

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO,
CONTABILIDADE E GESTÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DOUTORADO EM ECONOMIA

LUCAS VITOR DE CARVALHO SOUSA

**ESTRUTURA DE CUSTOS E EFEITOS DE VARIÁVEIS CLIMÁTICAS: UMA
ANÁLISE PARA O SETOR DE SANEAMENTO NO BRASIL**

BRASÍLIA – DISTRITO FEDERAL
FEVEREIRO – 2018

LUCAS VITOR DE CARVALHO SOUSA

**ESTRUTURA DE CUSTOS E EFEITOS DE VARIÁVEIS CLIMÁTICAS: UMA
ANÁLISE PARA O SETOR DE SANEAMENTO NO BRASIL**

Tese apresentada à Universidade de Brasília, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia, para obtenção do título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia Agrícola e do Meio Ambiente.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo de Oliveira Torres.

BRASÍLIA – DISTRITO FEDERAL

FEVEREIRO – 2018

LUCAS VITOR DE CARVALHO SOUSA

**ESTRUTURA DE CUSTOS E EFEITOS DE VARIÁVEIS CLIMÁTICAS: UMA
ANÁLISE PARA O SETOR DE SANEAMENTO NO BRASIL**

Tese apresentada à Universidade de Brasília,
como parte das exigências do Programa de
Pós-Graduação em Economia, para obtenção
do título de Doutor em Economia.

Área de concentração: Economia Agrícola e
do Meio Ambiente.

Data da aprovação: 26 de fevereiro de 2018

Banca examinadora:

Prof. Dr. Marcelo de Oliveira Torres

Prof. Dr. Jorge Madeira Nogueira

Prof. Dr. Carlos Rosano Peña

Profa. Dra. Elaine Aparecida Fernandes

BRASÍLIA – DISTRITO FEDERAL

FEVEREIRO – 2018

AGRADECIMENTOS

Há quatro anos me preparava para entrar no doutorado. Parece que foi ontem que eu chegava em Brasília e hoje concluo uma das fases mais gratificantes da minha vida. Ao longo desses quatro anos superei minhas dificuldades, aprendi novas coisas e hoje me sinto muito mais maduro. A conclusão dessa etapa é resultado de um esforço pessoal, mas, sobretudo, do apoio das pessoas que me cercam, por isso, agradeço a todos que contribuíram direta ou indiretamente para esta conquista.

Primeiramente, agradeço a Deus pelo conforto espiritual que procurei ao enfrentar as difíceis disciplinas do doutorado e que foi fundamental para que o meu trabalho fosse concluído. Aos meus pais, Hélio e Marilucia, que são a razão de minha existência e que sempre estiveram prontos para me ouvirem e me aconselharem. À minha irmã, Sara, e toda à minha família pelo apoio e incentivo incondicional.

Agradeço à Universidade Brasília (UnB) que me proporcionou diferentes experiências de vida e acadêmicas, em especial o ensino e a pesquisa. Sou muito grato a esta universidade por ter sido professor substituto durante dois anos, me proporcionando a certeza de querer seguir a carreira acadêmica. Agradeço também os professores e funcionários do Departamento de Economia da UnB por terem colaborado em minha formação acadêmica, principalmente aqueles que contribuíram diretamente: Jorge Saba Arbache Filho, José Luís da Costa Oreiro, Maria Eduarda Tannuri-Pianto, Maurício Soares Bugarin, Paulo Roberto Amorim Loureiro, Pedro Henrique Zuchi da Conceição e Rafael Terra de Menezes.

Em especial, agradeço meu orientador professor Marcelo de Oliveira Torres, que me ensinou muito e sempre foi compreensivo nas minhas escolhas acadêmicas. O professor Jorge Madeira Nogueira pelos ótimos ensinamentos, conselhos e conversas, e, minha conterrânea, a professora Denise Imbroisi pela excelente recepção.

Não posso deixar de agradecer ao Fred, que sempre esteve comigo nos momentos difíceis e alegres. Sua amizade e compreensão foram essenciais para a conclusão dessa etapa da minha vida. Agradeço também a minha amiga Zenaide, pelo apoio e ajuda, não somente na tese, como também na minha vida. Não posso deixar de agradecer aos amigos Carol, Gisele e Henrique pelas conversas e momentos incríveis, nossa amizade será para toda vida. Além disso, agradeço aos amigos Marcleiton e Danyelle pela ajuda nas bases de dados da tese.

Por fim, agradeço a todos os amigos do doutorado, incluindo os calouros e veteranos pela amizade, paciência e cumplicidade, em especial Cadu, Claudiano, Dani, Débora, Luis, Pedro e Natalia.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	10
1 INTRODUÇÃO.....	11
1.1 Considerações iniciais.....	11
1.2 O problema e sua importância.....	14
1.3 Objetivos	17
1.3.1 Objetivo geral.....	17
1.3.2 Objetivos específicos.....	17
2 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO.....	18
2.1 Referencial empírico.....	18
2.2 Considerações iniciais sobre a teoria da firma	26
2.3 A teoria da firma nos serviços de saneamento básico	31
2.4 Funções flexíveis	35
2.5 A inclusão de variáveis climáticas na função custo.....	40
3 METODOLOGIA.....	44
3.1 Modelo SUR: modelo de equações aparentemente não relacionadas.....	44
3.2 Estimação da eficiência econômica	46
3.3 Fonte e tratamento de dados.....	48
3.3.1 O problema de dados faltantes: padrões e mecanismos	52
3.3.1.1 Como lidar com o problema de dados faltantes?	57
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS	64
4.1 Parâmetros estimados e grau de ajustamento dos modelos.....	64
4.2 Economias de escala, escopo, densidade, área e impactos climáticos.....	65
4.3 Análise da eficiência econômica	73
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	75
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	79

APÊNDICE I: RESULTADOS ESTIMADOS.....	87
---------------------------------------	----

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Representação gráfica da eficiência econômica, alocativa e técnica	47
Figura 2: Principais padrões de dados em falta	53
Figura 3: Etapas da Imputação Múltipla	61
Figura 4: Padrão de dados faltantes na base de dados	64

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Síntese da revisão de literatura empírica sobre economias de escala e escopo

23

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo	51
Tabela 2: Resultados econômicos e climáticos gerais para diferentes tamanhos de firma	67
Tabela 3: Efeitos climáticos para as regiões do Brasil	72
Tabela 4: Ranque de eficiência econômica e movimento radial para firmas de água e esgoto em 2013	74
Tabela A1: Resultados da regressão para o modelo SUR- <i>pooled</i>	87
Tabela A2: Resultados da regressão para o modelo SUR-W	88
Tabela A3: Resultados da regressão para o modelo SUR-W imputado	89

RESUMO

A presente tese 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. Estimou-se também a eficiência econômica por meio do método não paramétrico denominado Análise Envoltória de Dados (DEA - *Data Envelopment Analysis*). 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 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. Por fim, no que refere a eficiência econômica, os resultados encontrados revelaram valores muito baixos para as firmas produtoras de água e esgoto, demonstrando a necessidade de melhorar a gestão dos recursos.

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

ABSTRACT

The present thesis aims to answer if the consolidation of firms in the sanitation 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. Economic efficiency was also estimated using the non-parametric method called Data Envelopment Analysis (DEA). 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 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. Finally, with regard to economic efficiency, the results found revealed very low values for water and sewage companies, demonstrating the need to improve the management of resources.

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

1 INTRODUÇÃO

1.1 Considerações iniciais

A presente tese tem como objetivo verificar se a consolidação 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. A presente seção faz uma introdução a estes objetivos, procurando mostrar a importância do setor de saneamento no bem-estar social, o problema de pesquisa e os objetivos específicos da tese.

A provisão de saneamento adequado é importante para a garantia do bem-estar econômico e social de qualquer sociedade. Isso tanto é verdade que as doenças associadas à falta de saneamento e à inexistência de tratamento de água representam cerca de 10% da carga global de doenças (PRÜSS-ÜSTÜN et al., 2008). Doenças diarreicas, infecções respiratórias agudas, desnutrição e outras doenças tropicais, tais como infecções por helmintos e esquistossomose, estão entre as principais doenças associadas à falta de saneamento. As doenças diarreicas são as doenças mais comuns relacionadas ao saneamento inadequado. Globalmente, cerca de 1,7 milhão de pessoas morrem todos os anos por doenças diarreicas, das quais 90% são crianças menores de 5 anos, principalmente em países em desenvolvimento. Um dado importante é que 88% dos casos de doenças diarreicas registradas no mundo são atribuíveis à água não tratada, saneamento inadequado e falta de higiene (MINH e HUNG, 2011).

Devido a sua importância, a disponibilidade de água potável e saneamento adequado constituiu em 2015 um dos 17 Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS) da Organização das Nações Unidas (ONU). Os ODS foram adotados pelos países membros e constituem uma série de metas que envolvem as dimensões econômica, social e ambiental, que devem ser alcançadas até o ano de 2030. O objetivo 6 “Água potável e Saneamento” visa a assegurar a disponibilidade e gestão sustentável da água e saneamento universal (ODS, 2015). De acordo com Minh e Hung (2011), saneamento adequado provê benefícios econômicos múltiplos, que incluem: i. benefícios econômicos diretos ao evitar doenças, ou seja, os custos evitados com despesas de saúde; ii. Benefícios econômicos indiretos, que incluem diminuição nos dias perdidos de trabalho por doença e uma vida útil mais longa; e iii. benefícios não relacionados à saúde, como maior e melhor qualidade do tempo.

De fato, alguns estudos reiteram estas externalidades positivas do saneamento básico adequado. Segundo a Organização Mundial da Saúde (OMS, 2014), investimentos em água

potável e saneamento básico aumentam o acesso a esses serviços e reduzem desigualdades. Estima-se que para cada dólar investido em saneamento e água, são economizados US\$ 4,3 em custos de saúde no mundo. Analisando apenas países fora da OCDE, ou seja, países em desenvolvimento, Hutton et al. (2007) estimaram que para cada US\$ 1,00 investido em saneamento básico, resultaria em um retorno de US\$ 9,00. Além disso, Madeira (2010) destaca que os investimentos em saneamento geram emprego, agregação de valor a outras atividades, como o turismo e o setor imobiliário, e maior fluxo de renda para indústrias que fazem parte da cadeia produtiva.

Diante de tantas externalidades positivas, fica evidente que a provisão de saneamento adequado é fundamentalmente importante para o desenvolvimento econômico de qualquer país. Entende-se como saneamento adequado aquele que provê instalações e serviços de água potável e a eliminação de urina e fezes humanas, de tal forma que essas fiquem impedidas de contato humano (OMS e Unicef, 2010). No Brasil, a Lei nº 11.445/07 conhecida como “Lei do Saneamento”, que instituiu as diretrizes nacionais e o marco regulatório para o setor de saneamento, definiu, em seu artigo 3, inciso I, o conceito de saneamento básico como um conjunto de serviços, infraestruturas e instalações operacionais de:

a) abastecimento de água potável: constituído pelas atividades, infraestruturas e instalações necessárias ao abastecimento público de água potável, desde a captação até as ligações prediais e respectivos instrumentos de medição;

b) esgotamento sanitário: constituído pelas atividades, infraestruturas e instalações operacionais de coleta, transporte, tratamento e disposição final adequados dos esgotos sanitários, desde as ligações prediais até o seu lançamento final no meio ambiente;

c) limpeza urbana e manejo de resíduos sólidos: conjunto de atividades, infraestruturas e instalações operacionais de coleta, transporte, transbordo, tratamento e destino final do lixo doméstico e do lixo originário da varrição e limpeza de logradouros e vias públicas;

d) drenagem e manejo das águas pluviais, limpeza e fiscalização preventiva das respectivas redes urbanas: conjunto de atividades, infraestruturas e instalações operacionais de drenagem urbana de águas pluviais, de transporte, detenção ou retenção para o amortecimento de vazões de cheias, tratamento e disposição final das águas pluviais drenadas nas áreas urbanas¹.

¹ É importante deixar claro que, embora o conceito de saneamento seja abrangente, a presente tese foca no setor de saneamento como prestador de esgotamento sanitário e água potável.

A Lei do Saneamento ainda prevê que os serviços públicos de saneamento básico seguirão os seguintes princípios fundamentais: acesso universal, eficiência e sustentabilidade econômica, entre outros. No entanto, apesar desses princípios fundamentais, a universalização e a eficiência estão longe de ser uma realidade. Segundo um estudo realizado pela Confederação Nacional da Indústria – CNI (2017), os indicadores de saneamento no Brasil revelam um elevado déficit. Apenas metade (50,3%) da população brasileira tem acesso ao serviço de coleta de esgoto e somente 42,7% do esgoto gerado é tratado. Com relação ao abastecimento de água, embora haja um resultado comparativamente melhor, 26,7% da população brasileira ainda não tem acesso a este serviço. Além desses problemas de abastecimento, a infraestrutura de água no Brasil é altamente ineficiente. Em 2015, a média de perdas na distribuição chegou a aproximadamente 37%.

Tendo em vista esses problemas, a Lei 11.445/07 em seu artigo 52 atribuiu ao Governo Federal a responsabilidade pela elaboração do Plano Nacional de Saneamento Básico (PLANSAB). O PLANSAB tem como meta garantir que até o ano de 2023, 100% dos domicílios urbanos sejam abastecidos por água potável e que, até 2033, 93% dos esgotos coletados sejam tratados (PLANSAB, 2013). Entretanto, caso seja mantido o ritmo atual de investimentos, a universalização dos serviços só seria atingida em 2052, ou seja, quase vinte anos depois da meta estabelecida pelo PLANSAB (CNI, 2017). Essa defasagem temporal pode se traduzir em sérios problemas de saúde pública, problemas esses que já foram superados por grande parte dos países desenvolvidos.

Não bastassem esses problemas, questões climáticas têm comprometido o abastecimento de água em grandes cidades como São Paulo-SP e Brasília-DF. Nesse sentido, compreender também o papel de variáveis climáticas na prestação de serviços de saneamento, pode evitar problemas futuros e direcionar de forma mais eficiente os investimentos no setor.

Uma das razões para o lento progresso do setor de saneamento no Brasil, é que muitas vezes, os custos para a sua expansão e desenvolvimento ocorrem em determinada gestão, enquanto que os benefícios se realizam na gestão subsequente. Este fato reduz o interesse dos tomadores de decisão em políticas públicas que visem a expansão e o desenvolvimento do setor. Além disso, o conhecimento profundo da estrutura econômica do setor ainda é incipiente, o que pode estar contribuindo para menores iniciativas de investimento e ineficiência na prestação dos serviços. Assim, para preencher essa lacuna, é importante o estudo dos aspectos econômicos que norteiam o setor de saneamento no Brasil.

1.2 O problema e sua importância

Em geral, setores relacionados à infraestrutura como o setor elétrico, de telecomunicações e saneamento são considerados monopólios naturais. Uma situação em que há apenas uma firma atuando no setor em determinado espaço geográfico, com elevadas economias de escala e escopo. A entrada e a competição entre as firmas não é encorajada e a integração vertical dos principais estágios de produção é amplamente aceitável. Esta visão vem mudando desde a segunda metade do século XX, sobretudo nos setores de energia e telecomunicações (TORRES, 2004).

Nos anos de 1990 as firmas presentes nos setores de energia e telecomunicações no Brasil passaram por profundas mudanças estruturais, principalmente por meio de uma maior participação do setor privado. O processo de privatização das firmas abriu a possibilidade de maior regulação por meio das agências reguladoras. A regulação desses setores pode ser de dois tipos: de condutas e estrutural. A regulação de condutas preocupa-se com o comportamento das firmas dentro do mercado, ou seja, regula preços, qualidade dos serviços e investimentos (JOURAVLEV, 2001a). A regulação estrutural, por sua vez, se preocupa com os aspectos de entrada e saída das firmas nos setores regulados e os ajustes necessários para a separação vertical de segmentos da prestação de serviços (PINHEIRO e SADDI, 2005). A separação vertical possibilita que o processo produtivo de bens e serviços seja repartido em várias etapas, permitindo a entrada de várias empresas nas diferentes fases da cadeia produtiva (JOURAVLEV, 2001b).

No setor de energia elétrica, por exemplo, a regulação estrutural permitiu que a cadeia produtiva fosse dividida em geração, transmissão e distribuição. Essa desverticalização do setor possibilitou que na geração da energia, várias firmas, inclusive com diferentes matrizes energéticas (como hidrelétrica, termoelétrica, eólica, etc.), concorressem para ofertar energia aos distribuidores. Entretanto, o segmento final do setor elétrico, ou seja, a distribuição, é ainda considerado monopólio natural, em que a regulação de condutas assume papel relevante para corrigir falhas de mercado (GALVÃO e PAGANINI, 2009).

No setor de saneamento o sistema produtivo 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).

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 no Brasil prestadoras de serviços de saneamento (água e esgoto), 97,5% são firmas locais, ou seja, prestam serviços em apenas um município. Além disso, 47,4% das firmas prestam serviços a comunidades de até 5 mil habitantes. No que se refere à natureza jurídica, cerca de 7% das firmas são privadas ou de economia mista (participação privada e pública), sendo o restante públicas com administração direta ou indireta. Outra informação relevante é que 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 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 a presente tese procura responder se a consolidação das firmas 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 das firmas. Esta análise foi 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.² 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), Bonifaz e Itakura (2014) e Zschille (2016).

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 para este estudo 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 paramétricos (por meio de fronteiras estocásticas) ou não paramétricos (como a Análise Envoltória de Dados - DEA), como os trabalhos de Carmo e Távora (2003), Moreira e Fonseca (2005), Faria et al. (2005), Souza et al. (2008), e Procópio et al. (2015); ou pesquisas sobre regulação, como os estudos de Galvão e Paganini (2009) e Madeira (2010).

Além dos aspectos econômicos, a presente tese 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.

