

Tecnologia de Produção e Eficiência no Setor de Saneamento Básico: uma abordagem empregando fronteira estocástica de custos para estimar retornos de escala e eficiência

José Airton Mendonça de Melo

- Doutor em Economia.
- Curso de Pós-graduação em Economia (CAEN) da Universidade Federal do Ceará (UFC).
- Técnico do Banco do Nordeste do Brasil (BNB),
- Professor Fundação Getúlio Vargas (FGV)-Management.

Paulo de Melo Jorge Neto

- Ph.D. em Economia pela Universidade de Illinois, Estados Unidos,
- Professor do CAEN/UFC,

Resumo

Este estudo estima uma fronteira de custo translog para o setor de saneamento básico do país, com o objetivo de averiguar as propriedades inerentes à tecnologia de produção e estimar o grau de ineficiência econômica presente no setor. Para tanto, emprega a análise de fronteira estocástica de custo, com dados de painéis numa abordagem de estágio único. Constata que, na oferta de água, o setor opera com deseconomias de escala e que os baixos índices de hidrometração e de produtividade constituem os principais determinantes de sua ineficiência.

Palavras-chave:

Fronteira Estocástica de Custos; Economias de Escala; Custos Marginais; Eficiência; Saneamento Básico.

1 – INTRODUÇÃO

Conhecer a estrutura de custos do setor de saneamento básico é fundamental para o desenho do seu marco regulatório. Ainda que a maior parte dos modelos tarifários se baseie no custo médio de longo prazo, somente a tarifa pelo custo marginal é que maximiza o bem-estar social, ao induzir o monopólio a agir como num mercado competitivo. Por outro lado, implementar políticas que incentivem as cisões dos sistemas, como pretendido pelos defensores da municipalização do setor, pode resultar em maior perda de eficiência econômica, caso sejam desconsideradas eventuais economias de escala ou de escopo.

A presença de economias de escala num processo produtivo reduz os custos unitários de produção, à medida que a produção aumenta. Em uma firma monoproduto, são as economias de escala, ao longo do intervalo relevante de produção, que a caracterizam como um monopólio natural; já numa firma multiproduto, é a existência de subaditividade de custos que a define como um monopólio desse tipo. Entendendo-se esta última propriedade como uma situação em que os custos de produção em conjunto serão sempre menores do que os da produção em separado, qualquer que seja a escala de produção ou de combinação de produtos. Essas propriedades geralmente estão presentes nas chamadas empresas de utilidade pública, como as de telecomunicações, com as chamadas de curta e longa distância, e de saneamento, com o fornecimento de água bruta e tratada.

Por outro lado, implementar políticas de reestruturação tarifária visando ao equilíbrio financeiro do setor, mas ignorando medidas de incentivo à sua eficiência técnica e alocativa, resulta inevitavelmente em prêmio à ineficiência, à perda de bem-estar social. A importância de averiguar essa questão decorre das próprias estatísticas operacionais do saneamento. Apesar de esforço recentemente empreendido para modernização do setor, os diagnósticos do Programa de Modernização do Setor de Saneamento (PMSS) constatam que, em média, 45% de toda água produzida e tratada pelas companhias de água do país é perdida na rede de distribuição, sendo que em países europeus essas perdas estão abaixo dos 15%, valor de *benchmark*. (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001).

Uma forma de mensurar o grau de eficiência numa indústria é estimar uma fronteira estocástica de sua produção e, em seguida, comparar o produto potencial

definido nesta fronteira com o produto observado nessa indústria, para um dado vetor de insumos.

Apesar da importância deste tema, a literatura nacional sobre tecnologia de produção no setor de saneamento básico é relativamente escassa. Ressalte-se que até a implementação efetiva do Plano Nacional de Saneamento, Planasa, em 1971, os serviços de água e esgoto sanitários no país eram desprovidos de qualquer estrutura empresarial, sendo ofertados por diversos órgãos governamentais. Já a literatura estrangeira sobre este setor é mais extensa, com destaque para os estudos sobre economias de escala e de escopo de Kim e Clark (1988) e de Mizutani e Urakami (2001).

Kim e Clark (1988), ao estimarem uma função-custo translog para sessenta companhias multiprodutos de água residencial e não-residencial dos Estados Unidos para o ano de 1973, constatou que não havia economias de escala operacionais significativas para essas companhias como firmas multiprodutos, mas apenas como fornecedoras de água não-residencial. As economias de escala obtidas no tratamento de água eram perdidas na sua distribuição. Essas companhias, porém, experimentavam economias de escopo na produção conjunta dos dois tipos de água, bruta e tratada.

O Estudo de Mizutani e Urakami (2001) foi aplicado em 113 companhias de saneamento do Japão, com dados de 1994, verificando-se a existência de economias de densidade de rede¹ no setor, porém, apresentando deseconomias de escala no ponto médio amostral. O estudo também estimou em 766 mil consumidores, em termos de população atendida, como o tamanho ótimo das companhias, ou seja, a escala mínima de eficiência.

Pretende-se com este estudo estimar uma fronteira estocástica de custo para o setor de saneamento básico do país, de forma a alcançar os seguintes objetivos: i) verificar que propriedades estão associadas à tecnologia de produção do setor; e ii) estimar o nível de eficiência econômica alcançado pelo setor. Para tanto, o estudo é composto por seis seções, incluindo esta introdução e as conclusões. A segunda seção refere-se à especificação econométrica da função-custo translog. Na terceira, aborda-se a derivação da fronteira estocástica de custos e das medidas de eficiência. Na quarta seção, constam as estatísticas descritivas da base de dados empregada no estudo. Na quinta, os resultados e análise do estudo.

¹ Uma medida dessas economias é o inverso da elasticidade-produção da função-custo, quando todas as demais variáveis da função são mantidas constantes.

2 – ESPECIFICAÇÃO ECONOMÉTRICA DA FUNÇÃO TRANSLOG

2.1 – Especificação da Tecnologia de Produção do Setor de Saneamento Básico

A rigor, as empresas de saneamento no país se caracterizam pela prestação de dois serviços: i) fornecimento de água tratada; e ii) coleta e tratamento de esgotos sanitários. O que resulta numa tecnologia multiproduto, caracterizada por investimentos não-recuperáveis (*sunk costs*) em todas as fases do processo produtivo² e, por conseguinte, propiciando o surgimento de monopólios no setor.

Os componentes principais de custos do setor de saneamento são, segundo o PMSS, os seguintes: i) pessoal próprio; ii) depreciação e amortização do capital financiado; e iii) energia elétrica. Em conjunto, esses três fatores respondem por cerca de 89% dos custos totais, assim, respectivamente, distribuídos: 46,0%, 30,8% e 12,2%. (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001).

