supply. In C. F. Christ (Ed.), Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld. Stanford University Press. 1963.

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.

OLIVEIRA, M.D.; REZENDE, O.L.T.; OLIVEIRA, S.M.A.C.; LIBÂNIO, M. Nova abordagem do Índice de Qualidade de Água Bruta utilizando a Lógica Fuzzy. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 19, n. 4, p. 361-372. 2014.

OMS. Organização Mundial da Saúde. **Investing in water and sanitation**: increasing access, reducing inequalities. Geneva: World Health Organization, 2014. *E-book*.

PIACENZA, M.; VANNONI, D. Choosing among alternative cost function specifications: an application to Italian multi-utilities. **Economics Letters**, v. 82, n. 3, p. 415-422, 2004.

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.

RIDLEY, D. The Literature Review: A Step-by-Step Guide for Students (2nd edn.). London: Sage. 2012.

SHIROTA, R. Efficiency in financial intermediation: a study of the Chilean banking industry. Ohio, 1995. 138p. Dissertation (Ph.D.) – The Ohio State University.

SILVA, L.; FARIAS, T. Uma revisita a Ronald Coase. *Revista de Desenvolvimento Econômico*, v. 3, n. 35, p. 1-10, 2016. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.21452/rde.v3i35.3904>.

SILVA, L.; LUCAS, H.; TEIXEIRA, M.R. Avaliação econômica preliminar da nanofiltração na remoção de cianotoxinas em água naturais. In: Congresso da Água, 11., 2012, Porto. **Anais eletrônicos** [...]. Porto: APRH, 2012. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10400.1/1129>.

SOUSA, L. V. de C.; TORRES, M. de O. Climate and the productive structure of the urban water industry. *Urban Water Journal*, v. 19, n. 7, p. 673-685, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1080/1573062X.2022.2075763>.

SOUSA, L. V. Estrutura de custos e efeitos de variáveis climáticas: uma análise para o setor de Saneamento no Brasil. Brasil, 2018. 89 p. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão das Políticas Públicas, Universidade de Brasília, Brasília.

SOUZA, G. S.; FARIA, R. C.; MOREIRA, T. B. S. Efficiency of Brazilian public and private water utilities. **Estudos Econômicos** (São Paulo), v. 38, n. 4, p. 905-917, 2008.

XAVIER, A.; KING, C.; SCANLON, B. Daily gridded meteorological variables in Brazil (1980-2013). *International Journal of Climatology*, v. 36, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1002/joc.4518>.

TORRES, M. O. Production and distribution cost economies in water firms: a multiproduct cost model incorporating input rigidities and special variables. 2004. Dissertation (Doctor of Philosophy in Agricultural and Resource Economics) - University of California Davis, Davis.

TSEGAI, D.; LINZ, T.; KLOOS, J. Economic Analysis of Water Supply Cost Structure in the Middle Olifants Sub-basin of South Africa. Working Paper. **Social Science Research Network** (SSRN), 2009.

TUNDISI, J. G.; TUNDISI, T. M. *Limnology*. 1. ed. Boca Raton, FL: CRC Press, 2011.

ZOUBOULIS, A.; TOLKOU, A. Effect of climate change in wastewater treatment plants. In: SHRESTA, A. K.; ANAL, P.; SALAM, M. A.; VALK, S. Van Der (Eds.). *Managing Water Resources and Climate Uncertainty: Examples from Asia, Europe, Latin America and Australia. Reviewing the Problems and Solutions*. 1. ed. Springer, 2015. cap. 1, p. 197-222.

ZSCHILLE, M. Cost Structure and Economies of Scale in German Water Supply. Discussion Paper: German Institute for Economic Research, 2016.