A escassez de estudos que tenham como objetivo a estimação de uma função custo e da análise da eficiência produtiva do setor de saneamento brasileiro contribui para o distanciamento entre as propostas presentes nas políticas de saneamento básico e os resultados até agora alcançados. Sendo assim, a presente tese 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

² Entende-se como firma regionalizada aquela que atende vários municípios em conjunto.

condições de eficiência na prestação dos serviços e potencializar suas externalidades positivas. Para isso, utilizou-se uma adaptação do modelo de Torres e Morrison Paul (2006), que estimou a função custo na forma funcional de uma Leontief Generalizada Quadrática (LGQ) por equações aparentemente não relacionadas (SUR) em corte transversal para firmas de saneamento nos EUA. A LGQ, como ficará mais claro na próxima seção, tem como vantagens não impor determinada elasticidade de substituição e nem proporções fixas no uso dos insumos. A presente tese busca avançar na literatura empírica ao utilizar dados em painel em modelos SUR, técnicas para lidar com dados faltantes e verificar a influência de variáveis climáticas nos custos das firmas de saneamento no Brasil.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo geral

A presente tese tem como objetivo geral verificar se deve haver consolidação ou fragmentação das firmas de saneamento (água e esgoto) no Brasil, no período compreendido entre 2008 e 2013, e em particular quantificar os impactos de variações nos regimes de precipitação e temperatura nos custos de produção dessas firmas.

1.3.2 Objetivos específicos

- a) Analisar de forma criteriosa a base de dados presente no Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS) e verificar eventuais problemas e soluções.
- b) Verificar a existência de economias de escala, escopo, densidade e área.
- c) Verificar os efeitos de variáveis climáticas como temperatura e precipitação sobre os custos das firmas de saneamento.
- d) Verificar a eficiência econômica e indicar os alvos de eficiência para as firmas prestadores de serviços de saneamento.

A próxima seção apresenta o referencial empírico de estudos que estimaram e analisaram a estrutura de custos em firmas de água e/ou esgoto ao longo das últimas décadas. Além disso, apresenta-se o referencial teórico que norteia a presente tese, passando pela teoria da firma e suas contribuições para o setor de saneamento. Também foi analisada formas funcionais flexíveis, ressaltando suas vantagens com relação as formas funcionais tradicionais. Por fim, é realizada uma breve discussão sobre a inclusão de variáveis climáticas na função custo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E EMPÍRICO

2.1 Referencial empírico

A literatura empírica sobre a estimação da função custo ou de produção é bastante ampla e há inúmeros trabalhos aplicados, principalmente para os setores de energia e telecomunicações. No entanto, no que se refere a trabalhos aplicados especificamente ao setor de saneamento, a literatura empírica torna-se relativamente escassa. Como destaca Carvalho et al. (2012), até a década de 1980 poucos artigos na área de saneamento poderiam ser encontrados na literatura. Na década de 1990 o número de trabalhos nesta área cresce um pouco, mas somente a partir dos anos 2000 é que ocorre um crescimento mais expressivo nos trabalhos que procuram estimar funções custo ou produção para avaliar o desempenho de firmas de saneamento (água e/ou esgoto). Em geral, os estudos empíricos na área de saneamento buscam examinar economias de escala, escopo e densidade de um determinado país ou região, e principalmente, estimar a eficiência das firmas prestadoras de água e esgoto, e a influência de determinadas variáveis sobre o nível de eficiência.

O trabalho de Ford e Warford (1969) é um dos pioneiros na análise de economias de escala no setor de saneamento. Os autores tentaram verificar se, no Reino Unido, a fusão de pequenas firmas prestadoras de água em uma maior reduziria os custos de produção. Os resultados encontrados demonstraram que não haveria evidências de que as fusões reduziram os custos totais médios, ou seja, não foi verificado economias de escala no setor de água no Reino Unido. Nas décadas de 1970 e 1980, grande parte dos estudos no setor de saneamento focou em questões relacionadas à natureza jurídica das firmas. A grande discussão desse período era se firmas privadas podem ser consideradas mais eficientes que firmas públicas na provisão de serviços de saneamento básico (FOX e HOFLER, 1986; CARVALHO et al., 2012). Os resultados para essa discussão são conflitantes. Para Morgan (1977) firmas privadas apresentam menores custos de produção comparativamente a firmas públicas. Resultado semelhante foi encontrado por Crain e Zardkoohi (1978), em que firmas privadas proporcionam melhor desempenho do que as públicas. Outros estudos, como os de Feigenbaum e Teeple (1983) e Byrnes et al. (1986) não encontram diferenças significativas no desempenho das firmas ao comparar o público com o privado.

Nas décadas de 1970 e 1980, os poucos estudos empíricos sobre economias de escala e escopo tiveram como recorte geográfico principalmente o Reino Unido e os EUA. O estudo de Knapp (1978) estimou uma função custo para 172 firmas coletoras de esgoto no Reino Unido e encontrou fortes economias de escala. Nos EUA, Kim (1986) estimou uma função

custo *translog* multiproduto para firmas de água, em que os produtos são água residencial e água não residencial. O autor encontrou economias de escala substanciais para firmas de pequeno porte e deseconomias de escala moderadas para firmas maiores. No que se refere ao tipo de produto, foram constatadas economias de escala para o abastecimento de água não residencial, mas deseconomias de escala para o abastecimento de água residencial.

Com relação a economias de escopo, nos anos de 1980 surgem os primeiros estudos aplicados. Neste período, Hayes (1987) procurou verificar economias de escala e escopo para a indústria de água americana que vende dois produtos: água à varejo e água por atacado. O autor analisou três períodos distintos (1960, 1970 e 1976) e verificou economias de escala e escopo principalmente para firmas pequenas. Ainda voltado para os EUA, Kim e Clark (1988) analisaram firmas de água que oferecem serviços residenciais e não residenciais. Os autores concluíram que existem economias de escopo associadas à produção residencial e não residencial de abastecimento de água. No que se refere a economias de escala, não foram verificadas economias significativas associadas ao nível geral de produção. No entanto, para firmas de pequeno porte observaram-se substanciais economias de escala e moderadas deseconomias para firmas de grande porte. Em relação à escala específica do produto, os autores encontraram economias de escala para a produção não residencial, mas deseconomias de escala para o abastecimento residencial de água.

Nos anos de 1990 e 2000, a quantidade de estudos empíricos sobre funções custo e produção no setor de água cresceu significativamente, mas concentrados principalmente em países desenvolvidos. Renzetti (1999), por exemplo, verificou por meio da função custo *translog*, economias de escala no fornecimento de água e tratamento de esgoto em Ontario no Canadá. Por outro lado, Ashton (1999), por meio de um painel de dados que compreende o período de 1991 a 1996, encontrou pequenas deseconomias de escala em seu estudo para firmas de água no Reino Unido. Saal e Parker (2000), em um estudo para o Reino Unido, também observaram que os custos das firmas prestadoras de água e esgoto são caracterizados por deseconomias de escala e deseconomias de escopo. No entanto, como destacam os autores, ao ajustar o modelo para a qualidade dos produtos prestados, o resultado para a hipótese de economias de escopo torna-se diferente. Isto é, há presença de economias de escopo orientadas pela qualidade, em que a melhora na qualidade de um produto pode reduzir o custo de produzir o outro. Na Itália, Franquelli e Giandrone (2003) estimaram uma função custo para 103 firmas de tratamento de esgoto, os autores encontraram economias de escopo na integração vertical e fortes economias de escala em firmas de menor porte. Piacenza e

Vannoni (2004) utilizaram um modelo de função custo não linear e também encontraram economias de escala e escopo para firmas medianas na Itália.

Em Portugal, Martins et al. (2006) utilizaram uma especificação funcional cúbica para analisar a estruturas de custo de firmas distribuidoras de água e esgoto. O resultado geral encontrado pelos autores mostrou deseconomias de escala e escopo para firmas de grande porte. No entanto, ao considerar a produção conjunta de água e esgoto constataram-se economias de escopo moderadas para firmas de pequeno e médio portes. Torres e Morrison Paul (2006) encontraram resultados semelhantes para a indústria de água dos EUA, utilizando para isso uma função custo flexível multiproduto. Os resultados revelaram economias de escala consideráveis para firmas menores, mas deseconomias de escala para as firmas maiores. Os autores sugerem que, dependendo da expansão da rede de distribuição, a consolidação de firmas pequenas pode gerar eficiência de custos. Prieto et al. (2009) estimaram uma função custo *translog* com o intuito de verificar economias de escala, escopo e densidade para firmas de água e esgoto na Espanha. Os autores encontraram para o conjunto amostral analisado economias de escala e de densidade, porém, no que se refere a economias de escopo os resultados apresentados não foram estatisticamente significativos.

Os trabalhos de Baranzini e Faust (2010) e Zschille (2016) são os estudos mais recentes encontrados na literatura sobre a estimação de funções custo. No trabalho de Baranzini e Faust (2010), utilizando uma função custo *translog*, os autores não verificaram economias de escala no setor de distribuição de água na Suíça. Por outro lado, foram constatadas economias de densidade no setor, mas decrescentes com o tamanho da firma. Por sua vez, Zschille (2016), observando a alta fragmentação do abastecimento de água na Alemanha, procurou responder se uma maior concentração do setor poderia levar a menores custos de abastecimento. Embora os resultados tenham indicado altos efeitos de densidade, economias de escala só foram encontradas em firmas menores, o que contribuiu para o argumento de fragmentar firmas de maior porte.

Como pode ser observado, todos os estudos empíricos apresentados até aqui têm como recorte geográfico países desenvolvidos. De fato, a literatura aplicada à estimação de funções custo ou funções de produção no setor de saneamento básico é bastante escassa quando o recorte geográfico envolve países em desenvolvimento. Enquanto o trabalho mais antigo encontrado na presente revisão de literatura remonta a década de 1960, os trabalhos aplicados a países em desenvolvimento foram encontrados somente após os anos 2000, entre eles destacam-se os estudos de Nauges e Berg (2008), Tsegai et al. (2009), Revollo e Londoño (2010), Ferro et al. (2010) e Corton (2011). Esta escassez de trabalhos aplicados a países em

desenvolvimento pode ser explicada pela inexistência de bases de dados consolidadas nesses países no século passado. Somente no final do século XX e, principalmente, no atual é que surgiram as primeiras bases de dados sobre firmas de saneamento em países em desenvolvimento (CARVALHO et al., 2012).

Nauges e Berg (2008), por exemplo, selecionaram quatro países em desenvolvimento (Brasil, Colômbia, Moldova e Vietnã) com intuito de analisar economias de escala e de densidade. Com exceção do Brasil, os autores encontraram evidências de economias de escala na Colômbia, na Moldova e no Vietnã para pequenas e médias empresas. Os autores também observaram economias de densidade para a Moldova e o Vietnã. No entanto, para o Brasil e a Colômbia foi encontrado deseconomias de densidade. Embora não seja o foco principal do artigo, é importante destacar que 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 funções flexíveis.

Tsegai et al. (2009) analisaram a estrutura de custos de firmas fornecedoras de água na África do Sul e observaram a presença de economias de escala. Na Colômbia, Revollo e Londoño (2010), por meio de funções Cobb-Douglas e *translog*, estimaram a presença de economias de escala e escopo em firmas prestadoras de água e esgoto. Os autores observaram que firmas consideradas pequenas e médias têm maiores economias de escala que as firmas grandes, essas últimas com economias de escala muito baixas ou próximas de zero. Os autores também identificaram a presença de economias de escopo nos serviços de água e esgoto, o que sugere que a provisão simultânea de ambos os serviços é economicamente vantajosa. No estudo de Ferro et al. (2010), os autores fizeram uma análise para vários países da América Latina (Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru e Uruguai). Ao utilizar diferentes modelos, eles concluíram que existem economias de escala na prestação de serviços de água potável na América Latina. Por fim, Corton (2011) estimou uma função custo para a indústria de água em diferentes regiões do Peru. O estudo demonstrou que diferentes regiões geográficas afetam diretamente a tecnologia de produção do setor, fazendo com que as economias de escala encontradas se diferenciem de região para região.

O Quadro 1 apresenta uma síntese da presente revisão de literatura. Como pode ser observado a literatura empírica mostra que, em geral, os estudos sobre o setor de saneamento convergem para a ideia de que firmas de pequeno porte tendem a ter economias de escala mais significativas e que muitas vezes não são aproveitadas devido à produção relativamente baixa. No que se refere a economias de escopo, os resultados não são consensuais quando os

produtos são divididos entre residenciais e não residências. Por outro lado, quando os produtos são água e esgoto os resultados quanto a economias de escopo são menos divergentes, em parte devido ao fato de tais atividades terem sido menos pesquisadas. Os resultados relatados na literatura são mais consistentes em relação às economias de densidade e, em geral, os estudos apontam tanto para sua existência como para sua importância (CARVALHO et al., 2012).

A menor disponibilidade de pesquisas sobre água e esgoto e a escassez relativa de estudos que envolve países em desenvolvimento, em especial, o Brasil, evidencia a necessidade de preencher essa lacuna na literatura empírica. Como destaca Nauges e Berg (2008), a estrutura de custos da indústria de água e esgoto varia significativamente entre os países, dentro dos países e ao longo do tempo, o que tem implicações para forma de regular o setor. Nesse sentido, a presente tese ao analisar a estrutura de custos da indústria de água e esgoto no Brasil, objetiva também indicar para os tomadores de decisão as diretrizes mais adequadas no que se refere à gestão dos recursos aplicados ao saneamento básico brasileiro, setor este marcado por ineficiências e baixa abrangência. Além disso, esta tese procura avançar na literatura empírica ao utilizar dados em painel, implementando efeitos fixos no modelo SUR, e verificar os efeitos de variáveis climáticas nos custos de produção das firmas de saneamento, o que é novo nessa literatura.

Quadro 1: Síntese da revisão de literatura empírica sobre economias de escala e escopo

Artigo	Recorte geográfico	Recorte temporal	Método/modelo	Tipo de serviço	Principais variáveis	Principais conclusões
Ford e Warford (1969)	Reino Unido	1965-1966	MQO	Água	Custo total; Oferta de água; Extensão da rede.	A agregação de firmas em uma só não reduz os custos médios.
Knapp (1978)	Reino Unido	1973	MQO	Esgoto	Custo médio; Fluxo total de esgoto; Dummies.	Fortes economias de escala na operação e manutenção da rede.
Kim (1987)	EUA	1973	Translog/SUR	Água residencial e não residencial	Custo total; Produção de água; Capital, trabalho, energia (e seus preços); Capacidade instalada; Extensão da rede.	Economias de escala em firmas pequenas e deseconomias de escala em firmas grandes.
Hayes (1987)	EUA	1960, 1970 e 1976	MQO	Água atacado e varejo	Custo operacional; Produção de água.	Economias de escala e escopo em firmas de pequeno porte.
Kim e Clark (1988)	EUA	1973	Máxima Verossimilhança	Água varejo e atacado	Custo total; Produção de água; Capital, trabalho, energia (e seus preços); Capacidade instalada; Extensão da rede.	Economias de escopo na produção de água residencial e não residencial e economias de escala em firmas de pequeno porte.
Renzetti (1999)	Canadá	1991	Translog/SUR	Água e esgoto	Custo total; Produção de água; Produção de esgoto; Capital, trabalho, energia (e seus preços); Densidade demográfica; Dummies.	Economias de escala no fornecimento de água e esgoto.
Ashton (1999)	Reino Unido	1991-1996	Translog	Água	Custo variável; Produção de água; Empregados; População atendida; Extensão da rede.	Pequenas deseconomias de escala.

Saal e Parker (2000)	Reino Unido	1985-1999	Translog	Água e esgoto	Custo total; Produção de água; Produção de esgoto; Capital, trabalho (e seus preços); Índices de qualidade, etc.	Deseconomias de escala e deseconomias de escopo.
Franquelli e Giandrone (2003)	Itália	1996	MQR	Esgoto	Custo operacional; Produção de esgoto; Preço dos insumos; Dummies.	Economias de escopo na integração vertical e economias de escala em firmas menores.
Piacenza e Vannoni (2004)	Itália	1994-1996	NLSUR	Gás, água e eletricidade	Custo total; Produção de gás, água e energia; Trabalho, energia, matérias-primas (e seus preços); Extensão da rede.	Economias de escala e escopo em firmas medianas.
Martins et al. (2006)	Portugal	2002	MQO	Água e esgoto	Custo total; Produção de água e esgoto; Extensão da rede; Área do município; Trabalho, energia (e seus preços).	Deseconomias de escala e escopo para firmas grandes; economias de escopo para firmas de pequeno e médio portes.
Torres e Morrison Paul (2006)	EUA	1996	LGQ/SUR	Água varejo e atacado	Custo variável; Quantidade de água vendida; Trabalho, energia (e seus preços); Capital; Número de consumidores; Área de distribuição; etc.	Economias de escala para firmas menores e deseconomias de escala para firmas maiores.
Nauges e Berg (2008)	Brasil Colômbia Moldova Vietnã	1996-2004 2003-2004 1996-2004 1997-2000	Translog	Água e esgoto	Custo total; Volume de água; Trabalho, energia (e seus preços); Extensão da rede; População atendida; Duração média de fornecimento (em horas), etc.	Economias de escala em pequenas e médias firmas na Colômbia, Moldova e Vietnã; e deseconomias de escala no Brasil.

Tsegai et al. (2009)	África do Sul	2004 e 2006	Translog/SUR	Água	Custo total; Produção de água; Trabalho, energia; etc.	Economias de escala.
Prieto et al. (2009)	Espanha	2000	SUR	Água e esgoto	Custo total; Volume de esgoto e água; Estoque de capital; População; Preços; etc.	Economias de escala e de densidade significativas, mas resultados não significativos para economias de escopo.
Baranzini e Faust (2010)	Suíça	2000-2006	Translog	Água	Custo; Volume de água; Trabalho, energia (e seus preços); Extensão da rede; Consumidores; etc.	Deseconomias de escala.
Ferro et al. (2010)	América Latina	2005	Translog/SUR/ Cobb-Douglas	Água e esgoto	Clientes; Volume de água; População; Capital; Trabalho; Densidade de clientes; etc.	Economias de escala na prestação de água potável.
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.	Economias de escala decrescentes com o tamanho da firma e economias de escopo nos serviços de água e esgoto.
Corton (2011)	Peru	1996-2005	Translog	Água	Custo total; Volume de água produzido e perdido; Trabalho, capital (e seus preços), Tendência.	Economias de escala com diferentes magnitudes conforme a região.
Zschille (2016)	Alemanha	2004, 2007 e 2010	Translog	Água	Custo total; Trabalho, capital (e seus preços); Volume de água distribuído; População atendida; Volume de perdas de água; etc.	Economias de escala em firmas de pequeno porte.

Fonte: Elaboração própria com base nos artigos revisados

Nota: MQO – Mínimos Quadrados Ordinários; SUR – Equações Aparentemente Não Relacionadas; NLSUR - Equações Não Lineares Aparentemente Não Relacionadas.