Com essa especificação, a forma funcional translog seguinte se torna a mais recomendada para efeito de estimação econométrica de uma curva de custos num setor multiproduto.

$$\begin{aligned} \ln c(w, q) = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \\ & \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \delta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \sum_{s=1}^2 \gamma_s \ln q_s + \\ & \frac{1}{2} \sum_{s=1}^2 \sum_{h=1}^2 \gamma_{sh} \ln q_s \ln q_h + \\ & \sum_{i=1}^3 \sum_{s=1}^2 \lambda_{is} \ln w_i \ln q_s \end{aligned} \quad (2.1)$$

onde \ln expressa o logaritmo na base natural; $c(w, q)$, a função-custo, tendo como argumentos os preços dos insumos, w_i , e as quantidades produzidas, q_i . Enquanto α_i , δ_{ij} , γ_s , γ_{sh} e λ_{is} são os parâmetros associados àquelas grandezas e aos seus produtos cruzados.

Considerando-se as condições de simetria, em (2.2), as restrições para que a função-custo atenda à propriedade de homogeneidade linear nos preços, (2.3), e a adição do termo v , que representa o erro de

mensuração ou de omissão de variáveis no modelo, obtém-se a especificação econométrica desejada, dada em (2.4) a seguir.

$$\delta_{ij} = \delta_{ji}, \gamma_{sh} = \gamma_{hs}, \text{ e } \lambda_{is} = \lambda_{si} \Rightarrow \text{condições de simetria para todo } i, j, s, h \quad (2.2)$$

$$\sum \alpha_i = 1; \sum \delta_{ij} = 0; \text{ e } \sum \lambda_{is} = 0 \Rightarrow \text{condições de homogeneidade linear para todo } i, j, s, h \quad (2.3)$$

$$\begin{aligned} \ln[c(w, q, T)/w_3] = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(w_1/w_3) + \alpha_2 \ln(w_2/w_3) + \\ & + \delta_{12} \ln(w_1/w_3) \ln(w_2/w_3) + 1/2[\delta_{11} \ln^2(w_1/w_3) \\ & + \delta_{22} \ln^2(w_2/w_3)] + \gamma_1 \ln q_1 + \gamma_2 \ln q_2 + 1/2(\gamma_{11} \ln^2 q_1 \\ & + \gamma_{22} \ln^2 q_2) + \gamma_{12} \ln q_1 \ln q_2 + \lambda_{11} \ln q_1 \ln(w_1/w_3) \\ & + \lambda_{21} \ln q_1 \ln(w_2/w_3) + \lambda_{12} \ln q_2 \ln(w_1/w_3) + \\ & + \lambda_{22} \ln q_2 \ln(w_2/w_3) + \psi_1 T + \psi_2 T^2 + v \end{aligned} \quad (2.4)$$

O termo v na Equação (2.4) é admitido como uma variável aleatória normal padrão, independente e identicamente distribuído, i.i.d. Considerando-se que serão utilizados dados de painéis, foram acrescentados ainda naquela equação a variável de tendência, T , e mais o seu quadrado, a fim de capturar possíveis variações tecnológicas no processo de produção³ ao longo do tempo. Tal que, a medida do nível de deslocamento da função de produção proporcionado pelo progresso tecnológico é dada por:

$$\frac{\partial \ln c(w, q, T)}{\partial T} = \Psi_1 + 2\Psi_2 T \quad (2.5)$$

3 – ESTIMAÇÃO DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E DE EFICIÊNCIA

Na estimação da Equação (2.4), foi empregado o pacote econométrico FRONTIER 4.1, desenvolvido por Coelli (1996). Além de fronteiras estocásticas, este pacote calcula o nível de eficiência técnica de cada unidade de *cross section*, a partir da introdução de um termo residual adicional, u_i , que medirá a distância entre o nível de produção observado de cada firma e aquele resultante da fronteira. O programa contempla duas formas de modelagens, denominadas Modelo 1 e 2, sendo que o segundo apresenta uma vantagem em relação ao primeiro,

³ A inclusão da variável tempo, T , como ilustrado na Equação (2.4) é para levar em consideração o chamado efeito *Hicks-neutral technical change*, ou seja, verificar se o progresso tecnológico proporciona deslocamentos na função de produção em termos de nível, mantendo-se constante a sua inclinação.

ao possibilitar que o termo u_i seja expresso por um vetor de variáveis supostamente explicativas da ineficiência, razão por que ele foi adotado neste estudo.

3.1 – Derivação da Fronteira Estocástica de Produção

O desenvolvimento final do modelo de fronteira estocástica, associado à estimação de parâmetros, coube a Aigner e Chu (1968), através de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas como a ilustrada a seguir.

$$\ln(y_i) = x_i\beta - u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.1)$$

onde $\ln(y_i)$ é o logaritmo do valor da produção da i -ésima firma; x_i é um vetor de $(K+1)$ linhas, cujos primeiros elementos são as unidades. Os elementos restantes são os logaritmos das quantidades dos K insumos usados pela i -ésima firma; $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_K)'$ é o vetor de $K+1$ colunas de parâmetros desconhecidos a ser estimado; e u_i , uma variável aleatória não-negativa, associada com a ineficiência técnica de produção das firmas em estudo.

No Modelo 2, os efeitos de ineficiência técnica, supondo-os independentes (mas não idênticos) e distribuídos por variáveis aleatórias não-negativas. (COELLI, 1996). Para a i -ésima firma no período t qualquer, o efeito da ineficiência técnica, u_{it} , seria obtido por uma distribuição $N(\mu_{it}, \sigma_u^2)$, onde

$$\mu_{it} = Z_{it}\Omega, \quad (3.2)$$

sendo Z_{it} um vetor $(1 \times M)$ de variáveis explicativas, com valores fixos, e Ω , o vetor de parâmetros a ser estimado.

Aigner; Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977) propuseram, independentemente do modelo desenvolvido por Aigner e Chu (1968), a adição do termo v_i tal como definido na Equação (2.4) e com isso (3.1) assume a seguinte forma.

$$\ln(y_i) = x_i\beta + v_i - u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.3)$$

O modelo definido em (3.3) é dito fronteira estocástica da função produção, dado que os valores da produção encontram-se superiormente limitados pela variável estocástica $\exp(x_i\beta + v_i)$. O termo v_i pode ser positivo ou negativo, tal que os produtos de fronteiras estocásticas variam em torno da parte determinística do modelo $\exp(x_i\beta)$.

Os parâmetros da equação (3.3) podem ser estimados tanto por máxima verossimilhança, MV, como pelo método dos mínimos quadrados corrigidos, MQC, sendo o primeiro assintoticamente mais eficiente. A derivação da função de MV deve-se a Aigner; Lovell e Schmidt (1977), admitindo-se que os u_i sejam i.i.d., como uma variável aleatória $N(0, \sigma_u^2)$ truncada em zero. Admite-se ainda que os u_i sejam independentes dos v_i , estes também i.i.d. por uma variável aleatória $N(0, \sigma_v^2)$. A função de MV foi então expressa em termos de dois parâmetros de variância, $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$. Os teóricos Battese e Corra sugeriram finalmente que fosse utilizado o parâmetro $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$, uma vez que seu valor encontra-se no intervalo $(0, 1)$, enquanto λ poderia assumir qualquer valor não-negativo. (COELLI, 1996).