2.2 Considerações iniciais sobre a teoria da firma³

A teoria da firma neoclássica considera firmas como unidades produtivas capazes de transformar matérias-primas em produtos ou serviços, utilizando neste processo de transformação fatores de produção como capital e trabalho. O objetivo da firma é produzir ao nível em que a diferença entre a receita total e o custo total seja máxima, ou seja, o objetivo da firma é a maximização do lucro.

O processo de transformação de insumos em produtos de uma firma qualquer pode ser definido por uma tecnologia de produção – um conjunto de técnicas, recursos e informações que determina o quê e quanto se pode produzir. Essa tecnologia pode ser representada genericamente por meio de um conjunto de possibilidades de produção (CPP), que é o conjunto de todas as combinações factíveis de insumos e produtos disponíveis para a firma. Formalmente, pode-se denominar o CPP de Y , em que $Y \subset \mathfrak{R}^L$, onde L é a quantidade total de bens e serviços que podem ser utilizados como insumos ou produzidos pela firma. Qualquer vetor y de insumos e produtos, em que $y \in Y$, é um plano de produção factível, cuja principal limitação encontra-se na restrição tecnológica atualmente disponível. Em geral, assumem-se algumas propriedades para o CPP, como:

- i. Y é não vazio ($Y \neq \emptyset$), isto é, existe algum plano de produção factível.
- ii. Y é um conjunto fechado. Isso significa que qualquer plano de produção que pertencer a fronteira do CPP está contido no CPP, ou seja, Y inclui sua fronteira. Formalmente, o limite de uma sequência de planos de produção factíveis é também factível ($y_n \rightarrow y$ e $y_n \in Y$ implica que $y \in Y$).
- iii. Livre-descarte (*free-disposal*). É possível produzir a mesma quantidade de produtos utilizando maiores quantidades de insumos. Essa hipótese é válida quando quantidades adicionais de insumos (ou produtos) podem ser descartadas sem qualquer custo, formalmente se $y \in Y$ e $y' \leq y \Rightarrow y' \in Y$.
- iv. *No free lunch*. $Y \cap \mathfrak{R}_+^L = \{0\}$, ou seja, não é possível produzir algum bem ou serviço do nada – para que algo seja produzido é necessário um conjunto não vazio de insumos.
- v. Possibilidade de inação, $0 \in Y$. Se a firma escolher não utilizar insumo algum, logo, não produzirá nada.

³ Essa seção foi baseada em Varian (1992) e Mas-Colell et al. (1995).

- vi. Irreversibilidade. Se $y \in Y$ e $y \neq 0$, então $-y \notin Y$. Isso significa que é impossível reverter o processo de produção, transformando o bem final produzido nos insumos utilizados em sua produção.
- vii. Convexidade. Assume-se que o CPP, Y , é convexo. Se $y \in Y, y' \in Y \Rightarrow \alpha y + (1 - \alpha)y' \in Y \forall \alpha \in [0,1]$. Em palavras, a convexidade significa que a combinação linear de dois planos de produção é um plano de produção factível. Assim, se os planos de produção y e y' produzirem a mesma quantidade de produto, mas com diferentes combinações de insumos, então a média ponderada desses dois planos de produção deve produzir pelo menos a mesma quantidade de produto dos planos y e y' . Se a inação for possível, a convexidade implica retornos não crescentes de escala.
- viii. O CPP também tem como propriedades retornos de escala (não crescentes, não decrescentes, e constantes), aditividade, entre outros. Para mais detalhes ver Mas-Colell et al. (1995).

O CPP, Y , também pode ser representado por meio de uma função de transformação, $F(\cdot)$. A função de transformação tem a propriedade de que $Y = \{y \in \mathfrak{R}^L : F(y) \leq 0\}$ e $F(y) = 0$ se, e somente se, y for um elemento da fronteira de Y . A função de transformação segue algumas propriedades como monotonicidade, continuidade, concavidade, e é uma função crescente, limitada, entre outras propriedades. O conjunto de pontos da fronteira de Y , $Y = \{y \in \mathfrak{R}^L : F(y) = 0\}$, é denominado de fronteira de transformação. Essa fronteira mostra a quantidade máxima de bens e serviços que a firma pode produzir, dados insumos disponíveis.

A teoria neoclássica supõe que o objetivo da firma é a maximização do lucro. Assim, dado um vetor de preço $p \gg 0$ e um plano de produção $y \in \mathfrak{R}^L$, o lucro gerado pela operacionalização de y é $y \cdot p = \sum_{i=1}^L p_i y_i$. Dada a restrição tecnológica representada pelo seu conjunto Y , o problema de maximização da firma é:

$$\begin{aligned} \text{Max}_y \quad & p \cdot y \\ \text{s.a} \quad & y \in Y \end{aligned}$$

Alternativamente, pode-se utilizar a função de transformação para descrever o problema de maximização do lucro da firma, assim:

$$\begin{aligned} & \underset{y}{\text{Max}} \quad p \cdot y \\ & \text{s.a } F(y) \leq 0 \end{aligned}$$

Dado o conjunto de possibilidades de produção Y , a função lucro da firma $\pi(p)$ associada a cada nível de preços, p , tem o montante $\pi(p) = \text{Max}\{p \cdot y : y \in Y\}$, o valor da solução do problema de maximização do lucro acima. Ao definir a oferta da firma como $y(p)$, o conjunto de vetores que maximizam o lucro é $y(p) = \{y \in Y : p \cdot y = \pi(y)\}$.

A fronteira do conjunto de possibilidades de produção, quando a firma produz apenas um produto, apresenta o nível de produção tecnicamente eficiente, em que a alocação de insumos ocorre sem desperdícios. Dessa forma, essa fronteira mostra a produção máxima que pode ser atingida, dada uma quantidade específica de insumos. Neste caso, a fronteira do CPP pode ser descrita por uma função denominada função de produção. A função de produção é uma descrição de como insumos se transformam em produtos, indicando o produto máximo que a firma pode obter para cada combinação específica de insumos. A característica básica da função de produção é apresentar o produto da firma como função de seus insumos. Assim, supondo que a firma utiliza X insumos, $(x_1, x_2, \dots, x_X) \geq 0$, para produzir uma quantidade máxima y de produto, a função de produção pode ser representada conforme a expressão 2.1.

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_X) \quad (2.1)$$

A função de produção segue algumas propriedades que também são inerentes ao conjunto de possibilidades de produção, como: inação, continuidade, crescente (ou estritamente crescente), quase-côncava (ou estritamente quase-côncava), entre outras. É importante destacar que a função de produção é a representação matemática de uma firma que produz apenas um produto, enquanto que a função de transformação refere-se a firmas que produzem mais de um produto. Dessa forma, quando Y corresponde a uma firma que produz um único produto, o problema de maximização do lucro pode ser representado por meio de uma função de produção $f(x)$. Assumindo, que $w > 0$ representa o preço do produto da firma e $p > 0$ o preço de seus insumos, o vetor de insumos x^* que maximiza o lucro, pode ser encontrado resolvendo o seguinte problema de maximização:

$$\underset{x > 0}{\text{Max}} \quad w \cdot f(x) - p \cdot x$$

A hipótese da teoria neoclássica de que a firma maximiza o lucro implica 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. Dessa forma, a

minimização de custo é uma condição necessária para a maximização do lucro. A solução do problema de minimização de custos permite encontrar a função custo e a função demanda por fatores (ou insumos) que depende dos preços desses fatores. A função custo pode ser entendida como o dual da função de transformação ou como o dual da função de produção para o caso de firmas que produzem apenas um produto.

A dualidade entre a função de produção (ou de transformação) e a função custo foi provada por Shephard (1953) e concordada anos mais tarde por Uzawa (1962). Esse resultado teórico permitiu aos economistas construir funções custo e suas respectivas demandas condicionadas de fatores e verificar a consistência da hipótese de minimização de custos. Além disso, provou-se que a função custo possui todas as informações necessárias para reconstruir a estrutura do conjunto de possibilidades de produção, ou seja, a função custo é uma *proxy* consistente da tecnologia de produção (MCFADDEN, 1978).

A dualidade é vantajosa em situações em que a firma não é tomadora de preços no mercado de produtos. Nessa situação, não é adequado utilizar a função lucro para as análises, pois havendo poder de mercado a quantidade ofertada pela firma tende a ser menor que num mercado competitivo, fazendo com que o preço do produto seja maior do que o custo marginal, o que permite, em alguns casos, que a firma possa auferir lucro econômico até mesmo no longo prazo. Além disso, assim como no caso da firma tomadora de preços no mercado de insumos, os resultados para a minimização de custos continuam válidos. Outra vantagem encontra-se no caso em que o conjunto de possibilidades de produção apresenta retornos não-decrescentes a escala, os resultados otimizados do problema de minimização de custos são mais consistentes do que aqueles encontrados por meio do problema de maximização do lucro (MAS-COLELL et al., 1995).

Ao analisar o caso em que a firma produz mais de um produto, tem-se o seguinte problema de minimização:

$$\begin{aligned} \underset{x>0}{Min} \quad & p \cdot x \\ \text{s.a} \quad & F(y, x) = 0 \end{aligned}$$

Por outro lado, para o caso em que a firma produz um único produto, o problema de minimização do custo pode ser descrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \underset{x>0}{Min} \quad & p \cdot x \\ \text{s.a} \quad & f(x) \geq y \end{aligned}$$

Em que, novamente, $f(x)$ é a função de produção, y a quantidade de produto, e $p >> 0$ é o vetor de preços de insumos. Da solução ótima desse problema deriva-se a função custo $c(p, y)$, e a demanda condicionada de fatores $x(p, y)$, pois esta última é condicionada ao nível de produção y . É importante estar ciente para o fato de que a função de produção é uniproduto, enquanto que a função de transformação é multiproduto. Dessa forma, a função custo multiproduto é o dual de uma função de transformação, ao passo que, a função custo uniproduto é o dual de uma função de produção.

Como destaca McFadden (1978) as propriedades do preço derivadas da função custo têm origem no trabalho de Hotelling (1932), mas a função custo e suas propriedades foram efetivamente discutidas por Samuelson (1947). Este último descreveu a teoria da produção como a alocação ótima de fatores de produção que minimiza o custo total de cada produto (SAMUELSON, 1947). 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.

A relação dual existente entre a função custo e a função de produção (ou de transformação) permite que as análises econômicas sejam mais adequadas e ampliadas para setores não competitivos. A dualidade permite recuperar as informações relevantes sobre a tecnologia de produção por meio de uma função custo, sem a necessidade de conhecer previamente a função de produção ou de transformação. De fato, estudos empíricos sobre as estruturas de mercado e comportamento da firma tendem a focar na estimação de funções custo (CARVALHO et al., 2012). Entre as principais razões para a escolha da função custo em trabalhos aplicados destacam-se (GOMES e ROSADO, 2005):

- As funções custo são homogêneas em preços, independentemente das propriedades de homogeneidade da função de produção ou transformação, dado que a duplicação de todos os preços resulta na duplicação dos custos, sem modificar as razões entre as quantidades de fatores.
- A função custo não exige 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 ou transformação.
- Nas funções custo, os problemas de multicolinearidade tendem a ser menores que nas funções de produção (ou transformação), dada a menor correlação entre os preços dos fatores.

- Por meio da função custo é possível encontrar as demandas condicionadas de fatores. Dessa forma, diferentes formas funcionais das funções custo têm, em geral, resultado em equações de demanda lineares nos parâmetros, representando, ao mesmo tempo, a estrutura de produção, mesmo quando não são derivadas de funções de produção ou transformação explícitas.

Além dessas razões, McFadden (1978) ressalta que em aplicações econométricas, o uso da função custo evita a dificuldade de derivar sistemas de demanda construídos a partir do conjunto de possibilidades de produção, ao mesmo tempo que assegura a consistência com a hipótese de minimização de custos. Além disso, as propriedades da função custo também podem ser usadas para generalizar e simplificar as implicações qualitativas da minimização de custos. Em particular, uma série de resultados podem ser obtidos sem assumir a divisibilidade das mercadorias, nem a convexidade do conjunto de possibilidades de produção.

2.3 A teoria da firma nos serviços de saneamento básico

Como visto na seção 2.2 a dualidade é uma teoria útil para que se possa tirar conclusões semelhantes ao analisar tanto a função custo quanto a função de produção ou de transformação. Nos setores de infraestrutura, como o de saneamento básico, as avaliações desses setores têm sido amplamente focalizadas na estimação de funções custo, principalmente devido às características de monopólio natural implícita nesses setores, exogeneidade do produto e presença de insumos quase-fixos (CHAMBERS, 1988). Uma firma prestadora de serviços de saneamento não pode escolher com liberdade a quantidade de água a ser ofertada e a quantidade de esgoto a ser coletado, trata-se de um setor regulado. Além disso, a presença de insumos quase-fixos, ou seja, insumos fixos no curto prazo, como o capital, contribui para que este insumo não seja alocado de modo eficiente no curto prazo.

Nesse contexto, como a presente tese 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. 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 (2.2).

$$C = C(Y, P, K, Z, E) \quad (2.2)$$

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, como apresentado na seção anterior. 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 (2.3).

$$CV = f(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (2.3)$$

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, 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 da

presente tese 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 (2.3), 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 (2.4).

$$\varepsilon_{CY} = \frac{\partial CV}{\partial Y_A} \frac{Y_A}{CV} + \frac{\partial CV}{\partial Y_E} \frac{Y_E}{CV} \quad (2.4)$$

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 (2.5).

$$S_{CY} = \frac{\partial^2 CV}{\partial Y_A \partial Y_E} \quad (2.5)$$

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 (2.6).

$$\varepsilon_{\text{CYN}} = \varepsilon_{\text{CY}} + \frac{\partial CV}{\partial N} \frac{N}{CV} \quad (2.6)$$

em que ε_{CY} é definido pela expressão (2.4), e $\frac{\partial CV}{\partial N} \frac{N}{CV}$ é a elasticidade do custo com relação ao tamanho da população atendida N . ε_{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 $\varepsilon_{\text{CYN}} < 1$, há economias de densidade. No contexto da presente tese, cujo recorte geográfico é o Brasil, economias de densidade é um importante indicador, pois o número de pessoas que ainda não tem acesso a água encanada e coleta de esgoto é muito significativo. Assim, se for constando economias de densidade, as redes de distribuição e coleta podem ser expandidas a um custo médio decrescente.

De acordo com a expressão (2.7), ao adicionar à ε_{CYN} (expressão 2.6) a elasticidade dos custos com relação à área de distribuição e coleta (AS), chega-se a uma medida de economias de rede ou área.

$$\varepsilon_{\text{CYNNA}} = \varepsilon_{\text{CYN}} + \frac{\partial CV}{\partial AS} \frac{AS}{CV} \quad (2.7)$$

em que ε_{CYN} é definida pela expressão (2.6) e $\frac{\partial CV}{\partial AS} \frac{AS}{CV}$ é a elasticidade do custo com relação ao tamanho da área de atendimento. Quando $\varepsilon_{\text{CYNNA}} < 1$, 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 (2.8) e (2.9) respectivamente.

$$\varepsilon_{\text{CPr}} = \frac{\partial CV}{\partial Pr} \frac{Pr}{CV}, \quad (2.8)$$

$$\varepsilon_{\text{CT}} = \frac{\partial CV}{\partial T} \frac{T}{CV}. \quad (2.9)$$

É importante ressaltar que como Pr e T são parte do conjunto de argumentos da função custo (CV), através de (2.4), (2.5), (2.6) e (2.7), 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 estimar o modelo de função custo multiproduto, utiliza-se uma forma funcional flexível que permite termos cruzados entre todos os argumentos da função e é menos restritiva que funções comumente utilizadas como Linear, Cobb-Douglas ou Elasticidade de Substituição Constante. Para dar mais estrutura ao modelo, a forma funcional escolhida para a expressão (2.3) 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 (2.10), (2.11) e (2.12).

$$\frac{\partial CV}{\partial p_l} = x_l(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (2.10)$$

$$\frac{\partial CV}{\partial p_e} = x_e(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (2.11)$$

$$\frac{\partial CV}{\partial p_m} = x_m(Y, P, \bar{K}, Z, E) \quad (2.12)$$

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-primas⁴. Note que uma vez definida forma a funcional para (2.3), as formas funcionais para as funções demanda por insumos também ficam explicitamente definidas.

2.4 Funções flexíveis

A função Cobb-Douglas e a função *Constant Elasticity of Substitution* (CES) estão entre as formas funcionais mais utilizadas em trabalhos empíricos e teóricos para descrever ou estimar a função custo ou a função de produção. A função Cobb-Douglas pressupõe elasticidade substituição igual a unidade, ou seja, pressupõe substitubilidade entre os fatores de produção. A função CES, não pressupõe *a priori*, substitubilidade, insumos produtivos podem ser substitutos ou complementares, porém a elasticidade de substituição é constante. Além disso, essas formas funcionais pressupõem que os insumos sejam separáveis entre si, permitindo a agregação dos insumos em apenas duas variáveis.

⁴ 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.

A função Cobb-Douglas é uma das mais utilizadas em economia e foi desenvolvida pelo economista sueco Knut Wickseel em sua obra *Lectures on Political Economy*. Essa função foi estimada pela primeira vez por Cobb e Douglas (1928) com o intuito de testar empiricamente a teoria da produtividade marginal. Cobb e Douglas (1928) assumiram que a produção era caracterizada por retornos constantes a escala (homogeneidade de grau 1 nas quantidades dos insumos) e que relação entre capital (K) e trabalho (L) para a indústria manufatureira assume a seguinte forma:

$$Y = A \cdot K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (2.13)$$

A expressão (2.13) é amplamente conhecida como Cobb-Douglas e pode ser estimada empiricamente por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) por meio da forma funcional log-log conforme a expressão (2.14).

$$\ln Y = \ln A + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L \quad (2.14)$$

Os coeficientes α_K e α_L representam, respectivamente, a participação dos insumos capital e trabalho no valor do produto. Ao assumir retornos constantes de escala, ou seja, homogeneidade de grau 1 nas quantidades dos insumos, isso implica que $\alpha_K + \alpha_L = 1$. De fato, Cobb e Douglas (1928) encontraram valores consistentes para tal restrição, em que $\alpha_K = 0,259$ e $\alpha_L = 0,741$, e concluíram que a teoria da produtividade marginal é válida empiricamente.