3.2 – Medidas de Eficiência Econômica

A eficiência de uma firma, segundo Farrel (1957), é composta por dois componentes: i) eficiência técnica, que reflete a habilidade de uma firma obter o nível máximo de produção, dado o conjunto de insumo; e ii) eficiência alocativa, que reflete a habilidade da firma de usar os seus insumos em proporções ótimas, dados seus respectivos preços. A combinação destas duas medidas de eficiência resulta numa medida de eficiência econômica. A razão entre o produto observado da i -ésima firma e o produto potencial, definido na fronteira, dado o vetor de insumos, é então usada para calcular uma medida de eficiência técnica da i -ésima firma:

$$ET_i = \frac{y_i}{\exp(x_i\beta)} = \frac{\exp(x_i\beta + v_i - u_i)}{\exp(x_i\beta + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (3.4)$$

onde ET_i indica a magnitude da eficiência ou ineficiência da i -ésima firma e assume valores entre zero e um, tal que, quanto maior for ET_i , maior é a eficiência da firma, mais próximo da fronteira de produção ótima. Assumindo-se que a firma usa seus insumos em proporções ótimas, ou seja, a eficiência alocativa assume o seu valor máximo, então, a eficiência técnica da firma coincide com a eficiência econômica.

A esperança matemática do termo $ET_i = \exp(-u_i)$ pode ser calculada para dadas hipóteses sobre a distribuição dos efeitos da eficiência técnica. Assumindo que os u_i sejam variáveis seminormais, tem-se então que

$$E[\exp(-u_i)] = 2[1 - \Phi(\sigma_s\sqrt{\gamma})] \exp(-\gamma\sigma_s^2/2) \quad (3.5)$$

Dado que ET_i pode ser previsto individualmente para uma amostra de firmas, uma predição alternativa para

ET_i médio é a média aritmética do valor estimado para as eficiências técnicas individuais da amostra. E uma vez que o termo ET_i da i -ésima firma envolve o efeito eficiência técnica, que não é observável, o melhor estimador de predição para esse termo é a esperança condicional de u_i , dado o valor de $v_i - u_i$. Com isso, o melhor estimador do termo $\exp(-u_i)$ é obtido pela seguinte expressão. (COELLI, 1996).

$$E[\exp(-u_i) | e_i] = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \exp(\gamma e_i + \sigma_A^2 / 2) \quad (3.6)$$

onde: $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)\sigma_s^2}$; $e_i = \log(y_i) - x_i\beta$; e $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada de uma variável normal padrão. O valor da eficiência técnica, estimado no FRONTIER, é obtido, então, pela substituição dos parâmetros desconhecidos na Equação (3.6) pelos seus estimadores de MV.

3.3 – O Dual da Fronteira Estocástica de Produção

Considerando-se que a função-custo representa o dual da tecnologia de produção, Coelli; Rao e Battese (1998) ressaltam que o emprego da fronteira de custos é mais vantajoso em relação à fronteira de produção, em razão dos seguintes aspectos: i) reflete objetivos alternativos de comportamento, tal como a minimização de custos; ii) permite levar em conta múltiplos produtos; e iii) possibilita uma previsão simultânea tanto da eficiência técnica como da alocativa. Assim, o dual do modelo estocástico em (3.3) é dado pela seguinte fronteira de custo,

$$\ln(c_i) = C(q_i, w_i, \beta) + v_i + u_i \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.7)$$

onde $C(\cdot)$ é a função de custo total, assumindo-se formas funcionais convencionais como a Translog ou Cobb-Douglas, sendo que β corresponde ao vetor de parâmetros a ser estimado. O termo não-negativo u_i agora aparece adicionado na equação (3.7), em razão de a função-custo representar o custo mínimo de produção. Observe que, no caso da fronteira de custo, a eficiência técnica, ET , é dada pela seguinte expressão.

$$ET = \frac{c_i}{\exp[C(q_i, w_i; \beta) + v_i]} = \frac{\exp[C(\cdot) + v_i + u_i]}{\exp[C(\cdot) + v_i]} = \exp(u_i) \quad (3.8)$$

ET agora assume valor entre um e infinito, sendo que a eficiência máxima somente é alcançada quando ET atinge o seu limite inferior, a unidade. Quanto maior for ET , maior a ineficiência da firma, ou seja, mais distante da fronteira de custo ótima. Com isso, é mais prático trabalhar com o inverso deste índice e chamá-lo de

índice de eficiência, sendo a unidade o nível máximo de eficiência técnica.

4 – DESCRIÇÃO DOS DADOS

4.1 – Dados para Estimação da Fronteira Estocástica de Custos

Os dados para estimação econométrica da equação (2.4) foram do tipo painel, compreendendo 44 unidades de *cross section*, sendo 25 unidades representadas por companhias estaduais de saneamento e 19 por companhias municipais. A relação dessas companhias consta no Apêndice A deste estudo. A disponibilidade dos dados para as unidades de *cross section* ao longo do período 1988 a 2001 resultou em 176 observações.

As fontes da base de dados foram os diagnósticos anuais do PMSS (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001), complementadas com informações da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) e das companhias de saneamento, em solicitação direta. (AGÊNCIA..., 2004).

As variáveis financeiras – custo total e custos com mão-de-obra, capital e energia elétrica – foram expressas em reais de 1998, utilizando-se o Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), estimado pela Fundação Getúlio Vargas, para deflacionar os valores dos anos seguintes.

Para efeito de análise, as 44 companhias de saneamento foram ordenadas de acordo com o volume anual faturado de água e divididas em três segmentos, com vistas à obtenção dos seguintes portes: pequeno (17), médio (15) e grande porte (12), tendo como limites superiores dos dois primeiros grupos 16.267m³/ano e 20.271m³/ano, respectivamente.

As estatísticas de valores médios das variáveis empregadas na estimação estão ilustradas na Tabela 1, mas, antes, é necessário mencionar as seguintes considerações e convenções.

- c_i : custo anual total, em R\$ 1.000,00, incorrido pela companhia i nos seguintes serviços: i) despesas de exploração (pessoal próprio, produtos químicos, energia elétrica, serviços de terceiros, água importada e outras despesas); ii) serviços da dívida (juros e encargos); iii) depreciação, provisão e amortização; e iv) outras despesas;
- q_i : volume anual de água faturado pelas companhias de saneamento, em 1.000m³;

- q_2 : volume anual de esgoto faturado pelas companhias de saneamento, em 1.000m³;
- w_1 : é custo médio anual, em R\$1,00, da mão-de-obra direta, obtido a partir da relação despesas com pessoal/número de empregados próprios;
- w_2 : custo médio anual da energia elétrica, em R\$/MWh, (Agência... 2004), referente a consumo de serviços públicos – acrescido das alíquotas do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), entre 12% e 24%. Para as empresas que forneceram os quantitativos de consumo de energia elétrica, o custo do MWh foi obtido pela divisão entre despesas anuais de energia elétrica e quantidade de MWh consumida anualmente;
- w_3 : custo anual, em R\$1,00, da provisão para depreciação e amortização do ativo imobilizado, empregado como *proxi* do fator do capital, uma praxe em estudos dessa natureza, em função da indisponibilidade de dados para este fator.