Embora a função de produção apresentada na expressão (2.14) seja útil para encontrar as participações dos fatores de produção no valor do produto, outros pesquisadores estavam interessados em mensurar a elasticidade de substituição entre os insumos e perceberam que a expressão (2.14) era muito restritiva. No caso em que há apenas dois insumos, como capital (K) e trabalho (L), a elasticidade de substituição é definida de acordo com a expressão (2.15).

$$\sigma = \frac{\partial \ln(K/L)}{\partial \ln(F_L/F_K)} = \frac{\partial \ln(K/L)}{\partial \ln(P_L/P_K)} \quad (2.15)$$

em que F_L e F_K são os produtos marginais do L e do K . Ao encontrar os valores ótimos de K e L e substituir na equação (2.15) é possível saber que para o caso de uma função Cobb-Douglas, a elasticidade de substituição (σ) é sempre igual a unidade.

Para superar essa restrição de elasticidade unitária, Arrow et al. (1961) desenvolveram uma extensão da função Cobb-Douglas em que a elasticidade de substituição fosse constante, mas não necessariamente igual a unidade. A função oriunda dessa extensão é conhecida como função de elasticidade de substituição constante (CES – *Constant Elasticity of Substitution*), que, com retornos constantes a escala, é definida conforme a expressão (2.16).

$$Y = A \cdot [\delta K^{-\rho} + (1 - \delta)L^{-\rho}]^{-1/\rho} \quad (2.16)$$

em que $\sigma = 1/(1+\rho)$. Dependendo dos valores de σ e ρ , a função CES pode assumir outros formatos. Se na expressão (2.16) $\rho \rightarrow 0$, a elasticidade de substituição tende para um, que representa uma função Cobb-Douglas, e os insumos tornam-se substitutos imperfeitos. Se $\rho \rightarrow \infty$, a elasticidade de substituição tende para zero e a função CES converge para uma Leontief, onde se relacionam proporções mínimas entre os fatores de produção, ou seja, há uma relação de complementaridade. Por outro lado, se ρ tender para -1 a função CES converge para uma função linear e a elasticidade de substituição tende para o infinito. Neste caso, há substitubilidade perfeita entre os fatores de produção. Assim, embora a elasticidade de substituição seja constante, a CES não é restrita a substituição unitária, sendo útil para saber a relação existente entre os fatores de produção.

Vários estudos empíricos foram realizados ao longo do tempo utilizando a função Cobb-Douglas e/ou a CES, inclusive com resultados extremamente importantes para a teoria econômica. No entanto, tanto a função Cobb-Douglas quanto a função CES são formas funcionais restritas. A primeira tem como principal restrição a elasticidade de substituição igual a unidade. Já a segunda, embora menos restrita, possui elasticidade de substituição constante. Diante dessas limitações, teóricos econômicos utilizaram a teoria da dualidade e tentaram encontrar formas funcionais mais flexíveis para três ou mais insumos. Em 1971, Diewert (1971) conseguiu desenvolver formas funcionais flexíveis com três ou mais insumos, tanto do ponto de vista primal quanto dual. Tais formas flexíveis não impõem *a priori* restrições sobre a elasticidade de substituição, e são consistentes com os pressupostos assumidos pela teoria econômica. A forma funcional desenvolvida por Diewert (1971) é conhecida como Leontief Generalizada, e faz parte de uma série de avanços que ocorreram na teoria da dualidade.

Ainda nos anos de 1970, Christensen et al. (1971) desenvolveram outra forma funcional flexível conhecida como Transcendental Logarítmica ou *translog* que pode ser usada para funções de produção, transformação, custo e lucro. A *translog* trata-se de uma série de Taylor em logaritmos de segunda ordem e também não impõe restrições de elasticidade de substituição. No entanto, no caso de funções multiproduto, a *translog* possui uma limitação, pois não permite produção igual a zero, devido a sua forma logarítmica. Especificamente nesta tese, é comum encontrar produção zero para algum produto, pois existe prestadoras de saneamento que só fornecem esgoto ou somente água. Nesse sentido, a Leontief Generalizada (LG) é mais adequada, pois os argumentos são introduzidos em nível. A função custo genérica na forma de uma LG pode ser definida de acordo com a expressão (2.17).

$$C = Y \cdot \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij} (P_i P_j)^{1/2} \right] \quad (2.17)$$

em que $d_{ij} = d_{ji}$. Para encontrar equações passíveis de estimação é conveniente empregar o Lema de Shephard, encontrando assim as demandas ótimas por fatores. Para isso, basta derivar a função custo com relação ao preço. No contexto da função LG, as demandas ótimas por fatores são encontradas derivando a equação 2.17 com relação P_i conforme a expressão (2.18).

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} = X_i = Y \cdot \left[\sum_{j=1}^n d_{ij} (P_j / P_i)^{1/2} \right], \quad i = 1, \dots, n \quad (2.18)$$

Uma forma mais conveniente de estimar as demandas por fatores é passar Y para o segundo membro da equação (2.18), assim, denotando a demanda por fatores de Y chega-se a expressão (2.19).

$$a_i = \frac{X_i}{Y} = \sum_{j=1}^n d_{ij} (P_j / P_i)^{1/2}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2.19)$$

Observe que quando $i = j$, $(P_j/P_i)^{1/2}$ é igual a 1, neste caso o parâmetro torna-se um termo constante.

Essa forma funcional impõe homogeneidade linear (homogeneidade de grau um) nos preços, uma vez que a raiz quadrada dos preços é incluída como argumentos da função. Se outras variáveis além dos preços forem incluídas no modelo, elas também devem estar em termos de raiz quadrada. Neste caso, a especificação da função LG deve ser adaptada para manter a condição de homogeneidade linear, como por exemplo, multiplicando todos os termos que não envolvem preços pela soma dos preços (TORRES, 2006).

Uma extensão da função LG é a função Leontief Generalizada Quadrática (LGQ) desenvolvida por Morrison (1988), que no caso específico dessa tese assume a forma apresentada em (2.20)⁵.

$$\begin{aligned} CV(Y, P, \bar{K}, Z) = & \sum_j \sum_i b_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_m \sum_i e_{mi} Y_m P_i + \sum_k \sum_i h_{ki} \bar{K}_k P_i + \sum_r \sum_i o_{ri} Z_r P_i + \\ & + \sum_i P_i \left(\sum_n \sum_m a_{nm} Y_n Y_m + \sum_m \sum_k f_{mk} Y_m \bar{K}_k + \sum_m \sum_r g_{mr} Y_m Z_r + \sum_k \sum_l c_{kl} \bar{K}_k \bar{K}_l + \right. \\ & \left. + \sum_r \sum_s d_{rs} Z_r Z_s + \sum_k \sum_r q_{kr} \bar{K}_k Z_r \right) \end{aligned} \quad (2.20)$$

Morrison (1988) incluiu na função LG produtos na forma quadrática, ou seja, em vez de utilizar apenas a raiz quadrada, o poder dos produtos é aumentado na forma quadrática.

⁵ As variáveis climáticas, presentes no vetor E da expressão (2.3), estão incluídas nos argumentos de Z na expressão (2.20).

Isso facilita a avaliação do custo quando múltiplos produtos são considerados. Por exemplo, na forma funcional LG, quando uma derivada de custo em relação a um produto é calculada, o produto aparece no denominador. Se uma determinada prestadora de saneamento não produzir determinado produto, o denominador será zero e a derivada não pode ser analisada (TORRES, 2006).

Dessa forma, como parte das empresas analisadas nessa tese não produzem algum tipo de produto (ou não produz água ou não produz esgoto), a avaliação de economias de escala, escopo, elasticidades e etc. torna-se problemática ao se utilizar formas funcionais como a LG ou a *translog*. No entanto, este problema é superado quando o modelo especificado é uma LGQ. Além disso, embora seja uma extensão de uma função Leontief, a LGQ não pressupõe proporções fixas no uso dos insumos. Assim, devido as vantagens da LGQ, essa forma funcional foi escolhida para o modelo empírico desta tese. Este modelo, duplicado da expressão (2.20) e mostrado conjuntamente com a demanda de fatores (por energia e trabalho) obtida via Lema de Shephard, é apresentado na expressão (2.21).

$$\begin{aligned}
CV(Y, P, \bar{K}, Z) &= \sum_j \sum_i b_{ij} P_i^{1/2} P_j^{1/2} + \sum_m \sum_i e_{mi} Y_m P_i + \sum_k \sum_i h_{ki} \bar{K}_k P_i + \sum_r \sum_i o_{ri} Z_r P_i + \\
&+ \sum_i P_i \left(\sum_n \sum_m a_{nm} Y_m Y_n + \sum_m \sum_k f_{mk} Y_m \bar{K}_k + \sum_m \sum_r g_{mr} Y_m Z_r + \sum_k \sum_l c_{kl} \bar{K}_k \bar{K}_l + \right. \\
&\left. + \sum_r \sum_s d_{rs} Z_r Z_s + \sum_k \sum_r q_{kr} \bar{K}_k Z_r \right) \\
X_i &= X_i(Y, P, \bar{K}, Z) = \sum_j b_{ij} \left(\frac{P_j}{P_i} \right)^{1/2} + \sum_m e_{mi} Y_m + \sum_k h_{ki} \bar{K}_k + \sum_r o_{ri} Z_r + \\
&+ \sum_n \sum_m a_{nm} Y_m Y_n + \sum_m \sum_k f_{mk} Y_m \bar{K}_k + \sum_m \sum_r g_{mr} Y_m Z_r + \sum_k \sum_l c_{kl} \bar{K}_k \bar{K}_l + \\
&+ \sum_r \sum_s d_{rs} Z_r Z_s + \sum_k \sum_r q_{kr} \bar{K}_k Z_r \tag{2.21}
\end{aligned}$$

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 (consumo total de energia elétrica, empregados, estoque de capital, despesa com produtos químicos, população atendida, tendência), incluindo as variáveis climáticas (temperatura e precipitação).

2.5 A inclusão de variáveis climáticas na função custo

Uma das contribuições da presente tese é introduzir variáveis climáticas na função custo. Algo que num primeiro momento parece ser extremamente simples, esta seção procura mostrar que introduzir tais variáveis em modelos econômicos exige cautela e especificação correta do modelo econométrico.

O estudo dos efeitos de variáveis climáticas sobre o desempenho econômico não é recente. De acordo com Dell et al. (2013), os primeiros estudos dessa temática já aparecem no século XIV em escrituras gregas antigas e proeminentemente no século XVIII durante o iluminismo, quando estudiosos da época perceberam que o excesso de calor tornava os homens mais preguiçosos e desanimados. Aufhammer et al. (2013) citam também os trabalhos empíricos pioneiros de Fisher (1925), que examinou os efeitos da chuva sobre os rendimentos da produção de trigo no Reino Unido, e Wright (1928) que utilizou o clima como uma variável instrumental para identificar uma função de demanda por óleos vegetal e animal. Ao longo das últimas décadas, os estudos que buscam examinar como variáveis climáticas influenciam os resultados econômicos se ampliaram para diferentes contextos e variáveis de interesse. Em geral, os estudos procuram analisar os efeitos de variáveis climáticas sobre a produção agrícola, o crescimento econômico, o custo de produção, demanda por energia, a saúde, a migração, instituições, conflitos, etc. (DELL et al., 2013).

Temperatura, precipitação, ventos, umidade relativa do ar, eventos extremos como tornados e tempestades são todas consideradas variáveis climáticas ou de tempo. A diferença entre tempo e clima está no recorte temporal, ou seja, ao analisar tais variáveis ao longo de um grande período de tempo (três décadas ou mais) trata-se de variáveis climáticas, por outro lado, em períodos de tempo mais curtos, tais variáveis são denominadas de variáveis de tempo. Embora a literatura apresente esta diferença, nesta tese, para evitar eventuais ambiguidades, tempo e clima são considerados sinônimos, e em geral é adotada a terminologia climática ou clima em vez de tempo. O fato é que, independentemente do recorte temporal analisado, o clima é considerado exógeno e aleatório. Dessa forma, ele atua como um experimento natural, o que permite verificar estatisticamente o efeito causal de uma variável em um resultado econômico de interesse (ANGRIST e KRUEGER, 2001; AUFAHAMMER et al., 2013).

Há duas formas principais de estimação dos efeitos de variáveis climáticas sobre resultados econômicos: estimação usando dados em *cross-section* e estimação utilizando

choques climáticos por meio de dados em painel. Nos dois casos, como define Dell et al. (2013), o objetivo é estimar a função (2.22) a seguir:

$$y = f(E, Z) \quad (2.22)$$

em que y é uma variável econômica de interesse, E é um vetor de variáveis climáticas, como por exemplo, temperatura e precipitação e Z é um vetor de características que estão correlacionadas a E e que também afetam y . A variável de interesse inclui o produto nacional, produção agrícola, produtividade do trabalho, uso de energia, custos, entre outras.

A abordagem clássica utilizada é estimar a expressão (2.22) em um ponto no tempo, ou seja, o objetivo é estimar a expressão (2.23) a seguir.

$$y_i = \alpha + \beta E_i + \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (2.23)$$

em que o subscrito i refere-se a diferentes recortes geográficos, como países, estados ou municípios. A variável dependente e as explicativas podem ser medidas em nível ou em logaritmo, e o termo de erro (ε) é normalmente modelado usando erros padrão robustos. O vetor Z , em geral, inclui vários controles como variáveis que estão correlacionadas com E e impactando y e também controles geográficos exógenos correlacionadas a E . Como variáveis climáticas, assim como variáveis geográficas, são exogenamente determinadas, é improvável que a causalidade inversa seja uma preocupação importante. O desafio econométrico mais premente para estimar β a partir da equação transversal apresentada em (2.23) é o potencial viés de variável omitida, ou seja, a correlação entre as variáveis climáticas de interesse e outras características que podem influenciar o resultado. Na medida em que essas outras variáveis não são adequadamente capturadas nas variáveis de controle Z , ou a forma funcional através da qual são controladas não é exatamente correta, as estimativas de β serão tendenciosas. Ressalta-se também que a inclusão de mais controles não produzirá necessariamente estimativas mais consistentes, o que pode levar inclusive ao problema de controle excessivo (DELL et al., 2013).

O desafio básico na identificação da relação entre variáveis climáticas e o desempenho econômico é que a variação espacial do clima é em grande parte fixa. O clima não muda muito em uma determinada região, mas muda entre as regiões. Nesse sentido, embora possa haver elevadas correlações transversais entre o clima de um país e seu desempenho econômico, é difícil distinguir os efeitos do clima atual de outras características potencialmente correlacionadas a ele (DELL et al., 2013). Uma alternativa para evitar esses problemas e também minimizar o viés da variável omitida é a utilização de dados em painel.

O modelo usualmente utilizado é apresentado na expressão (2.24), em que t indica o tempo, como anos, meses e etc.

$$y_{it} = \beta E_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \theta_{rt} + \varepsilon_{it} \quad (2.24)$$

Os estudos empíricos que buscam estimar a expressão (2.24) têm como intuito isolar o impacto de variáveis climáticas e verificar os efeitos de longo prazo. Essa abordagem utiliza dados em painel para investigar os efeitos de choques climáticos na variável de interesse. Na expressão (2.24), novamente, y é a variável econômica de interesse, E é um vetor de variáveis climáticas e Z é um vetor de características que inclui variáveis observáveis no tempo, o que pode absorver a variação residual, levando a estimativas mais precisas. O ideal é utilizar em Z variáveis que sejam exógenas, regressores potencialmente endógenos só devem ser incluídos se houver um argumento forte de que essas variáveis não são afetadas pelo clima ou podem ser modeladas num contexto estrutural credível (DELL et al. 2013). A expressão (2.24) também inclui efeitos fixos espaciais, μ , que absorvem características espaciais fixas, observadas ou não observadas, minimizando o viés da variável omitida. Os efeitos fixos de tempo, θ , neutralizam qualquer tendência. Os efeitos fixos de tempo podem entrar separadamente por subgrupos das áreas espaciais para permitir tendências diferenciais em subamostras dos dados, por isso o subscrito r . Uma alternativa ou complemento para isso é incluir uma variável de tendência temporal, que incorpora determinantes variáveis no tempo para a variável de interesse, como o progresso tecnológico (FERES et al., 2008, DELL et al., 2013).

No que se refere à forma funcional das variáveis climáticas, em geral, temperatura e precipitação são medidas 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 Celsius. Na montagem do painel, pode-se utilizar desvios em relação à média para as variáveis climáticas. Isso garante a condição de ortogonalidade, o que fornece uma solução potencial para problemas relacionados ao viés de variáveis omitidas. No caso de se optar pela forma funcional log-log, pode-se utilizar outra unidade de medida para a temperatura, como Fahrenheit, para evitar zeros (FERES et al., 2008, DELL et al., 2013).

O trabalho de Aufhammer et al. (2013) apresenta os erros mais comuns que economistas cometem ao utilizar variáveis climáticas e identifica as formas de evitar estes problemas. Os autores reportam cinco armadilhas potenciais que estudos econométricos enfrentam ao estimar efeitos de variáveis climáticas sobre alguma variável econômica de interesse, quais sejam: i. a escolha da base de dados de clima, ii. média dos dados diários ao

longo do espaço, iii. correlação de variáveis climáticas, iv. correlação espacial e v. cobertura climática endógena. As armadilhas (i), (ii), e (v) estão relacionadas a erros de medição. Em geral, as bases de dados climáticas utilizam métodos de interpolação para estimar eventuais observações faltantes o que pode acarretar em erros de medição, o que pode resultar em viés de atenuação na estimativa. A armadilha (iii) ressalta o problema clássico das variáveis omitidas. Assim, para obter estimativas imparciais dos efeitos das mudanças na precipitação e nas temperaturas, que são historicamente correlacionadas, ambas as variáveis devem ser incluídas na equação de regressão. Por fim, a armadilha (iv) evidencia o fato de que as variáveis climáticas são inerentemente correlacionadas entre tempo e espaço. Apesar da variação climática ser considerada aleatória ao longo do tempo, a variação no espaço exibe menor aleatoriedade. A implicação disso é que algumas das variáveis climáticas são altamente correlacionadas espacialmente, fazendo com que as estimativas de erros padrão sejam tendenciosas, a menos que a correlação espacial seja corrigida.

A próxima seção busca apresentar as metodologias utilizadas para atingir os objetivos estabelecidos na presente tese. Primeiramente, é apresentado o modelo de equações aparentemente não relacionadas e em seguida o método não paramétrico de estimação da eficiência econômica denominado Análise Envoltória de Dados (DEA). Por fim, é feita uma análise dos métodos para lidar com dados faltantes.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo SUR: modelo de equações aparentemente não relacionadas

Cada equação da expressão (2.21) pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). No entanto há alguns problemas ao se optar por essa metodologia. Primeiramente, o MQO não é capaz de forçar que os parâmetros da equação de custo sejam iguais aos parâmetros das equações de demandas condicionadas de fatores. Essa igualdade é necessária, pois do ponto de vista teórico as demandas condicionadas por fatores oriundas do Lema de Shepard são aquelas que minimizam o custo de produção. Segundo, há o problema de correlação contemporânea em que os termos de erro da equação de custos podem estar correlacionados aos termos de erro das demais equações, fazendo com que a matriz de covariância dos resíduos não seja diagonal (BERNDT, 1996). Uma alternativa que é capaz de lidar com estes problemas é o modelo de equações aparentemente não relacionadas (SUR – *Seemingly Unrelated Regression Estimator*).

O modelo SUR foi desenvolvido por Zellner (1962) e é amplamente utilizado em modelos de sistemas de equações como em (2.21). De acordo com Greene (2008), o estimador do modelo SUR difere do estimador de MQO e as equações são vinculadas somente por seus resíduos, por esse motivo, o modelo de Zellner (1962) recebe o nome de equações aparentemente não relacionadas. A correlação contemporânea entre os termos de erros pode ser testada pelo teste de Breusch-Pagan de independência dos termos de erro, que assume as seguintes hipóteses:

$$H_0: \sigma_{ij} = 0 \quad \forall i \neq j$$

H_1 : pelo menos uma covariância é diferente de zero.

Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que existe correlação contemporânea entre os resíduos, e dessa forma, o modelo SUR é adequado para os dados observados. Por outro lado, em uma situação em que a hipótese nula não é rejeitada, isso significa que os termos de erro das equações não são correlacionados e cada equação pode ser estimada separadamente por MQO.

O modelo SUR já foi utilizado em diversos trabalhos empíricos, principalmente para dados em corte transversal. No entanto, no presente estudo, o modelo SUR a ser estimado utiliza dados em painel também chamados de dados longitudinais, ou seja, os dados apresentam tanto a dimensão espacial quanto a temporal. Isso é um avanço em relação ao estudo de Torres e Morrison Paul (2006) que também estimou uma LGQ para firmas de saneamento, porém com dados em corte transversal. Modelos de dados em painel conseguem

controlar a heterogeneidade presente nos indivíduos. Este fato, é uma vantagem desse modelo em relação aos modelos de corte transversal ou de séries temporais. Assim, características não observáveis, que podem gerar resultados tendenciosos, são controladas com o uso de dados em painel. Em outras palavras, modelos de dados em painel controlam as diferenças existentes entre os indivíduos. Como destaca Baltagi (2005), 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.

Há três principais formas de estimar modelos com dados em painel: *pooled* (dados empilhados), efeitos fixos dentro do grupo e efeitos aleatórios. O modelo *pooled* empilha todas as observações, desprezando as características de corte transversal e de séries temporais da base de dados. O modelo de efeitos fixos dentro do grupo considera todas as observações presentes na base de dados, mas para cada unidade de corte transversal as variáveis são definidas como desvios de seu valor médio. Esse procedimento permite captar a heterogeneidade das diferentes unidades. E por fim o modelo de efeitos aleatórios, que trata os indivíduos da base de dados como amostras aleatórias de uma população maior de indivíduos.

Uma vez que além de estimar aspectos econômicos a respeito do setor de saneamento, a presente tese também tem como objetivo verificar os efeitos de variáveis climáticas sobre os custos, o modelo mais adequado, como visto na seção 2.5, é o modelo de efeitos fixos. O modelo de efeitos fixos é capaz de lidar com o viés da variável omitida, um dos principais problemas enfrentado pelos modelos que envolvem variáveis climáticas. Dessa forma, o modelo a ser estimado no presente estudo é um modelo SUR de efeitos fixos, para isso segue a recomendação de Bezlepkina et al. (2005), que para levar em consideração no modelo SUR tanto a natureza temporal quanto a espacial de dados em painel, basta realizar uma transformação dentro do grupo (*within transformation*). Assim, o modelo a ser 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. Esse procedimento elimina o intercepto da regressão. 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)⁶.

Por fim, com relação aos efeitos econômicos e climáticos apresentados nas equações (2.4) a (2.9), 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 de parâmetros 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 Estimação da eficiência econômica

Firmas com eficiência econômica alocam seus insumos da forma que minimizam os custos de produção. De acordo com Ferreira e Gomes (2012), a formulação da solução do problema de minimização de custo para k -ésima firma, orientada a insumos e com rendimentos constantes de escala, é definida pelo problema (3.1).

$$\begin{aligned} & \text{Min} \sum_k^n p_i x_i^E \\ & \text{Sujeito a:} \\ & x_i^E - \sum_k^n \lambda_k x_{io} \geq 0, \forall i \\ & \sum_k^n \lambda_k y_{mk} - y_{mo} \geq 0, \forall m \\ & \lambda_k \geq 0 \forall k \end{aligned} \tag{3.1}$$

em que p_i é o vetor de preço dos insumos para k -ésima firma e x_i^E é o vetor de insumos que minimiza o custo de produção. Na minimização de custos as quantidades de insumos podem variar, ou seja, representam variáveis a serem encontradas pelo modelo. Uma vez obtida a combinação ideal de insumos e conhecendo os preços desses insumos, encontra-se o custo

⁶ Como a presente tese também procura verificar os efeitos de variáveis climáticas nos custos de produção das firmas, poderia ser utilizado outros modelos econométricos, como painel dinâmico, regressão multinível (dado que as variáveis climáticas estão ao nível de municípios) ou regressão espacial. No entanto, como a teoria da produção supõe que as firmas buscam minimizar o custo de produção, estimar uma equação estrutural como em 2.21 torna-se o modelo empírico mais coerente com os postulados teóricos. Nesse sentido, o modelo SUR é mais adequado e extensões econométricas como painel dinâmico, regressão multinível e regressão espacial são de difícil implementação ou ainda não estão disponíveis nos principais *softwares* estatísticos para modelos SUR.

mínimo de produção. O valor da eficiência econômica (EE), também denominada de eficiência custo, para k -ésima firma, é dada pela razão entre o custo mínimo e o custo observado conforme a expressão (3.2).

$$EE = \frac{\sum_i^r p_i x_i^E}{\sum_i^r p_i x_i} \quad (3.2)$$

Obtida a eficiência econômica (EE) e conhecendo a eficiência técnica (ET), pode-se calcular residualmente, a eficiência alocativa (EA) de acordo com a expressão (3.3).

$$EA = \frac{EE}{ET} \quad (3.3)$$

As eficiências técnica, econômica e alocativa assumem valores de 0 a 1, ou de 0 a 100%, sendo eficientes somente as firmas com valores iguais a 1 ou 100%.

A Figura 1 ilustra os pontos em que a firma atinge a eficiência técnica, econômica e alocativa. Nesta figura, a reta AA' é a isocusto e a curva SS' a isoquanta. Os pontos P, Q e Q' são as possíveis escolhas de insumos (x_1 e x_2) para produzir o produto (y). Firms tecnicamente eficientes produzem nos pontos sobre a isoquanta. Por outro lado, firmas economicamente eficientes produzem no ponto em que a isoquanta é tangente a isocusto. Neste ponto, a firma também será alocativa e tecnicamente eficiente.

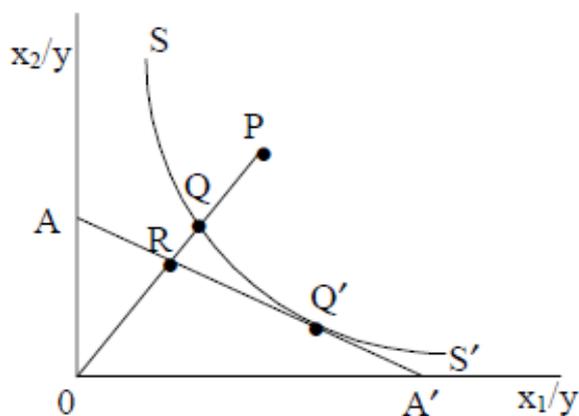


Figura 1: Representação gráfica da eficiência econômica, alocativa e técnica

Fonte: Coelli (2005).

De acordo com a Figura 1, se determinada firma produzir no ponto P, ela é ineficiente tecnicamente e essa ineficiência é representada pela distância QP, ou seja, a quantidade de insumos que pode ser reduzida, mantendo a quantidade produzida. No entanto, no ponto Q, embora a produção seja tecnicamente eficiente, ela ainda não apresenta eficiência econômica. A firma só será eficiente economicamente se além de ter eficiência técnica, minimizar os custos de produção. Na Figura 1, isso significa reduzir os custos de produção num montante

definido pelo segmento RQ até atingir o ponto Q'. No ponto Q', a firma produz a mesma quantidade, porém com eficiência alocativa e técnica, ou seja, neste ponto a firma apresenta eficiência econômica, que também pode ser encontrada ao multiplicar o valor da eficiência técnica pelo valor da eficiência alocativa. Em Q', o resultado dessa multiplicação é igual a 1 ou 100%.

Quando os preços dos insumos são diferentes para as firmas, haverá diferentes isocustos, o que pode resultar em alguma firma com eficiência alocativa, porém ineficiente técnica e economicamente. Neste caso, a eficiência econômica é uma medida mais robusta, uma vez que somente a firma com eficiência econômica usará a combinação de insumos presente no ponto Q', ou seja, a combinação ótima de insumos que minimiza o custo de produção.

Nesta tese, a eficiência técnica e econômica, e, por conseguinte, a alocativa, são estimadas por Análise Envoltória de Dados (DEA - *Data Envelopment Analysis*), orientação insumo e retornos constantes à escala. Como é necessário o preço dos insumos para estimar a eficiência econômica, foi utilizado como insumos apenas energia e trabalho, ou seja, os únicos insumos com os respectivos preços (preço da energia e salários) disponíveis na base de dados. As firmas utilizam esses insumos para produzir dois produtos, abastecimento de água e coleta de esgoto. A eficiência estimada por DEA é feita pela comparação de um conjunto de unidades produtivas conhecidas como Unidades Tomadoras de Decisão (DMUs - *Decision Making Units*), que consomem os mesmos insumos (*inputs*) para produzir os mesmos produtos (*outputs*). A única diferença entre as DMUs está nas quantidades consumidas e produzidas por cada uma. No caso da presente tese, as DMUs são as firmas prestadoras de água e esgoto.

Por se tratar de uma medida comparativa, a DEA não impõe o uso de formas funcionais e nem a estimativa de parâmetros para a construção da fronteira de possibilidades de produção. Logo a DEA se configura em um método não paramétrico. Isso possibilita que em uma mesma estimativa, insumos e produtos possuam unidades de medida diferentes e sem a necessidade de correção monetária, no caso de valores. Para mais detalhes a respeito da DEA ver Lobo e Lins (2011), Cooper et al. (2011) e Ferreira e Gomes (2012).

3.3 Fonte e tratamento de dados

A amostra utilizada corresponde a todas as firmas de saneamento presentes na base de dados do 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*)⁷. 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 ortogonalidade⁸.

As variáveis referentes às firmas de saneamento foram coletadas na base de dados do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SINIS) entre os anos de 2008 e 2013. De acordo com o Ministério das Cidades, o SINIS⁹ 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 revisão de literatura (ver Quadro 1), são as seguintes:

- *ya*: volume de água produzido (1000 m³/ano).
- *ye*: volume de esgoto coletado (1000 m³/ano).
- *quantt*: quantidade total de empregados próprios.
- *consute*: consumo total de energia elétrica (1000 KWh/ano).

⁷ Para mais detalhes sobre essa base de dados ver Dee et al. (2011).

⁸ 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.

⁹ O SINIS é uma iniciativa do governo federal e foi implementado em 1994 pelo Programa de Modernização do Setor Saneamento (PMSS), que tinha como um dos objetivos construir um sistema de informações sobre a prestação dos serviços de água e esgotos no Brasil a partir da coleta de informações das empresas estaduais e municipais de água e esgotos. A partir do ano de 2003 foi incluída na base de dados do SINIS informações sobre resíduos sólidos urbanos.

- *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) e variável utilizada para estimar economias de área.
- *q*: despesa com produtos químicos (R\$/ano).
- *c*: população total atendida com água e esgoto.
- *t*: tendência (1, 2, ..., 6).
- *invest*: investimento total em R\$/ano, que é a soma dos investimentos em abastecimento de água e esgotamento sanitário realizados pelos estados, municípios e prestadoras.
- *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, sendo *pe*, *invest*, *temp* e *precip* não controladas pelas firmas¹⁰. A variável *invest* tinha como objetivo inicial ser utilizada na construção da variável estoque de capital, como é indicado pela teoria da produção. A construção do estoque de capital é feita pelo método do inventário perpétuo. No entanto, devido ao fato do painel de dados ser desbalanceado, tal metodologia mostrou-se impraticável. Dessa forma, foi utilizado 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 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

¹⁰ 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.

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 6635¹¹ 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 ³ /ano)	6562	1,39E+04	1,17E+05	0,00	3,0E+06
<i>ye</i> (1000 m ³ /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>invest</i> (R\$/ano)	4219	1,05E+07	8,63E+07	2,00E+01	2,24E+09
<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 em SNIS.

As informações que constituem o banco de dados do SINIS são fornecidas pelas instituições responsáveis pela prestação dos serviços de água e esgotos, 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 resíduos sólidos 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, incluindo o Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), 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*.

¹¹ 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.

Assim, apesar de o SINIS ser a principal fonte de informações para avaliar o setor de saneamento no Brasil, o banco de dados apresenta problemas que devem ser levados em consideração em qualquer estudo empírico. Nesse sentido, a presente seção também tem como objetivo revisar as formas de tratamento à dados faltantes, demonstrando a importância desse tratamento em estudos econométricos.

3.3.1 O problema de dados faltantes: padrões e mecanismos

A não resposta, falta ou ausência de dados (ou em inglês *missing data*) é um dos problemas mais comuns enfrentados pelos pesquisadores, em particular, os que se dedicam às ciências sociais aplicadas, uma vez que os mesmos analisam, em geral, bases de dados secundárias. Logo, as informações contidas nestas bases não estão sob o controle do pesquisador. A presença de dados faltantes ocorre quando não há informações sobre um determinado item de um questionário ou a ausência de informações sobre uma unidade transversal, como uma pessoa ou uma empresa, por exemplo. Nesse sentido, a ausência de dados pode ocorrer tanto em bases de dados transversais quanto em longitudinais, quando não há informações sobre um indivíduo, ano ou uma combinação das duas situações.

A desistência de um ou mais indivíduos em participar da coleta de dados, a falta de cooperação, a incapacidade em responder os questionários, a recusa em prestar informações sobre questões delicadas, questões mal formuladas ou de difícil compreensão estão entre os principais fatores que levam ao problema da ausência de dados. A literatura especializada apresenta alguns métodos para lidar com este problema, entre eles: Análise de Casos Completos, Imputação Única e Imputação Múltipla. Cada um desses métodos é pormenorizado mais adiante. O mais importante agora é ter em mente que a presença de dados faltantes pode ser de fato um problema, pois uma pequena parcela de observações ausentes pode gerar estimadores inconsistentes (NUNES, KLÜCK, e FACHEL, 2010).

Antes de definir os métodos para lidar com o problema de dados faltantes é necessário saber os padrões e mecanismos da ausência de dados. De acordo com Enders (2010), um padrão de dados faltantes refere-se à configuração dos valores observados e faltantes de um conjunto de dados, enquanto os mecanismos de dados faltantes descrevem a localização dos “buracos” e não explica porque os dados estão faltando. Apesar de tais mecanismos não oferecerem uma explicação causal dos dados faltantes, eles representam relações matemáticas genéricas entre os dados observados e ausentes. A Figura 2, a seguir, mostra os principais padrões de dados faltantes, sendo que as áreas hachuradas representam a localização das observações faltantes no conjunto de dados.

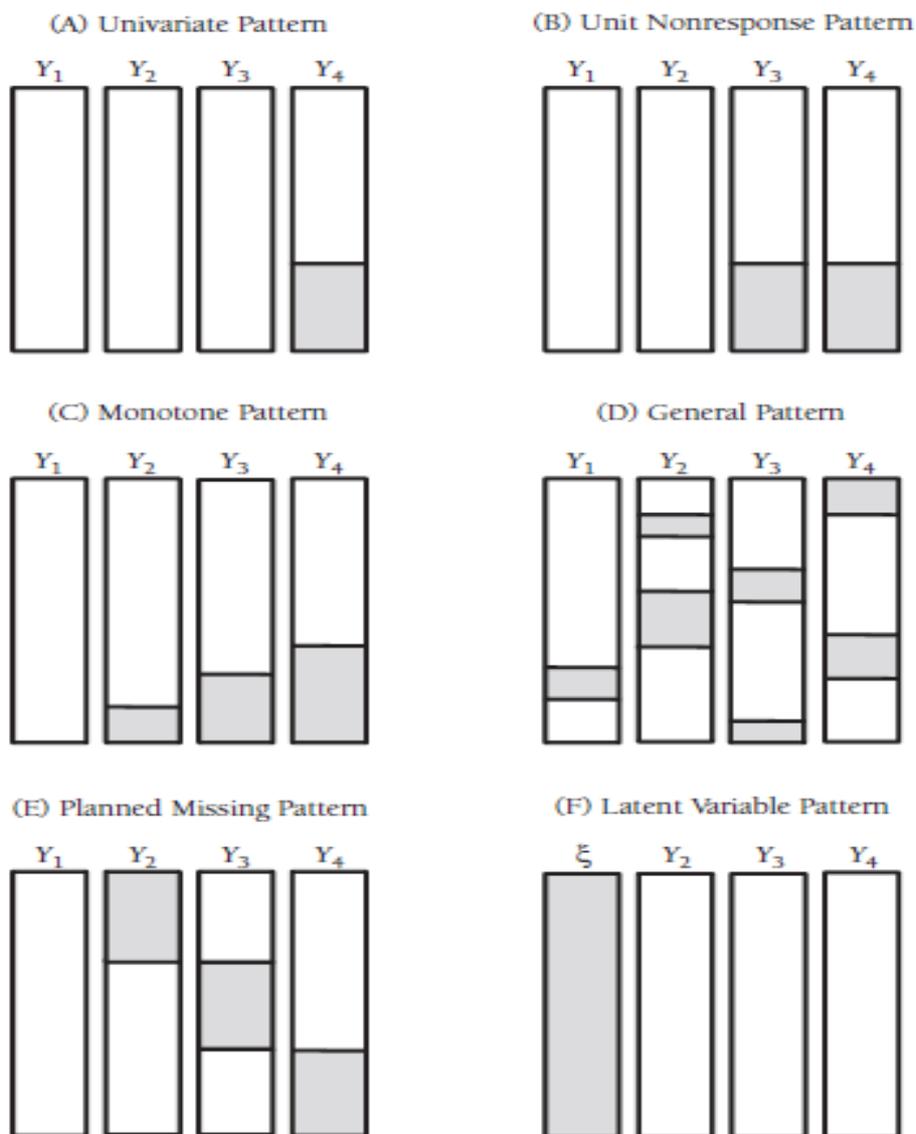


Figura 2: Principais padrões de dados em falta.