4.2 – Dados para Estimação da Função-Ineficiência Técnica

Neste estudo, o vetor Z_{it} da Equação (3.2) foi especificado por sete variáveis explicativas, supostamente mais relacionadas com o desempenho técnico-financeiro do setor de saneamento básico do país. Essas variáveis integram o conjunto de indicadores levantados anualmente pelo PMSS sobre o desempenho operacional do setor. Adicionalmente, foram introduzidas duas variáveis. (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001). Uma para verificar se o tamanho da empresa, medido pela quantidade produzi-

da de água, influencia na eficiência operacional; e outra, do tipo *dummy*, para averiguar eventual diferença de ineficiência quanto à titularidade da companhia (municipal ou estadual), totalizando, com isso, nove variáveis explicativas do comportamento da ineficiência técnica no setor de saneamento. Mantendo-se a convenção adotada pelo PMSS, as variáveis foram as seguintes. (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001):

- I02: índice de produtividade, definido pela relação: (economias ativas⁴ de água e esgoto)/(quantidade total de empregados próprios);
- I07: incidência de despesas de pessoal e de serviços de terceiros nas despesas totais com serviços, definida pela relação: (despesas com pessoal próprio e com serviços de terceiros)/(despesas totais com os serviços);
- I09: índice de hidromedida, definido pela relação: (quantidade de ligações ativas de água micromedida)/(quantidade de ligações ativas de água);
- I12: índice de desempenho financeiro, ou seja, a relação: (receita operacional direta de água, esgoto e água exportada)/(despesas totais com os serviços);
- I15: índice de coleta de esgoto, ou seja, (volume de esgoto coletado)/(volume de água consumido menos volume de água tratada exportada);

Tabela 1 – Média Amostral das Variáveis Utilizadas na Estimação da Função-Custo – Variáveis Financeiras em Reais de 1998 – Período 1998 a 2001

Variável/Estatística	1998	1999	2000	2001
Custo Total -R\$/mil	186.503,49	161.362,86	173.581,43	161.701,78
Salário Pessoal Próprio-R\$	24.100,57	20.760,02	20.596,45	19.642,84
Custo de Energia - R\$/MWh	79,29	76,20	72,99	74,83
Custo Capital-R\$ mil	39.693,37	36.002,91	34.172,26	30.691,92
Água faturada - mil m3	142.745,88	141.432,70	138.350,70	138.205,57
Esgoto faturado - mil m3	64.663,15	65.738,45	65.072,15	64.632,97

Fonte: Brasil (1998, 1999, 2000, 2001).

4 Corresponde a moradias, apartamentos, unidades comerciais, salas de escritórios, indústrias, órgãos públicos e similares atendidos pelos serviços de saneamento. Diferem de ligações, pois estas se referem ao ramal predial conectado aos serviços, conforme convenção adotada nos relatórios do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS).

- I29: índice de evasão de receitas, definido por: (receita operacional total menos arrecadação total)/(receita operacional total);
- I49: índice de perdas de distribuição, definido por: [volume de água (produzido + tratada importada – de serviço) – volume de água consumida]/[volume de água (produzida + tratada importada – de serviço)];
- DR, variável *dummy*, assumindo o valor 1 para a companhia estadual, e 0, municipal;
- q_i : quantidade de água produzida.

As médias amostrais das variáveis empregadas na estimação da função-ineficiência estão dispostas na Tabela 2.

5 – RESULTADOS E ANÁLISE

5.1 – Resultados Estimados da Fronteira de Custo

As Tabelas 3 e 4 reproduzem, respectivamente, a estimação final dos parâmetros da fronteira de custo translog e as estatísticas dos testes da razão de verossimilhança, requeridas na análise. Os resultados serão analisados de acordo com o porte, a titularidade e a localização geográfica da companhia de saneamento, ora para água e esgoto, em conjunto, ora em separados.

5.1.1 – Significância e sinais esperados das variáveis explicativas

Em relação à significância individual das variáveis no modelo, medida a partir do teste da hipótese nula sobre os parâmetros estimados, apenas alguns termos dos produtos cruzados e aqueles relacionados à variação do progresso técnico não se mostraram relevantes – hipóteses nulas não rejeitadas. Em termos do sinal da correlação, o que importa, segundo Rölller (1988)⁵, para a consistência de uma função-custo estimada é a constatação das seguintes propriedades: i) não-negatividade dos custos marginais; ii) concavidade nos preços; e iii) monotonicidade, sendo a primeira a mais importante para assegurar que o comportamento degenerativo da função translog não seja excessivo.

5.1.1 – Consistência da forma funcional

Para testar se a forma funcional Cobb-Douglas não seria uma especificação mais adequada para função estimada, tal como apresentado no Apêndice B, é suficiente impor a hipótese nula sobre os coeficientes de segunda ordem e os de produtos cruzados, constantes na Equação (2.4). Esta hipótese e as duas seguintes desta subseção são testadas empregando-se o teste da razão de verossimilhança, LR, que consiste em subtrair do valor da função de log-verossimilhança restringida, L_r , o valor da função de log-verossimilhança no modelo não restringido, L_{nr} , conforme ilustra a expressão a seguir.

$$LR = -2[\log(L_r/L_{nr})] = -2[\log(L_r) - \log(L_{nr})] \quad (5.1)$$

O valor da função de log-verossimilhança resultante da estimação sob a hipótese nula acima (valor restringido) é de -30,1855, o que resulta por (5.1) num valor calculado de 77,1, que, conforme mostra a Tabela 4, está

Tabela 2 – Média Amostral das Variáveis Empregadas na Função-Ineficiência, Período 1998 a 2001

Variável/Estatística	1998	1999	2000	2001
Produtividade	365,55	396,98	429,27	440,98
Incidência Despesa de Pessoal, %	50,89	48,50	48,81	47,74
Hidrometração, %	79,70	81,91	82,73	85,05
Desempenho financeiro, %	97,14	98,06	93,90	92,47
Coleta de esgoto, %	50,76	49,25	50,67	51,50
Evasão de receitas, %	13,60	14,23	15,09	13,33
Perdas de distribuição, %	43,79	43,64	44,10	45,17

Fonte: Brasil (1998, 1999, 2000, 2001).

⁵ Segundo Rölller (1988), são essas propriedades que levam ao denominado conceito de uma “função-custo própria”.