Fonte: Enders (2010).

O padrão univariado (*Univariate Pattern*) apresentado no painel A é relativamente raro, mas pode acontecer em estudos experimentais. Neste caso, a ausência de dados ocorre em uma única variável isolada (ex.: variável Y_4). O painel B exibe o padrão de não resposta unitário (*Unit Nonresponse Pattern*) comum em pesquisas do tipo *survey*, como censos, valoração contingente, pesquisas domiciliares e de opinião. A ausência ocorre quando alguns indivíduos da amostra se recusam a responder uma ou mais questões presentes no questionário. Como pode ser observado no painel B, as variáveis Y_1 e Y_2 são completas, enquanto que as variáveis Y_3 e Y_4 são incompletas, pois há observações faltantes.

O painel C apresenta o padrão monotônico (*Monotone Pattern*) que está associado principalmente a estudos em que o participante abandona, ou não é mais encontrado, como

em estudos que acompanham os indivíduos ao longo do tempo. Tal situação também é conhecida como atrito. De acordo com a Figura 2, o padrão monotônico é semelhante a uma escada, de tal forma que a proporção de ausências aumenta de uma variável para outra. O painel D, por sua vez, mostra o padrão de dados faltantes mais comum, denominado de padrão geral de dados faltantes (*General Missing Data Pattern*). Neste padrão, os dados faltantes ficam dispersos aleatoriamente ao longo da matriz de dados e em todas (ou em quase todas) as variáveis. No entanto, a aleatoriedade na maioria das vezes é apenas aparente, pois as ausências podem ser sistemáticas, isto é, pode haver uma relação entre os valores de Y_1 e a propensão para dados faltantes em Y_2 . Nesse sentido, as ausências não podem ser simplesmente ignoradas.

O padrão planejado de dados faltantes (*Planned Missing Pattern*), apresentado no painel E, é um caso particular em que as ausências de dados são intencionais. Além disso, são úteis para coletar um grande número de itens do questionário e ao mesmo tempo, reduz o esforço do respondente. Por fim, o painel F apresenta o padrão de variável latente (*Latent Variable Pattern*), que é uma exclusividade em análises de variáveis latentes, tais como modelos de equações estruturais. Nesse padrão, a ausência ocorre para amostra inteira de uma determinada variável¹².

Embora historicamente os pesquisadores tenham desenvolvido técnicas analíticas para lidar com os diferentes padrões de dados ausentes, na prática, a distinção desses padrões não é o mais importante, pois estimativas por máxima verossimilhança e a Imputação Múltipla são metodologias adequadas para praticamente qualquer padrão de dados faltantes (ENDERS, 2010). O que realmente torna-se importante na forma de se lidar com o problema de dados ausentes são os mecanismos de dados faltantes definidos por Rubin (1976).

Pode-se dizer que o trabalho de Rubin (1976) é o marco teórico no modo de se lidar com dados faltantes. De acordo com Rubin (1976), é comum na análise de dados ausentes supor implícita ou explicitamente, que o processo que causou os dados faltantes pode ser ignorado. O objetivo do trabalho de Rubin (1976) foi justamente procurar saber quando este procedimento é adequado. Para isso, o autor encontrou três tipos de mecanismos de dados faltantes que indicam como a probabilidade de um valor faltante se relaciona com os dados, se é que existe alguma relação. Tais mecanismos foram denominados de Mecanismo Aleatório (*Missing at Random – MAR*), Mecanismo Completamente Aleatório (*Missing Completely at Random – MCAR*) e Mecanismo Não Aleatório (*Missing Not at Random – MNAR*).

¹² Para mais detalhes sobre este e os outros padrões de dados faltantes ver Enders (2010).

O mecanismo que gera a ausência é aleatório (MAR) quando a probabilidade de dados faltantes na variável Y está relacionada a outra ou outras variáveis completas, ou seja, que não há ausências. No entanto, esta probabilidade não depende do valor de Y em si. O mecanismo MAR significa que existe uma relação sistemática entre uma ou mais variáveis medidas e a probabilidade de ausência de dados (ENDERS, 2010). Por exemplo, supondo que Y seja o Índice de Massa Corporal (IMC), valores faltantes do IMC podem ser maiores do que os observados se indivíduos fisicamente inativos tiverem acesso pouco frequente a seu peso (CAMARGOS et al., 2011).

O problema prático do mecanismo MAR é que não é possível confirmar que a probabilidade de ausência em Y é somente em função de outras variáveis medidas. Isso é um problema, porque os estimadores de máxima verossimilhança e métodos de Imputação Múltipla pressupõem o mecanismo MAR.

Formalmente, pode-se definir o mecanismo MAR, conforme Rubin (1976), da seguinte forma: considere uma variável (ou um conjunto de variáveis) Y dividida em dois componentes, dados observados (Y_{obs}) e dados faltantes (Y_{falt}). Além disso, assume-se uma variável binária M que indica se a observação da variável Y está ausente ou não, ou seja, $M = 1$ quando o valor é observado, e $M = 0$ quando o valor está faltante. A relação entre M e Y é que determina os mecanismos de não resposta. Assim, para o mecanismo MAR, a distribuição de probabilidades tem a seguinte configuração:

$$p(M|Y_{obs}, \phi) \quad (3.4)$$

em que $p(\cdot)$ é uma distribuição de probabilidade genérica e ϕ é um parâmetro que descreve a relação entre M e a base de dados. A expressão (3.4) mostra que a probabilidade de dados ausentes depende dos dados observados, por meio de algum parâmetro que relaciona Y_{obs} e M . Em outras palavras, a probabilidade em questão não depende dos valores ausentes na própria variável Y , ou seja, M depende de Y_{obs} mas é independente de Y_{falt} .

Por sua vez, o mecanismo que gera a ausência é completamente aleatório (MCAR) quando a probabilidade de ausência não depende das variáveis presentes no estudo, ou seja, a falta é puramente aleatória. Em termos formais, a probabilidade de ausência em uma variável Y não está relacionada a outras variáveis que foram medidas e nem aos valores de Y em si. Pode-se dizer que os dados observados em Y são uma amostra aleatória simples dos dados que seriam analisados caso não houvesse ausência em Y . O MCAR é uma condição mais restritiva do que o MAR pois assume que a ausência não está relacionada aos dados (ENDERS, 2010). Esse mecanismo é de difícil verificação prática, no entanto poderia ocorrer, por exemplo, para valores ausentes em Y decorrentes de erros de digitação

(CAMARGOS et al., 2011). Enders (2010), por outro lado, argumenta que este mecanismo pode ser verificado por meio de um teste de igualdade de médias entre os casos ausentes e observados. Isto é, basta separar os casos ausentes e os observados da variável Y e examinar as diferenças de média de cada grupo com uma determinada variável completa (sem ausências) X , por exemplo. Se não houver diferenças de médias, ou diferença significativamente pequena para a variável X entre ausentes e observados, isso significa que os dois grupos são aleatoriamente equivalentes, logo, trata-se de um MCAR.

A distribuição de probabilidades para o mecanismo MCAR pode ser definida como se segue (RUBIN, 1976):

$$p(M|\phi) \quad (3.5)$$

A expressão (3.5) indica que quando se trata de um mecanismo MCAR, a probabilidade de ausência é independente da base de dados, ou seja, M é independente dos valores observados, Y_{obs} , e também é independente dos valores ausentes, Y_{falt} . M depende apenas do parâmetro que descreve a probabilidade de ausência ϕ .

O último mecanismo de não resposta é o não aleatório (MNAR), ou seja, ocorre quando a probabilidade de ausência de dados na variável Y está relacionada aos próprios valores de Y , mesmo quando controlada por outras variáveis. Isso acontece quando os valores de Y faltantes dependem de outras variáveis não observadas, ou quando os valores de Y são tão discrepantes que o respondente tem receio em revelar. Por exemplo, no caso do IMC, um indivíduo pode tornar-se extremamente doente e, assim, deixar de participar da pesquisa, ou quando o indivíduo tem valores extremos do IMC e torna-se menos à vontade em revelar seu peso do que os demais. Assim como o mecanismo MAR, não é possível verificar se a ausência é MNAR sem conhecer os valores das variáveis ausentes (ENDERS, 2010; CAMARGOS et al., 2011). De acordo com Rubin (1976) e Enders (2010), MNAR tem a seguinte distribuição de probabilidades:

$$p(M|Y_{obs}, Y_{falt}, \phi) \quad (3.6)$$

A expressão (3.6) revela que a distribuição de probabilidades do mecanismo MNAR congrega todas as relações possíveis entre os dados faltantes e a base de dados. Nesse sentido, a probabilidade de M assumir 0 ou 1 depende tanto de Y_{obs} quanto de Y_{falt} , ou seja, a probabilidade de observações ausentes em Y pode depender de outras variáveis e também dos próprios valores de Y .

3.3.1.1 Como lidar com o problema de dados faltantes?

Como já adiantado anteriormente, existem algumas formas de contornar o problema de dados faltantes. Entre elas destacam-se a Análise de Casos Completos, a Imputação Única e a Imputação Múltipla.

O método denominado como Análise de Casos Completos consiste na exclusão de dados ausentes, ou seja, descartam-se os indivíduos e/ou anos que não têm uma ou mais informações. A vantagem desse método encontra-se na fácil aplicabilidade. Trata-se de um dos métodos mais utilizados e ao mesmo tempo pode ser o mais inadequado no tratamento de dados faltantes. A eliminação das observações ausentes exige que o mecanismo de dados faltantes seja completamente aleatório (MCAR). Dessa forma, caso essa suposição não seja válida, os estimadores serão tendenciosos. Mesmo quando o pressuposto MCAR é constatado, a exclusão de dados diminui o tamanho da amostra, reduzindo o poder dos testes estatísticos. Nesse sentido, a Análise de Casos Completos só é recomendada quando a proporção de dados faltantes é muito pequena (NUNES, KLÜCK e FACHEL, 2010; ENDERS, 2010; CAMARGOS et al., 2011).

Devido aos problemas que a Análise de Casos Completos pode causar, vários estudos têm apontado para esse método como um dos piores para lidar com dados faltantes (BROWN, 1994; ARBUCKLE, 1996; WILKINSON, 1999; WOTHKE, 2000; ENDERS e BANDALOS, 2001). Tal afirmativa impõe aos pesquisadores a necessidade de um maior cuidado no tratamento dos dados faltantes em detrimento a métodos mais convenientes.

Os métodos de imputação são mais robustos no que tange ao tratamento de dados ausentes. A imputação trata-se da substituição (imputação) das observações faltantes por algum valor de modo a se obter um banco de dados completo, sem a exclusão de dados. A imputação pode ser única, ou seja, substitui a observação faltante por uma medida de tendência central (média ou mediana) das observações presentes ou pelo valor do vizinho mais próximo, ou pode-se utilizar a Imputação Múltipla, que consiste em m imputações de cada dado ausente.

Na Imputação Única, apenas um valor será substituído em cada ponto de dados ausentes, por isso, este tipo de imputação é denominada de única. Isso difere da Imputação Múltipla, que gera várias cópias do conjunto de dados com observações ausentes, e cada uma dessas cópias, substitui os valores faltantes por um valor diferente. A imputação é uma estratégia atraente pois gera uma base de dados completa e sem nenhum descarte (ENDERS, 2010). Entre as técnicas de Imputação Única destacam-se a imputação pela média (ou

mediana), imputação por regressão, imputação pela última observação reportada para frente¹³ e imputação por regressão estocástica.

A imputação pela média aritmética (ou mediana) consiste no preenchimento dos valores ausentes com a média aritmética das observações disponíveis. Trata-se de uma das técnicas mais antigas e convenientes de imputação. A escolha da medida de tendência central (média ou mediana) depende das características das observações presentes. Isto é, na presença de valores discrepantes (*outliers*) ou de distribuição assimétrica, a mediana é mais recomendada, dado que esta medida é mais robusta nessas situações (MACIEL, 2012). Embora conveniente, pois gera uma base de dados completa e sem descarte, a imputação pela média (ou mediana) distorce seriamente as estimativas dos parâmetros, mesmo quando mecanismo de ausência é MCAR. Nesse sentido, imputar valores por meio de medidas de tendência central reduz a variabilidade dos dados, subestimando a variância e o desvio padrão (NUNES, KLÜCK, e FACHEL, 2010; ENDERS, 2010; MACIEL, 2012).

A imputação por regressão ou imputação pela média condicional substitui os valores ausentes pelos valores preditos a partir de uma regressão, na qual a variável dependente apresenta observações faltantes e as variáveis explicativas são completas. A ideia básica dessa abordagem é utilizar as informações das variáveis completas para preencher as variáveis incompletas, uma vez que as variáveis tendem a ser correlacionadas. Apesar da imputação por regressão ser tecnicamente superior a imputação pela média, ela também apresenta problemas semelhantes. Como os valores preenchidos não têm a mesma variabilidade quando comparados ao caso em que os dados estivessem completos, isso subestima as variâncias e covariâncias. Além disso, os valores imputados terão alta correlação com as demais variáveis, o que pode superestimar as correlações e o coeficiente de determinação, mesmo quando o mecanismo de dados faltantes é MCAR (ENDERS, 2010).

A imputação pela última observação reportada para frente (*Last Observation Carried Forward*) é uma técnica aplicada especificamente a dados longitudinais. Tal técnica imputa o valor faltante repetindo a observação que imediatamente precede o valor faltante. Assim, num painel de dados em que o recorte temporal encontra-se entre 2000-2006, supondo que há ausências nos anos de 2004 e 2005 para um determinado indivíduo, a imputação pela última observação reportada para frente consiste em preencher tais períodos faltantes pelo ano de 2003, ou seja, o último ano observado antes da ausência. Uma extensão dessa abordagem é a imputação pela próxima observação reportada para trás (*Next Observation Carried*

¹³ Também conhecida como imputação pela última observação subsequente.

Backward), que no caso do exemplo, seria repetir para os anos faltantes o valor observado em 2006, ou seja, o próximo ano presente. Esta técnica de imputação, assume, portanto, que as substituições não mudam ao longo do tempo, produzindo uma estimativa conservadora das diferenças entre os indivíduos. A direção e a magnitude do viés são difíceis de prever e dependem de características específicas dos dados, mas ao considerar a última ou a próxima observação literalmente é susceptível de produzir estimadores distorcidos, mesmo quando os dados são MCAR (MOLENBERGHS et al., 2004; ENDERS, 2010; MACIEL, 2012).

Assim como a imputação por regressão, a imputação por regressão estocástica também utiliza a regressão para prever as variáveis incompletas por meio das variáveis completas. No entanto, considera uma etapa extra no processo de imputação, isto é, em cada imputação predita, um termo residual normalmente distribuído é levado em consideração. O acréscimo dos resíduos aos valores imputados restaura a variabilidade perdida para os dados e elimina os vieses associados aos esquemas de imputação por regressão padrão. A imputação por regressão estocástica é o único procedimento de Imputação Única que fornece estimadores consistentes quando o mecanismo de dados ausentes é MAR. No entanto, tal método torna-se bastante complexo quando se trata de imputação multivariada, ou seja, quando há mais de uma variável com dados faltantes (ENDERS, 2010).

Como destacam Nunes, Klück e Fachel (2010) e Enders (2010) a imputação de dados é uma abordagem atraente, pois produz um conjunto completo de dados, com um maior número de observações. Nesse sentido, a Imputação Única é bastante conveniente, uma vez que trata-se de uma estratégia relativamente simples de imputação. Embora, aparentemente vantajosa, a Imputação Única tem limitações potencialmente graves. A maioria das técnicas analisadas até aqui produz estimadores tendenciosos, mesmo em uma situação ideal onde os dados são MCAR. Além disso, as técnicas de Imputação Única subestimam os erros-padrão. A imputação por regressão estocástica é a única exceção, pois é a única abordagem que produz estimadores consistentes com dados MAR.

Intuitivamente, valores ausentes devem aumentar os erros-padrão, pois os mesmos adicionam outra camada de ruído para as estimativas dos parâmetros. No entanto, a análise de um único conjunto de dados imputados, efetivamente, trata os valores preenchidos como dados reais, de modo que mesmo utilizando a melhor técnica de Imputação Única, ou seja, a imputação por regressão estocástica, o erro padrão será subestimado. A imputação múltipla, por outro lado, não sofre com esse problema, uma vez que ajusta apropriadamente os erros padrão para dados ausentes. Devido as suas desvantagens importantes, a Imputação Única é muito pouco recomendada (ENDERS, 2010).

Por outro lado, a Imputação Múltipla foi desenvolvida por Rubin (1978, 1987) na década de 1970 com objetivo de superar as deficiências dos métodos tradicionais. Este método consiste na realização de m imputações, ou seja, cada observação ausente é imputada m (sendo $m > 1$) vezes, formando m bases de dados completas que podem ter diferentes valores imputados. Estas m bases são combinadas por meio de média aritmética simples para obter estimativas globais e erros padrão que refletem a incerteza sobre o valor a ser imputado, bem como a variação de amostras finitas. De acordo com Schafer e Graham (2002) a Imputação Múltipla é o atual “estado da arte” no que tange o modo de lidar com dados ausentes. Comparada as demais técnicas tradicionais, a Imputação Múltipla é teoricamente atraente pois exige suposições mais fracas sobre a causa dos dados faltantes. Em outras palavras, isso quer dizer que tal técnica produz estimativas de parâmetros com menos viés e maior poder de teste. Como destaca Rubin (1987) a imputação múltipla retém as virtudes da imputação única e corrige as suas principais falhas.

A Imputação Múltipla pode ser univariada ou multivariada. O caso univariado ocorre quando apenas uma variável está sendo imputada. Neste caso, todas as variáveis preditoras são completas. Por outro lado, no caso multivariado, várias variáveis estão sendo imputadas ao mesmo tempo. Nesse caso, a primeira variável imputada torna-se preditora para as demais, esse procedimento é conhecido como *regression switching* (VAN BUUREN, BOSHUIZEN e KNOOK, 1999).