Tabela 3 – Estimativas Finais dos Parâmetros da Fronteira de Custo Translog por Máxima Verossimilhança

Variável	Coefficiente	Estimativa do Coeficiente	Razão “z”
Constante	α_0	-18,3832	-8,3495
$\ln w_1$	α_1	7,8661	9,9495
$\ln w_2$	α_2	-6,4227	-8,1438
$\ln w_3$	$h_{(*)}$	-0,4434	
$\ln w_1 \ln w_1$	δ_{11}	-1,6531	-6,9068
$\ln w_2 \ln w_1$	$\delta_{21(*)}$	1,4691	
$\ln w_3 \ln w_1$	$\delta_{31(*)}$	0,1840	
$\ln w_1 \ln w_2$	δ_{12}	1,4691	6,4274
$\ln w_2 \ln w_2$	δ_{22}	-1,1871	-4,7010
$\ln w_3 \ln w_2$	$\delta_{32(*)}$	-0,2820	
$\ln w_1 \ln w_3$	$\delta_{13(*)}$	0,1840	
$\ln w_2 \ln w_3$	$\delta_{23(*)}$	-0,2820	
$\ln w_3 \ln w_3$	$\delta_{33(*)}$	1,0031	
$\ln q_1$	γ_1	1,7547	3,2351
$\ln q_2$	γ_2	-0,8041	-2,8374
$\ln q_1 \ln q_1$	γ_{11}	0,0180	0,1343
$\ln q_2 \ln q_1$	$\gamma_{21(*)}$	0,0553	
$\ln q_1 \ln q_2$	γ_{12}	0,0553	1,0218
$\ln q_2 \ln q_2$	γ_{22}	0,0129	0,4289
$\ln w_1 \ln q_1$	λ_{11}	-0,1980	-1,5146
$\ln w_2 \ln q_1$	λ_{21}	0,2625	1,6402
$\ln w_3 \ln q_1$	$\lambda_{31(*)}$	-0,0645	
$\ln w_1 \ln q_2$	λ_{12}	0,1817	3,4309
$\ln w_2 \ln q_2$	λ_{22}	-0,1047	-1,6436
$\ln w_3 \ln q_2$	$\lambda_{32(*)}$	-0,0770	
T	Ψ_1	-0,0550	-0,6039
T ²	Ψ_2	0,0132	0,7348
Valor da função log-verossimilhança			8,3621

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Nota: (*) Estimados a partir das condições de homogeneidade da função-custo e de simetria da função-translog.

Tabela 4 – Testes da Razão de Verossimilhança dos Parâmetros da Fronteira de Custo Translog

Teste de Averiguação	Hipótese Nula	Valor da Razão Verossimilhança, LR	
		Calculado	Crítico a 5%
Consistência funcional translog	$H_0: \delta_{ij} = \gamma_{sh} = \lambda_{is} = 0$	77,0952	21,03
Homoteticidade	$H_0: \lambda_{is} = 0$	23,0418	9,49
Varição tecnológica no tempo	$H_0: \Psi_1 = \Psi_2 = 0$	1,3488	3,84

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

acima do seu limite crítico, 21,03, dado pela distribuição $\chi^2_{(12)}$. Assim, em relação à forma Cobb-Douglas, a translog é mais apropriada para representar a fronteira de custo do setor de saneamento.

5.1.2 – Homoteticidade da fronteira de custo translog

Uma função é homotética quando consiste numa transformação monotonicamente crescente de uma função homogênea. A função-custo é dita homotética se, e somente se, a função de produção for homotética. Conseqüentemente, a função-custo translog definida na equação (2.1) pode ser separada em dois componentes multiplicativos, um envolvendo os preços dos fatores e outro as quantidades produzidas, ou seja, $c(w, q) = f(w) \cdot g(q)$, cuja especificação em logaritmos se torna $\ln c(w, q) = \ln f(w) + \ln g(q)$. Considerando esta equação e se todos os coeficientes λ_{is} da Expressão (2.1) forem iguais a zero, o resultado será uma função de produção homotética.

Logo, para verificar a existência de homoteticidade na função de produção no setor de saneamento, é suficiente efetuar o seguinte teste da hipótese nula: $H_0: \lambda_{is} = 0$, $i = 1, 2, 3$ e $s = 1, 2$. Isso implica, empregando o teste da LR, estimar a fronteira de custo restringida desprezando-se os quatro últimos termos que antecedem a variável de tendência na equação (2.4). O valor da função de log-verossimilhança restringido, L_r , foi de $-3,4847$, tal que valor da LR, calculado conforme mostra a Tabela 4, excede significativamente a estatística $\chi^2_{(4)}$. Portanto, a constatação de não-homoteticidade na função-custo do setor de saneamento já sinaliza, conforme Varian (1992), que a tecnologia de produção do setor não apresenta retornos constantes de escala (homogeneidade linear) em seu processo produtivo.

5.1.3 – Teste para a variação do progresso técnico no tempo

Tabela 5 – Flexibilidade do Custo de Produção de Água e de Água e Esgoto Combinados, Período 1998 a 2001

Valor/Ano	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto
Máximo	1,51	2,28	1,54	2,32	1,61	2,83	1,56	2,34
Médio	1,18	1,84	1,20	1,85	1,20	1,87	1,21	1,85
Mínimo	0,84	1,15	0,88	1,20	0,75	1,17	0,83	1,23

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Para verificar a estabilidade da fronteira de custo em relação ao tempo, testa-se a seguinte hipótese nula conjunta: $H_0: \Psi_1 = \Psi_2 = 0$. Mas esta hipótese, conforme a Tabela 5.1.B, não pode ser rejeitada e, portanto, não se observa o chamado efeito *Hicks-neutral* de variação tecnológica no modelo estimado.

5.1.4 – Concavidade da função-custo translog multiproducto

A condição para que a função-custo multiproducto translog atenda a propriedade de concavidade em relação aos preços dos insumos é que a matriz das derivadas de segunda ordem em relação aos preços (matriz de Hessianos) seja semidefinida negativa. No entanto, seguindo a linha de Shin e Ying (1992), a função neste estudo foi livremente estimada e, em seguida, empregada uma das definições de concavidade, dada na Inequação (5.2) seguinte, para averiguar o grau de atendimento dessa propriedade.

$$c(w, q) \leq c(\bar{w}, q) + c'(\bar{w}_1, q)(w_1 - \bar{w}_1) + c'(\bar{w}_2, q)(w_2 - \bar{w}_2) + c'(\bar{w}_3, q)(w_3 - \bar{w}_3) \quad (5.2)$$

onde $c'(\dots)$ indica a derivada primeira da função-custo em relação ao insumo i , avaliada em \bar{w}_i , $i=1, 2, 3$. Com efeito, 100% das observações atenderam à condição (5.2) anterior, implicando a concavidade da função-custo estimada em relação ao vetor de preços.