De acordo com Camargos et al. (2011), a Imputação Múltipla pode ser entendida da seguinte forma: suponha uma base de dados em que observações da variável X_1 estejam faltantes e que outras variáveis sejam completamente observadas. O processo de imputação e análise dos dados pode ser separado em quatro etapas.

- Etapa 1(modelo de imputação): uma vez determinadas as variáveis que serão utilizadas no processo de imputação busca-se, para cada observação ausente da variável X_1 , valores plausíveis para o processo de imputação. Em outras palavras, procura-se analisar a distribuição dos valores observados de X_1 para indivíduos com mesmo perfil daquela observação ausente. A estimativa da distribuição preditiva de X_1 é condicionada as variáveis selecionadas (denominadas preditoras de X_1), seguindo uma abordagem bayesiana.
- Etapa 2: cada observação faltante é substituída (imputada) por m valores aleatoriamente amostrados da distribuição condicional preditiva. Esse procedimento constrói ao final m versões completas da base de dados.

- Etapa 3 (análise): cada uma das m bases de dados são analisadas pelos métodos habituais de bases completas.
- Etapa 4: os resultados dessas análises são combinados linearmente gerando uma única base de dados completa (ver Figura 3). Essa combinação produz estimativas que levam em consideração a incerteza dos valores imputados de acordo com as Regras de Rubin.

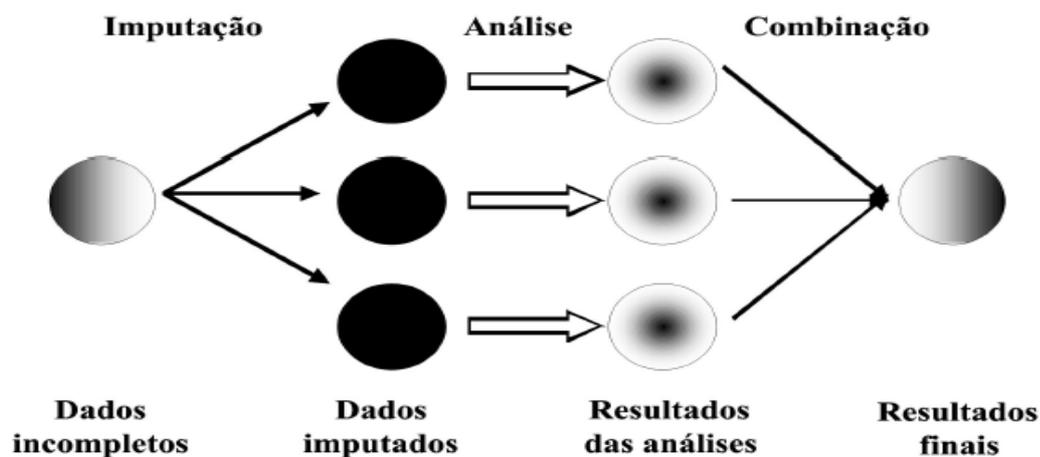


Figura 3: Etapas da Imputação Múltipla

Fonte: Nunes et al. (2010).

Uma das principais vantagens da Imputação Múltipla é que a mesma permite incorporar a incerteza com respeito aos valores a serem imputados. Esta incerteza é de dois tipos: variabilidade da amostragem, supondo que as razões da ausência são conhecidas e a variabilidade devido à incerteza sobre as razões da ausência. As m ($m > 1$) imputações refletem a variabilidade da amostragem e a incerteza sobre as razões da ausência. Além dessa vantagem básica, a Imputação Múltipla possui outras três importantes vantagens com relação as técnicas de Imputação Única. Primeiro, quando as imputações são aleatórias, os estimadores tornam-se mais eficientes. Segundo, como são realizadas m imputações, as inferências refletem essa variabilidade adicional. Por fim, a terceira vantagem da Imputação Múltipla é que ao gerar repetidas imputações de forma aleatória sob mais de um modelo, isso permite a análise direta da sensibilidade das inferências em diferentes modelos de não resposta, utilizando métodos de dados completos (RUBIN, 1987).

Para a determinação das variáveis que constituirão o modelo de imputação, isto é, as variáveis predictoras ou de previsão que servirão de insumos para o processo de imputação da

variável com observações ausentes, van Buuren, Boshuizen e Knook (1999) sugerem como regra geral, utilizar todas as informações disponíveis. Isso significa que o número de variáveis preditoras deve ser tão grande quanto possível, o que possibilita múltiplas imputações com viés mínimo e segurança máxima. A literatura tem observado que a inclusão de tantas variáveis preditoras quanto possível tende a fazer a suposição MAR mais plausível, reduzindo a necessidade de fazer ajustes especiais para mecanismos NMAR.

O número de imputações, m , é determinado de acordo com a proporção de observações ausentes na base de dados e a eficiência que se deseja obter. A eficiência de uma estimativa baseada em m imputações é $(1 + \lambda/m)^{-1}$, em que λ é a proporção de dados ausentes. Assim, em uma situação em que 50% das observações estão faltantes e com um nível de eficiência de 95%, m será igual a 10 imputações¹⁴ (RUBIN, 1987; SCHAFER e GRAHAM, 2002). Em geral, na literatura especializada, $m = 5$ é a escolha mais tradicional, pois a experiência tem mostrado que tal escolha é suficiente para que os resultados sejam estaticamente eficientes (VAN BUUREN, BOSHUIZEN e KNOOK, 1999; ROYSTON, 2004).

O procedimento de combinar as m estimativas também é conhecido como Regras de Rubin (SCHAFER e GRAHAM, 2002; NUNES et al., 2010). Isto é, em cada uma das m análises estima-se um parâmetro de interesse Q , em que Q_j para $j=1,2, \dots, m$, sendo Q um escalar qualquer, como média, coeficiente de regressão, etc. De acordo com as regras de Rubin (1987), a estimativa geral é igual a média das m estimativas individuais de acordo com a expressão (3.7).

$$\bar{Q} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \hat{Q}_j \quad (3.7)$$

A incerteza perante a estimativa de Q é dividida em duas partes: a variância dentro das imputações (U) e entre as imputações (B), conforme as expressões (3.8) e (3.9).

$$\bar{U} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \hat{U}_j \quad (3.8)$$

$$B = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m (\hat{Q}_j - \bar{Q})^2 \quad (3.9)$$

¹⁴ $(1+0,5/m)^{-1} = 0,95; m = 10$.

A variância global (T) é uma combinação das duas variâncias apresentadas, conforme a expressão (3.10).

$$T = \bar{U} + \left(1 + \frac{1}{m}\right)B \quad (3.10)$$

A raiz quadrada de T é o erro padrão global. Rubin (1987) recomenda a distribuição t de Student para testes de hipótese e intervalos de confiança com ν graus de liberdade, em que ν é definido pela expressão (3.11).

$$\nu = (m - 1) \left[1 + \frac{\bar{U}}{\left(1 + \frac{1}{m}\right)B} \right]^2 \quad (3.11)$$

De acordo com a literatura, a imputação múltipla é considerada a técnica mais adequada para lidar com dados faltantes. No entanto, embora essa técnica seja mais robusta, há uma limitação computacional para este tipo de imputação em modelos SUR, não sendo possível sua estimação. O algoritmo necessário para tal procedimento ainda não foi implementando nos principais *softwares* estatísticos. Dessa forma, foi realizada imputação única multivariada por meio da técnica de imputação MICE (*Multivariate Imputation via Chained Equations*). O 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 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.

A próxima seção apresenta os resultados estimados dos modelos paramétrico e não paramétrico. Primeiro, mostra-se os parâmetros estimados e o grau de ajustamento dos modelos de equações aparentemente não relacionadas (SUR). Segundo, é realizada uma análise dos resultados encontrados para economias de escala, escopo, densidade, área e os efeitos de variáveis climáticas sobre os custos de produção em firmas pequenas, médias e grandes, bem como a análise dos efeitos de variáveis climáticas para as regiões brasileiras. Por fim, são analisados os resultados da eficiência econômica de firmas prestadoras de água e esgoto.

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 2.21) 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. O Apêndice I também apresenta os resultados para os modelos SUR-*pooled* e SUR-W Imputado. Nos dois primeiros modelos (SUR-W e SUR-*pooled*), 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. Como pode ser visto na Figura 4 a base de dados apresenta um número significativo de dados ausentes com padrão muito semelhante ao padrão geral de dados faltantes ou monotônico devido ao fato do painel ser desbalanceado (ver Figura 2).

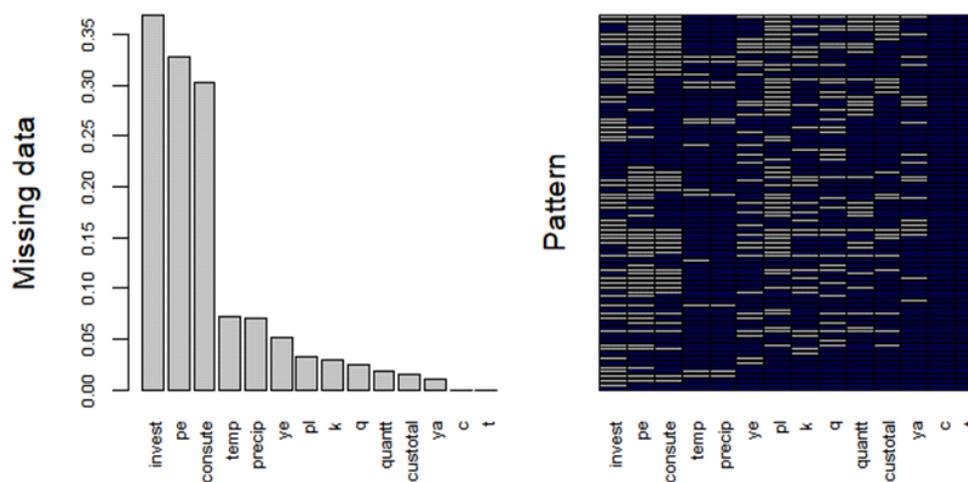


Figura 4: Padrão de dados faltantes na base de dados¹⁵

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com exceção das variáveis tendência (*t*) e número de pessoas atendidas (*c*) há dados faltantes em todas as variáveis. A variável investimento (*invest*) é a que apresenta o maior número de dados em falta, cerca de 36% das observações dessa variável está ausente. Como

¹⁵ O gráfico da esquerda mostra o percentual de observações faltantes em relação ao total de observações para cada variável. O gráfico da direita mostra o padrão de dados faltantes na base de dados, sendo em azul as observações presentes e em amarelo as observações faltantes.

explicado anteriormente, a variável (*invest*) seria utilizada para a construção da variável estoque de capital por meio do método do inventário perpétuo. No entanto, além de apresentar muitos dados faltantes, o fato de o painel de dados ser desbalanceado¹⁶ impediu a construção da variável estoque de capital por este método. Por esse motivo, foi utilizado como *proxy* de estoque de capital a variável extensão da rede (*k*). Em seguida, as variáveis que mais apresentam dados faltantes são as variáveis preço da energia (*pe*) e consumo total de energia (*consute*), tendo aproximadamente 33% e 32% de ausências respectivamente. As demais variáveis possuem menos de 7% de dados em falta. Apesar da proporção relativamente elevada de dados faltantes nas variáveis (*pe*) e (*consute*), isso não é impedimento à imputação. Como destaca Royston (2004), embora não exista uma regra prática, não é aconselhável imputar valores para variáveis em que a proporção de observações em falta exceda 50%. Como no modelo SUR não é possível realizar a imputação múltipla, foi realizada imputação única multivariada, mantendo assim, o número de observações inicial.

A finalidade de estimar diferentes modelos (SUR-*pooled*, SUR-W e SUR-W Imputado) é verificar a sensibilidade do modelo econométrico em diferentes especificações, 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. Logo, o modelo SUR é o mais apropriado para os dados observados.

4.2 Economias de escala, escopo, densidade, área e impactos climáticos

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

¹⁶ Quando o painel é desbalanceado pode haver o viés estatístico denominado atrito. Este viés pode ser corrigido ao impor no modelo de regressão um peso construído pelo inverso da probabilidade de ser um caso completo. No entanto, para o modelo SUR não é possível impor este peso. Para mais detalhes sobre a ponderação pelo inverso da probabilidade ver Seaman e White (2011) e Lewin (2018).

expressões (2.4) a (2.9) 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 pessoas¹⁷. Devido à ampla utilização de bases de dados com casos completos, ou seja, com a exclusão de dados em falta, os modelos SUR-*pooled* e SUR-W têm como objetivo verificar os valores das estimativas nestas circunstâncias, comparando-os com o modelo imputado (SUR-W Imputado).

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.

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, 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*.

¹⁷ Esses tamanhos de firma correspondem as seguintes quantidades médias produzidas de água e esgoto em 1000 m³/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>
Modelo SUR-Pooled	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>
Modelo SUR-W	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>
Modelo SUR-W Imputado	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%.

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. 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 também mostra os resultados para o modelo de efeitos fixos imputado (modelo SUR-W Imputado). Ao comparar este modelo com o 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 na presente tese 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 desta tese com o único estudo encontrado para o Brasil, o estudo de Nauges e Berg (2008), verifica-se que eles divergem. Porém, a amostra desse estudo é de apenas 27 firmas brasileiras de saneamento, o que é pouco representativo. Por outro lado, os resultados econômicos desta tese, convergem com o estudo de Ferro et al. (2010), que embora não tenha estudado o Brasil, analisa vários outros países da América Latina.

Como os resultados encontrados na presente tese demonstram a existência de economias de escala, densidade e área, a implicação econômica disso é a consolidação das firmas do setor de saneamento no Brasil. Em outras palavras, isso quer dizer que a união de duas ou mais firmas, atuando regionalmente, é mais custo-efetivo do que manter o setor fragmentado. A consolidação das firmas aumentará a produção fazendo com que as economias de escala, densidade e área sejam aproveitadas, incrementando assim, a eficiência do setor. No Brasil, 97,5% das firmas de saneamento são locais, ou seja, atuam em apenas um município, fazendo com economias de escala não sejam aproveitadas. Nesse sentido, as políticas públicas e os investimentos no setor de saneamento devem ser direcionados para a consolidação das firmas. A união das firmas permitirá expandir a produção, e por conseguinte, o número de pessoas atendidas, a um custo médio decrescente. Ao ampliar o acesso das pessoas aos serviços de água e esgoto, isso potencializará as inúmeras externalidades positivas que esses serviços oferecem.

Além dos aspectos econômicos até agora analisados, a presente tese também tem como objetivo 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, vários municípios enfrentam problemas de escassez drástica de água em seus reservatórios em função da redução do volume de chuvas.

No estado de Minas Gerais, por exemplo, 265 municípios decretaram situação de emergência em decorrência da escassez de água. Em alguns desses municípios, o racionamento (interrupção do fornecimento) de água pode chegar a 48 horas semanais (ESTADO DE MINAS, 2017). Esta situação adversa não se resume aos municípios pequenos. A capital do país, Brasília-DF, enfrenta a primeira crise hídrica de sua história, com racionamento de água semanal de 24 horas. A região metropolitana de São Paulo, região mais populosa do Brasil, também enfrentou uma forte escassez de água entre 2014 e 2016, racionando o seu abastecimento.

Evidentemente, além dos transtornos causados pela interrupção do fornecimento de água, a redução dos reservatórios decorrente da queda do volume de chuvas, também pode afetar os custos variáveis das prestadoras de água. As firmas terão que se adaptar ao cenário de escassez e procurar alternativas para a captação e fornecimento de água. No caso de Brasília-DF, por exemplo, a Companhia de Saneamento do Distrito Federal (Caesb), teve um gasto de cerca de R\$ 62 milhões para captar água do Lago Paranoá e do subsistema do Bananal (G1, 2017), gasto que não seria realizado caso não houvesse escassez hídrica nos demais reservatórios da companhia. Diante destes fatos, é plausível supor que variáveis climáticas podem impactar os custos variáveis das firmas de saneamento.

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 quer dizer 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. De qualquer forma, como a relação negativa para firmas pequenas não prevaleceu em todos os modelos estimados, esta interpretação deve ser vista com ressalvas, o que indica a necessidade de mais estudos nesta área.

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. Novamente, 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>
Modelo SUR-Pooled	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)
		<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>
Modelo SUR-W	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)
		<i>Norte (N=375)</i>	<i>Nordeste (N=1109)</i>	<i>Cent.-Oeste (N=716)</i>	<i>Sudeste (N=2999)</i>	<i>Sul (N=1436)</i>
Modelo SUR-W Imputado	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%.

4.3 Análise da eficiência econômica

Como visto na seção 3.2, quando há informações sobre os preços dos insumos, é possível calcular a eficiência econômica das firmas, também chamada de eficiência custo. O objetivo é encontrar as quantidades ótimas de insumos que minimizam os custos de produção. A Tabela 4, mostra os resultados encontrados para as eficiências técnica, econômica e alocativa, bem como o ranque baseado na eficiência econômica e os alvos (movimento radial) que as firmas devem atingir para se tornarem eficientes economicamente.

Como para calcular o valor da eficiência econômica é necessário o preço dos insumos, o modelo estimado utilizou apenas dois insumos, trabalho e energia, para produzir dois produtos, água e esgoto. O preço do trabalho é o salário e o preço da energia é o valor pago pela firma por cada unidade de energia. A amostra utilizada corresponde somente as firmas que produzem água e esgoto para o ano de 2013, o ano mais recente disponível, com 443 observações no total. A razão dessa amostra, se deve ao fato de o *software* utilizado não estimar a eficiência econômica ao longo do tempo, além disso, a Análise Envoltória de Dados (DEA) não permite valores zero, por isso, não foi incluído no modelo de eficiência firmas que produzem somente água ou somente esgoto.

A Tabela 4 mostra que das 443 firmas prestadoras de água e esgoto analisadas, apenas 4 são eficientes economicamente. Duas localizadas no estado do Pará (A e D), uma em São Paulo (B) e uma em Minas Gerais (C). Essas firmas têm como características comuns a abrangência, todas são firmas locais, ou seja, prestam serviços em apenas um município. No que se refere à natureza jurídica das firmas eficientes, a firma D é uma autarquia, as demais (A, B e C) são da administração pública direta. A eficiência econômica média das 10 firmas mais bem posicionadas no ranque é de 0,808, ou 80,8%, enquanto as 10 últimas colocadas possuem eficiência econômica média de apenas 0,046, ou 4,6%. Com relação a estas últimas (firmas de K a T), todas são firmas locais, 80% são da administração pública direta e 20% são autarquias.