5.1.5 – Flexibilidade do custo

Da Equação (2.4), tem-se que as equações de flexibilidade ou elasticidade do custo, σ_{ij} , para uma função translog, em relação a dois produtos, são dadas por:

$$\begin{aligned}
sq_1 &= (\partial \ln c / \partial \ln q_1) = \gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + \\
&(\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_2 + \lambda_{11} \ln w_1 + \lambda_{21} \ln w_2 + \\
\lambda_{31} \ln w_3 \quad sq_2 &= (\partial \ln c / \partial \ln q_2) = \gamma_2 + \\
\gamma_{22} \ln q_2 &+ (\gamma_{12} + \gamma_{21}) \ln q_1 + \\
\lambda_{12} \ln w_1 &+ \lambda_{22} \ln w_2 + \lambda_{32} \ln w_3
\end{aligned} \quad (5.3)$$

Estão na Tabela 5 seguinte os valores estimados para a flexibilidade do custo de produção de água e de água e esgotamento conjuntamente para os quatro anos da amostra, sendo 1,20 o valor médio da flexibilidade do custo da produção de água e 0,75 o seu valor mínimo. A produção de água e esgotamento implica uma elasticidade média do custo da ordem de 1,85.

5.1.6 – Custos marginais e sua não-negatividade

Dada a especificação translog para a função-custo e respectiva equação da flexibilidade do custo para um bem i qualquer, obtém-se o seu custo marginal de produção, CMg_i , pela seguinte expressão:

$$CMg_i = (\hat{c}/q_i) sq_i \quad (5.4)$$

onde \hat{c} é o valor estimado de c na equação (2.4) e sq_i é a flexibilidade do custo em relação ao bem q_i , ($i = 1, 2$ - água e esgotamento), definida na equação (5.4).

Consta na Tabela 6 a estimativa dos custos marginais médios de produção de água e de água e esgoto conjuntamente, de acordo com o porte da empresa. Primeiro, observa-se que os custos marginais, tanto para água como para água e esgoto em conjunto, relacionam-se diretamente com o porte da empresa, antecipando o resultado a ser visto mais à frente, de inexistência de economias de escala no setor.

Os custos marginais, segmentados entre companhias estaduais e municipais de água e água e esgoto conjuntamente, estão ilustrados na Tabela 7. Como esta segmentação praticamente coincide com o porte, o resultado é quase o mesmo apresentado na Tabela 7. As empresas municipais, em sua maioria de pequeno ou médio porte, apresentam custos marginais inferiores aos verificados para as estaduais, em geral, de grande ou médio porte.

Urge fazer uma comparação dos custos marginais estimados com as tarifas praticadas pelas companhias de saneamento. Em termos de água e esgoto conjuntamente, a Tabela 8 demonstra que tanto as companhias estaduais como as municipais praticam uma tarifa média inferior aos custos marginais. Para o caso das municipais, a tarifa sequer cobre o custo marginal de produção de água. Apesar disso, a Tabela 8 mostra que essas companhias estão financeiramente mais equilibradas do que as estaduais, uma vez que estas últimas encontram-se com as tarifas dos últimos três anos estudados inferiores às próprias despesas totais incorridas – o custo médio.

Tabela 6 – Custos Marginais Médios de Água e de Água e Esgoto Combinados, segundo o Porte da Companhia – Em R\$/1.000m³ de 1998, Período 1998 a 2001

Valor/ ano	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto
Pequeno	601,18	927,71	593,17	876,26	599,88	893,83	609,05	894,50
Médio	654,31	1.039,69	612,10	963,75	593,17	946,37	593,63	920,11
Grande	701,58	1.175,19	6.68,57	1.097,56	665,43	1.095,64	696,74	1.136,84

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 7 – Custos Marginais Médios de Água e de Água e Esgoto por Tipo de Atuação da Companhia – Em R\$/1.000m³ de 1998, Período 1998 a 2001

Valor/ Ano	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto
Estadual	682,26	1.132,25	643,69	1.038,51	624,60	1.009,16	645,83	1.038,93
Municipal	604,12	903,28	589,26	871,60	603,45	911,02	609,30	889,15

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 8 – Tarifas Médias Praticadas pelas Companhias de Saneamento Básico do País por Tipo de Atuação – Em R\$/1.000m³ de 1998, no Período 1998 a 2001

Titularidade	Discriminação	1998	1999	2000	2001
Estadual	Tarifa média praticada (água+esgoto)	930	839	823	789
	Despesa total dos serviços faturados	920	839	877	810
Municipal	Tarifa média praticada (água+esgoto)	610	525	538	479
	Despesa total dos serviços faturados	500	424	438	430

Fonte: Brasil (1998, 1999, 2000, 2001).

Na Tabela 9 consta a estimativa dos custos marginais de água e de água e esgoto combinados por regiões geográficas. Em que pese à suposta escassez de água no Nordeste, são as companhias desta região que apresentam o segundo menor custo marginal médio de produção de água, atrás apenas das localizadas na região Sul. Para água e esgoto combinados, são as companhias situadas no Norte que apresentam os menores custos marginais médios, enquanto as companhias da região Centro-Oeste são as que apresentam os maiores custos marginais.

Finalmente, pode-se constatar a não-negatividade dos custos marginais a partir da Equação (5.4). Por um lado, tem-se que o termo (C/q_i) desta equação é sempre não-negativo; por outro, constata-se nas Tabelas da seção 5.1.6 que nenhum valor referente à flexibilidade do custo é negativo.

5.1.7 – Economias de escala

Por definição, o cálculo das economias de escala, rs , para uma firma que produz dois bens corresponde ao inverso da soma dos valores determinados nas expressões (5.3), ou seja,

$$rs = 1/(sq_1 + sq_2) \quad (5.5)$$

Os valores determinados para economias de escala global nas companhias de saneamento estão ilustrados na Tabela 10 seguinte. Considerando-se três serviços prestados, constata-se a presença de retornos decrescentes de escala para abastecimento de água, cujo valor médio variou de 0,87 a 0,84; e para os serviços de água e esgoto combinados, cujo valor de 0,55 é constante ao longo dos quatro anos da amostra. Por outro lado, enquanto prestadores de serviços de esgotamento sanitário, as companhias de saneamento apresentam retornos crescentes de escala. Resultado que se verifica também na análise segmentada por porte da companhia.

A propósito, o já mencionado estudo de Mizutani e Ubakani (2001) também constataram que as firmas de saneamento do Japão, independentemente do seu porte ou da forma funcional da função-custo, apresentavam retornos de escala decrescentes. Para o caso da função translog, o grau de retornos de escala variou de 0,8646, para as pequenas empresas, a 0,891 para as grandes, portanto, bem próximos dos valores calculados neste estudo sob uma perspectiva monoproduto.