Tabela 4: Ranque de eficiência econômica e movimento radial para firmas de água e esgoto em 2013

Firma	Município	Estado	Ranque	Eficiência Econômica	Eficiência Técnica	Eficiência Alocativa	% Trabalho	% Energia
A	Ourilândia do Norte	PA	1	1.000	1.000	1.000	0.00	0.00
B	Ribeirão Bonito	SP	1	1.000	1.000	1.000	0.00	0.00
C	Jaguaraçu	MG	1	1.000	1.000	1.000	0.00	0.00
D	Redenção	PA	1	1.000	1.000	1.000	0.00	0.00
E	Barcarena	PA	2	0.604	0.621	0.971	-37.50	-42.43
F	Pocrane	MG	3	0.579	1.000	0.579	-55.56	617.96
G	Itatiaia	RJ	4	0.513	0.537	0.956	-50.00	-38.66
H	Rio de Janeiro	RJ	5	0.491	0.495	0.992	-55.21	-33.02
I	Natalândia	MG	6	0.468	1.000	0.468	100.00	-96.04
J	Catalão	GO	7	0.416	0.424	0.982	-75.68	-2.80
:	:	:	:	:	:	:	:	:
K	Argirita	MG	434	0.038	0.045	0.856	-85.71	-97.55
L	Barbacena	MG	435	0.038	0.044	0.871	-95.45	-98.40
M	Inhaúma	MG	436	0.034	0.038	0.882	-95.45	-97.93
N	Doutor Ricardo	RS	437	0.033	0.077	0.425	0.00	-99.59
O	Couto de M. Minas	MG	438	0.033	0.048	0.698	-90.00	-98.28
P	Itacajá	TO	439	0.032	0.036	0.878	-94.44	-98.24
Q	Salgadinho	PB	440	0.030	0.041	0.751	-66.67	-98.52
R	Ipiaçu	MG	441	0.030	0.068	0.434	-85.71	-99.41
S	Santo Afonso	MT	442	0.024	0.047	0.518	-75.00	-99.50
T	Senador José Bento	MG	443	0.020	0.020	0.997	-75.00	-98.17
Média				0.151	0.195	0.806	-78.42	-91.77

Fonte: Resultados da pesquisa.

De modo geral, os resultados revelam valores muito baixos tanto para eficiência econômica (média de 15,1%) quanto para a eficiência técnica (média de 19,5%). Isso significa que, para as firmas se tornarem eficientes economicamente, elas devem reduzir, em média, o número de empregados em 78,42%¹⁸ e a quantidade consumida de energia em 91,77%. Esses valores elevados para o ajuste dos insumos se justificam pelo fato de que, em geral, as firmas possuem valores muito baixos de eficiência econômica, a segunda colada no ranque (firma E), por exemplo, possui eficiência econômica de apenas 60,4%, por isso os ajustes são tão elevados. De qualquer forma, embora não se possa fazer uma comparação direta com os modelos paramétricos estimados na seção 4.2, dado que são metodologias diferentes, os resultados encontrados para eficiência econômica são coerentes com os resultados anteriores, uma vez que foram encontrados elevados valores (baixos coeficientes estimados) para economias de escala.

¹⁸ Valor ajustado para números inteiros de trabalhadores.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A provisão de saneamento adequado, ou seja, abastecimento de água potável e coleta de esgoto, é importante para o bem-estar social. Saneamento adequado permite maior acesso da população a esses serviços, o que atenua a desigualdade, reduz a disseminação de doenças de vinculação hídrica, diminuindo a incidência de mortalidade infantil, e agrega valor a outras atividades como o turismo. Apesar de tantas externalidades positivas, o Brasil atualmente, ainda não garantiu o acesso universal da população a serviços adequados de saneamento.

O setor de saneamento no Brasil é caracterizado por elevados déficits. Aproximadamente 27% da população brasileira não têm acesso ao serviço de abastecimento de água e quase metade da população ainda não tem acesso ao serviço de esgotamento sanitário. Além dos problemas de acesso aos serviços de saneamento, a infraestrutura de água é altamente ineficiente, pois em média, cerca de 37% da água é perdida no processo de distribuição. Para piorar esta situação, vários municípios brasileiros estão enfrentando problemas sérios de escassez de água em seus reservatórios, em decorrência de longos períodos de seca, reduzindo a capacidade de abastecimento de água.

Uma das razões para tantos problemas no setor de saneamento no Brasil é que o conhecimento profundo da estrutura econômica do setor ainda é incipiente, o que pode estar contribuindo para menores iniciativas de investimento e ineficiência na prestação dos serviços. Além disso, o setor é altamente fragmentado, ou seja, 97,5% das firmas de saneamento são locais, ou seja, prestam serviços em apenas um município. Essa característica pode acarretar em produção relativamente baixa, fazendo com que economias de escala não sejam aproveitadas. Assim, diante dessas questões a presente tese buscou responder se a consolidação das firmas é custo-efetiva e verificar os efeitos de variáveis climáticas nos custos das firmas de saneamento no Brasil.

A função custo estimada tem a forma funcional de uma Leontief Generalizada Quadrática (LGQ). Essa forma funcional tem várias vantagens, pois não impõe determinada elasticidade substituição e nem proporções fixas, e lida bem com modelos multiprodutos, em que determinado produto pode ter produção zero por alguma firma. A LGQ foi estimada por equações aparentemente não relacionadas (SUR) com efeitos fixos (*within transformation*), uma vez que utilizaram-se dados em painel, o que foi denominado aqui como modelo SUR-W. Além disso, devido ao problema de dados faltantes, também foi estimado um modelo imputado, denominado como SUR-W Imputado.

Os resultados para o modelo SUR-W e SUR-W Imputado mostraram economias de escala, estatisticamente significativas para firmas pequenas, médias e grandes. Isso quer dizer que, 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, pode levar a maior eficiência produtiva. Como também foi verificado a presença de economias de rede (ou área) 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. Isso significa que não há nem deseconomias e nem economias de 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, 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 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. Nesse sentido, 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 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.

O presente estudo também estimou a eficiência econômica das firmas prestadoras de água e esgoto. Os resultados mostram que a eficiência econômica é muito baixa para as firmas analisadas. Tal resultado não é surpreendente dado que as economias de escala também são elevadas (coeficientes estimados baixos) e que mais de um terço da água distribuída é perdida. No entanto, este resultado vai na contramão do que prevê a Lei do Saneamento que tem como princípios fundamentais a eficiência e a sustentabilidade econômica. Nesse sentido, os resultados encontrados na presente tese demonstram que a Lei é altamente ineficaz e que muito ainda precisa ser feito no setor de saneamento no Brasil.

Contudo, a presente tese 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 da tese são: i. 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 ii. a imputação, como tratamento de dados faltantes, um dos principais problemas na base de dados do SNIS.

Como pesquisa futura, sugere-se avaliar a necessidade de utilizar um modelo estrutural para verificar economias de escala, escopo, densidade e área. Caso não seja necessário, pode-se estimar a função custo sem as demandas condicionadas de fatores. Isso permitiria que a LGQ seja estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os ganhos estatísticos seriam relevantes, pois no modelo imputado poderia ser utilizada a imputação múltipla.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANGRIST, J.; KRUEGER, A. B. Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments. **National Bureau of Economic Research**, 2001.

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.

ARBUCKLE, J. L. Full information estimation in the presence of incomplete data. In: G. A. MARCOULIDES e R. E. SCHUMACKER (Eds.), **Advanced structural equation modeling** (pp. 243–277). Mahwah, NJ: Erlbaum, 1996.

ARROW, K. J., CHENERY, H. B., MINHAS, B. S., SOLOW, R. M. Capital-labor substitution and economic efficiency. **The Review of Economics and Statistics**, p. 225-250, 1961.

ASHTON, J. **Economies of scale, economies of capital utilization and capital utilization in the English and welsh water company**. School of Finance and Law. Bournemouth University, Working Papers Series, 1999.

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.

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.

BRASIL. LEI, Nº. 11.445, de 5 de janeiro de 2007. Estabelece diretrizes nacionais para o saneamento básico. Brasília, 2007.

BROWN, R. L. Efficacy of the indirect approach for estimating structural equation models with missing data: A comparison of five methods. **Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal**, v. 1, n. 4, p. 287-316, 1994.

BYRNES, P.; GROSSKOPF, S.; HAYES, K. Efficiency and ownership: further evidence. **The Review of Economics and Statistics**, p. 337-341, 1986.

CAMARGOS, V. P.; CÉSAR, C. C.; CAIAFFA, W. T.; XAVIER, C. C.; PROIETTI, F. A. Imputação múltipla e análise de casos completos em modelos de regressão logística: uma avaliação prática do impacto das perdas em covariáveis. **Cad. Saúde Pública**, v. 27, n. 12, p. 2299-313, 2011.

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.

CARMO, C. M.; TÁVORA JR, J. L. Avaliação da eficiência técnica das empresas de saneamento brasileiras utilizando a metodologia DEA. **ANPEC: Porto Seguro**, 2003.

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.

CNI. Confederação Nacional da Indústria. **Comparações internacionais: uma agenda de soluções para os desafios do saneamento brasileiro**. Brasília: CNI, 2017.

COBB, C.; DOUGLAS, P. A theory of production. **American Economic Review**, v.18, p. 139-165, 1928.

COELLI, T.; RAO, P. and BATTESE, G. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. 2nd ed., Kluwer, Boston. 2005.

COOPER, W. W.; SEIFORD, L. M.; ZHU, J. **Handbook on Data Envelopment Analyses**. Springer, 2011. 524 p.

CORTON, M. L. Sector fragmentation and aggregation of service provision in the water industry. **Journal of Productivity Analysis**, v. 35, n. 2, p. 159-169, 2011.

CRAIN, W. Mark; ZARDKOOHI, Asghar. A test of the property-rights theory of the firm: water utilities in the United States. **The Journal of Law and Economics**, v. 21, n. 2, p. 395-408, 1978.

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, 2014.

BESLEPKINA; I. V.; ALFONS, G. T. M. O. L.; OSKAM, A. J. Effects of subsidies in Russian dairy farming. **Agricultural Economics**, v. 33, p. 277–288, 2005.

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.

ENDERS, C. K.; BANDALOS, D. L. The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. **Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal**, v. 8, n. 3, p. 430-457, 2001.

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>. Acesso em: 20 nov. 2017.

FEIGENBAUM, S.; TEEPLES, R. Public versus private water delivery: a hedonic cost approach. **The review of Economics and Statistics**, p. 672-678, 1983.

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.

FERREIRA, C. M. C., GOMES, A. P. **Introdução à análise envoltória de dados**: teoria, modelos e aplicações. Viçosa: Editora UFV, 2009. 389 p.

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.

FISHER, R. A. The influence of rainfall on the yield of wheat at Rothamsted. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London**. Series B, Containing Papers of a Biological Character, v. 213, p. 89-142, 1925.

FORD, J. L.; WARFORD, J. J. Cost functions for the water industry. **The Journal of Industrial Economics**, p. 53-63, 1969.

FOX, W. F.; HOFER, R. A. Using homothetic composed error frontiers to measure water utility efficiency. **Southern Economic Journal**, p. 461-477, 1986.

FRAQUELLI, G.; GIANDRONE, R. Reforming the wastewater treatment sector in Italy: Implications of plant size, structure, and scale economies. **Water Resources Research**, v. 39, n. 10, 2003.

G1. **Obras da Caesb aumentam captação em 16,5%, mas devem encarecer água no DF**. 2017. Disponível em < <https://g1.globo.com/df/distrito-federal/noticia/obras-da-caesb-aumentam-captacao-em-165-mas-devem-encarecer-agua-no-df.ghtml> >. Acesso em: 20 nov. 2017.

GALVÃO JR, A. C; PAGANINI, W. S. Aspectos conceituais da regulação dos serviços de água e esgoto no Brasil. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 14, n. 1, p. 79-88, 2009.

GOMES, M. F. M.; ROSADO, P. L. Mudança na produtividade dos fatores de produção da cafeicultura nas principais regiões produtoras do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 43, n. 4, p. 633-654, 2005.

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

HAYES, K. Cost structure of the water utility industry. **Applied economics**, v. 19, n. 3, p. 417-425, 1987.

HOTELLING, H. Edgeworth's taxation paradox and the nature of demand and supply functions. **Journal of Political Economy**, v. 40, n. 5, p. 577-616, 1932.

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. **Regulación de la industria de agua potable: regulación de las conductas**. Santiago de Chile: CEPAL, 2001A.

JOURAVLEV, A. **Regulación de la industria de agua potable: necesidades de información y regulación estructural**. Cepal, v. 1, 2001B.

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

KIM, H. Y. Economies of scale in multi-product firms: an empirical analysis. **Economica**, p. 185-206, 1987.

KIM, H. Youn; CLARK, Robert M. Economies of scale and scope in water supply. **Regional Science and Urban Economics**, v. 18, n. 4, p. 479-502, 1988.

KNAPP, M. R. J. Economies of scale in sewage purification and disposal. **The Journal of Industrial Economics**, p. 163-183, 1978.

LEWIN, A.; BRONDEEL, R. BENMARHIA, 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.

LOBO, M. S. C.; LINS, M. P. E.. Avaliação da eficiência dos serviços de saúde por meio da análise envoltória de dados. **Cad. saúde colet.**, v. 19, n. 1, 2011.

MACIEL, P. H. **Estudos longitudinais para avaliação de custo na área da saúde**: como tratar dados faltantes e censuras. Porto Alegre, 2012.

MADEIRA, R. F. O setor de saneamento básico no Brasil e as implicações do marco regulatório para universalização do acesso. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, n. 33, p. 123-154, 2010.

MARTINS, R., FORTUNATO, A., COELHO, F. **Cost Structure of the Portuguese Water Industry: A Cubic Cost Function Application**. Working Paper No. 9. University of Coimbra, Coimbra, 2006.

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.

MINH, H. V.; HUNG, N. V. Economic aspects of sanitation in developing countries. **Environmental health insights**, v. 5, p. 63, 2011.

MOLENBERGHS, G.; THIJIS, H.; JANSEN, I.; BEUNCKENS, C.; KENWARD, M. G.; MALLINCKRODT, C.; CARROLL, R. J. Analyzing incomplete longitudinal clinical trial data. **Biostatistics**, 5, 445-464, 2004

MOREIRA, A. R. B.; FONSECA, T. C. R. **Comparando medidas de produtividade: DEA e fronteira de produção estocástica**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005.

MORGAN, W. D. Investor owned vs. Publicly owned water agencies: an evaluation of the property rights theory of the firm. **Water Resources Bulletin**, v. 13, n. 4, 1977.

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.

NUNES, L.; KLUCK, M. M.; FACHEL, J. Comparação de métodos de imputação única e múltipla usando como exemplo um modelo de risco para mortalidade cirúrgica. **Revista brasileira de epidemiologia**, v. 13, n. 4, p. 596-606, 2010.

ODS. Objetivos de Desenvolvimento Sustentável. **17 objetivos para transformar nosso mundo**. 2015. Disponível em: < <https://nacoesunidas.org/pos2015/>>. Acesso em: 20 mar. 2017.

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

OMS; UNICEF. **Progress on sanitation and drinkingwater-2010 update**. Geneva: World Health Organization; 2010.

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

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.

PINHEIRO, A. C.; SADDI, J. **Direito, economia e mercados**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.

PLANSAB. **Plano Nacional de Saneamento Básico**. Brasília: Ministério das Cidades, 2013.

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.

PROCÓPIO, D.; MAIA, M. S.; TOYOSHIMA, S. H.; GOMES, A. P. Eficiência produtiva das empresas prestadoras de serviços de abastecimento de água e coleta de esgoto nos municípios mineiros. **Gestão & Regionalidade**, v. 30, p. 50-66, 2015.

PRÜSS-ÜSTÜN, A.; BOS R.; GORE, F; BARTRAM, J. **Safer water, better health: costs, benefits and sustainability of interventions to protect and promote health**. Geneva: World Health Organization, 2008.

RENZETTI, S. Municipal water supply and sewage treatment: costs, prices, and distortions. **Canadian Journal of Economics**, p. 688-704, 1999.

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.

ROYSTON, P. Multiple imputation of missing values. **Stata Journal**, v. 4, n. 3, p. 227-41, 2004.

RUBIN, D. B. Inference and missing data. **Biometrika**, p. 581-592, 1976.

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.

RUBIN, D. B. **Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys**. New York: Wiley; 1987.

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

SAMUELSON, P. A. **Foundations of economic analysis**. Harvard University Press, 1948.

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.

SCHAFFER, J. L.; GRAHAM, J. W. Missing data: our view of the state of the art. **Psychological Methods**, v. 7, n. 2, p. 147, 2002.

SHEPARD, R. W. **Cost and production functions**. Princeton: Princeton University Press, 1953.

SNIS. **Sistema nacional de informações sobre saneamento**. 2013. Disponível em: <<http://www.snis.gov.br>>. Acesso em: 20 set. 2016.

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.

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.

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.

VAN BUUREN, S.; BOSCHUIZEN, 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.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. Norton & Company, 1992.

UZAWA, H. Production functions with constant elasticities of substitution. **The Review of Economic Studies**, v. 29, n. 4, p. 291-299, 1962.

WILKINSON, L. Statistical methods in psychology journals: Guidelines and explanations. **American Psychologist**, v. 54, n. 8, p. 594, 1999.

WOTHKE, W. Longitudinal and multigroup modeling with missing data. In: T. D. LITTLE, K. U. SCHNABEL, e J. BAUMERT (Eds.), **Modeling longitudinal and multilevel data: Practical issues, applied approaches, and specific examples**. Mahwah, NJ: Erlbaum, 2000. p. 219-240.

WRIGHT, P. G. **The Tariff on Animal and Vegetable Oils**. New York: MacMillan, 1928.

ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, p. 348–368, 1962.

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_{tt}	18.9406	1.05
o_{QE}	0.602176	11.19	d_{tT}	0.019043	10.98
o_{tL}	0.075246	57.38	d_{tP}	2.88E-05	1.99
o_{tE}	-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_{tt}	-9.30946	-1.57
o_{QE}	0.159406	10.16	d_{tT}	2.14E-03	5.43
o_{tL}	-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_{Ci}	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_{Qi}	-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_{ii}	-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_{Ki}	-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_{Ai}	-1.12E-08	-19.97	Teste de Breusch-Pagan		
g_{Ei}	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.