Os valores para o nível dos retornos de escala, segmentados pelo porte da companhia, estão apresentados

Tabela 9 – Custos Marginais de Água e de Água e Esgoto por Região Geográfica de Atuação da Companhia – Em R\$/1.000m³ de 1998, no Período 1998 a 2001

Região	1998		1999		2000		2001	
	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto	Água	Água e Esgoto
Norte	652,70	1.088,20	608,42	937,55	600,74	911,56	578,92	895,60
Nordeste	645,46	1.044,93	615,34	986,71	572,20	929,85	620,25	989,26
Sudeste	635,28	983,10	623,88	946,43	630,09	969,70	639,02	959,27
Sul	624,27	1.016,74	542,84	891,53	600,27	983,80	609,50	979,22
C.-Oeste	765,42	1.259,39	737,17	1.196,55	707,13	1.157,18	729,66	1.179,70

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 10 – Valores Máximos, Médios e Mínimos das Economias Médias de Escala por Serviços Prestados, no Período 1998 a 2001

Serviço	Valores	1998	1999	2000	2001
Água	máximo	1,19	1,13	1,34	1,21
	médio	0,87	0,85	0,85	0,84
	mínimo	0,66	0,65	0,62	0,64
Esgoto	máximo	3,22	3,21	2,47	2,65
	médio	1,59	1,61	1,57	1,61
	mínimo	1,10	1,16	0,82	1,19
Água e Esgoto	máximo	0,87	0,84	0,85	0,81
	médio	0,55	0,55	0,55	0,55
	mínimo	0,44	0,43	0,35	0,43

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

na Tabela 11. Como empresas multiprodutos, observa-se que este nível para as empresas de grande porte é menor do que o observado para as de pequeno e médio portes, com estas últimas apresentando, contudo, maiores níveis de retornos.

Kim e Clark (1998), num estudo de dados de séries temporais para as companhias de saneamento dos Estados Unidos, concluíram que o grau de retornos de escala global variava inversamente com o porte da companhia, sendo que as empresas pequenas apresentavam retornos crescentes, de 1,333, enquanto as empresas médias e grandes apresentavam retornos de escala decrescentes, da ordem de 0,992 e de 0,875, respectivamente.

A Tabela 12 reproduz o grau de retornos de escala dos serviços prestados pelas companhias de saneamento por titularidade da companhia. Mantêm-se os resultados de retornos decrescentes de escala na prestação de água

e de água e esgoto combinados e de retornos crescentes com esgotamento sanitário isoladamente, vistos na Tabela 11. Mas, enquanto as empresas estaduais apresentam maiores níveis de retornos com os dois primeiros serviços, as municipais apresentam maiores níveis de retornos com os serviços de esgotamento sanitários isoladamente.

A Tabela 13 apresenta os resultados do grau de retornos de escala dos serviços de saneamento considerando-se agora a região geográfica de atuação da companhia. Na prestação de água e de esgotamento, isoladamente, é a região Norte que apresenta os maiores níveis de retornos de escala, sendo que os valores para a prestação de água – entre 1,03 e 1,04 – indicam a existência de retornos crescentes de escala. Na prestação de água e de esgotamento sanitário combinados, a região Nordeste apresenta os menores níveis de retornos crescentes de escala, entre 1,42 e 1,46 no período, contra 1,92 e 2,05 obtidos na região Norte.

Tabela 11 – Economias Médias de Escala por Porte das Companhias, Período 1998 a 2001

Porte	Serviço	1998	1999	2000	2001
Pequeno	Água	0,83	0,81	0,83	0,83
	Esgoto	1,77	1,77	1,76	1,84
	Água e Esgoto	0,56	0,55	0,56	0,57
Médio	Água	0,91	0,89	0,88	0,87
	Esgoto	1,63	1,66	1,58	1,62
	Água e Esgoto	0,58	0,57	0,56	0,56
Grande	Água	0,87	0,85	0,85	0,83
	Esgoto	1,28	1,31	1,30	1,31
	Água e Esgoto	0,52	0,51	0,51	0,51

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 12 – Economias Médias de Escala por Tipo de Atuação da Companhia de Saneamento, Período 1998 a 2001

Titularidade	Serviço	1998	1999	2000	2001
Estadual	Água	0,94	0,92	0,92	0,91
	Esgoto	1,53	1,54	1,53	1,50
	Água e Esgoto	0,58	0,57	0,57	0,56
Municipal	Água	0,78	0,76	0,76	0,76
	Esgoto	1,66	1,69	1,63	1,75
	Água e Esgoto	0,52	0,52	0,52	0,53

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

5.1.8 – Tamanho mínimo da companhia

Uma vez demonstrada a existência de deseconomias de escala na produção de água no setor de saneamento, urge determinar o tamanho ótimo da empresa. Este tamanho refere-se ao nível de produção que determina o ponto de mínimo da curva de custo médio de produção. (BAUMOL; PANZAR; WILLIG, 1982). O ponto pode ser determinado tanto para a produção de água tratada, q_1 , como para esgotamento, q_2 . O custo médio, CMe, para produção de água sob a forma funcional (2.1) é obtido da seguinte forma:

$$CMe = (1/q_1) \exp[\ln c(w, q)] \quad (5.6)$$

As condições de primeira ordem para a Equação (5.6) referentes ao vetor de quantidades, q_1 e q_2 , considerando-se constantes as demais variáveis, são dadas pelas equações (5.7) seguintes.

$$\gamma_1 + \gamma_{11} \ln q_1 + 2\gamma_{12} \ln q_2 - 1 = 0 \quad (5.7a)$$

$$\gamma_2 + 2\gamma_{12} \ln q_1 + \gamma_{22} \ln q_2 = 0 \quad (5.7b)$$

Resolvendo o sistema em (5.7), obtêm-se as equações para q_1 e q_2 em função dos parâmetros do modelo. Especificamente para a quantidade de água, q_1 , a equação é a seguinte.

$$q_1 = \exp\left[\frac{\gamma_{22}(1 - \gamma_1) + 2\gamma_{12}\gamma_2}{\gamma_{11}\gamma_{22} - 4\gamma_{12}^2}\right] \quad (5.8)$$

A substituição dos parâmetros em (5.8) por seus valores estimados na Tabela 3 gera o valor da quantidade de água que minimiza a função-custo translog para as empresas de saneamento. O resultado foi um volume

Tabela 13 – Economias Médias de Escala por Região de Atuação da Companhia de Saneamento, Período 1998 a 2001

Região	Serviço	1998	1999	2000	2001
NORTE	Água	1,04	1,05	1,04	1,03
	Esgoto	2,08	2,08	2,06	1,92
	Água e Esgoto	0,69	0,69	0,69	0,67
NORDESTE	Água	0,90	0,86	0,88	0,87
	Esgoto	1,46	1,45	1,42	1,46
	Água e Esgoto	0,55	0,54	0,54	0,54
SUDESTE	Água	0,79	0,76	0,76	0,77
	Esgoto	1,55	1,59	1,55	1,64
	Água e Esgoto	0,52	0,51	0,51	0,52
SUL	Água	0,90	0,93	0,91	0,88
	Esgoto	1,54	1,53	1,47	1,52
	Água e Esgoto	0,55	0,57	0,56	0,55
C.OESTE	Água	0,90	0,89	0,91	0,86
	Esgoto	1,39	1,43	1,41	1,40
	Água e Esgoto	0,54	0,55	0,55	0,53

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

anual faturado de água da ordem de 3.711.390m³. Em termos de atendimento populacional, este volume é quase suficiente para abastecer um município do porte de Garanhuns, em Pernambuco, cuja estatística de volume faturado era de 3.779,2 mil m³, com uma população atendida de 101.128 habitantes. (BRASIL, 1998, 1999, 2000, 2001).

O volume determinado é, de certa forma, pequeno, mas justificado pela constatação de deseconomias de escala, vista no item 5.1.8. No estudo de Mizutani e Urakami (2001), o valor de oferta de água que minimizava o custo médio de uma empresa de saneamento no Japão foi estimado em 261.100.000m³ por ano, que abastecem uma população de 766 mil habitantes.

5.1.9 – Subaditividade

Os custos para a produção de dois bens serão subaditivos desde que

$$C(q_1, 0) + C(0, q_2) > C(q_1, q_2) \quad (5.9)$$

Como até então nenhuma companhia de saneamento no país presta somente os serviços de esgotamento sanitário, fica impossibilitado averiguar a propriedade da subaditividade de custos a partir da Equação (5.9). Contudo, uma reflexão sobre as principais fontes responsáveis por esta propriedade assegura que, em pelo menos quatro fases do processo produtivo do setor, verifica-se a presença de fatores comuns, quais sejam: i) estrutura de medição e arrecadação, sendo que, na medição e faturamento, a economia de escopo é de 100%; ii) instalações

administrativas; iii) quadro técnico de engenharia; iv) pessoal e equipamentos de manutenção.

Além de fatores comuns, pode-se cogitar em duas outras fontes de subaditividade de custos. Uma delas é a existência de reserva de capacidade, uma vez que parte dos insumos pode ser compartilhada na prestação dos serviços de água e de esgoto, a exemplo dos equipamentos e veículos de fiscalização e manutenção. A outra é a complementaridade tecnológica e comercial existente nos processos de produção de água e de esgotamento sanitário.

5.2 – Resultados Estimados da Função de Ineficiência

5.2.1 – Significância estatística e sinais esperados dos parâmetros estimados

A análise da Tabela 14 seguinte, sobre significância e sinal de correlação esperado das variáveis, revela que apenas os índices de produtividade e de hidrometração se mostraram relevantes na determinação do grau de ineficiência técnica.

Em relação à adição da variável *dummy* – que assume o valor 1 quando a companhia for estadual e 0, se municipal – a análise demonstra que ela é relevante e positivamente correlacionada, implicando, com isso, que o intercepto da função-ineficiência é maior nas companhias estaduais. Também se verifica que a função-ineficiência correlaciona-se inversamente com a quantidade de água produzida, o que era esperado considerando-se os resultados comentados mais adiante.

Tabela 14 – Estimativas Finais por Máxima Verossimilhança dos Parâmetros da Função-Ineficiência para o Setor de Saneamento

Variável	Coefficiente	Valor do coeficiente	Estatística z
Constante	Ω_0	0,4309	0,7342
I02: Economias/No.Empregados	Ω_1	-0,0021	-3,0846
I09: Hidrometração	Ω_3	-0,0147	-3,4240
I12: Desempenho Financeiro	Ω_4	-0,0025	-0,7774
I15: Coleta de Esgoto	Ω_5	-0,0019	-0,4850
I29: Evasão de Receitas	Ω_6	-0,0119	-2,4506
I49: Perdas de distribuição	Ω_7	0,0058	0,7921
DR, Dummy:1:estadual; 0:municipal	Ω_8	1,3914	3,5227
Qa: quantidade de água produzida	Ω_9	-0,0035	-1,9278
Variância de u_i (ineficiência)	σ_u^2	0,2490	5,0183
Razão das variâncias, onde $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$	$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2$	0,9265	38,0358

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 15 – Testes da Razão de Verossimilhança dos Parâmetros da Função de Ineficiência

Teste de Averiguação	Hipótese Nula	Valor da Razão Verossimilhança, LR	
		Calculado	Crítico a 5%
Existência de Ineficiência	$H_0: \gamma = \sigma_u^2 / \sigma_s^2 = 0$	79,6391	5,138.(*)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

(*)Valor crítico obtido de Kodde e Palm (1986), dado que a razão de verossimilhança, LR, para $\gamma=0$ (que implica $\sigma_u^2=0$) tem uma distribuição assintoticamente qui-quadrada mista, isto é, $\frac{1}{2}\chi_0^2 + \frac{1}{2}\chi_1^2$.

5.2.2 – Testes de hipótese para ineficiência

Verificar a inexistência dos efeitos de ineficiência técnica sobre a produção dos serviços prestados equivale a averiguar se a fronteira estocástica definida na equação (2.4) difere significativamente do modelo determinístico. Um dos testes empregados para este fim consiste em formular a seguinte hipótese nula: $H_0: \gamma = 0$. Esta hipótese emprega o teste LR e é calculada pelo FRONTIER, denominada “LR test of the sided error”. O valor restringido da função de log-verossimilhança é aquele obtido no modelo de Mínimos Quadrados Ordinários, calculado em -31,6554. A substituição desta cifra e do valor da função de log-verossimilhança no modelo estocástico, constante na Tabela 15, na equação (5.1), resulta em 79,38, que excede o valor crítico constante neste mesmo quadro. Com isso, a hipótese nula é rejeitada, em favor da hipótese alternativa, de que existe ineficiência no processo produtivo nas companhias de saneamento.

Existindo ineficiência, vale ressaltar que, pela definição de gama ($\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$), o valor estimado em 0,9265 indica que 92,65% da variação residual da fronteira estocástica estimada é devido ao efeito ineficiência.

5.2.3 – Resultados e análise da eficiência estimada

Na Tabela 16, apresentam-se os resultados anuais do índice de eficiência, segmentados pelo porte da companhia, pela titularidade e por região geográfica de atuação.

Diferentemente dos resultados de retornos de escala constatados para o setor, observa-se que o nível de eficiência técnica está diretamente relacionado com o porte da empresa. As empresas grandes são mais eficientes do que as médias e estas mais eficientes do que as pequenas. Também cabe destacar que são as companhias de saneamento da região Centro-Oeste as que apresentam os melhores índices de eficiência, seguidas pelas companhias do Nordeste.

6 – CONCLUSÕES

O estudo estimou uma fronteira estocástica de custo objetivando descrever a tecnologia de produção e o grau de eficiência do setor de saneamento básico do país. A função estimada atendeu as propriedades desejadas para uma função-custo. E ficou demonstrado que a forma funcional translog é mais adequada

Tabela 16 – Índice de Eficiência das Companhias de Saneamento de acordo com o Porte, a Titularidade e a Região no Período 1998 a 2001

Ano		1998	1999	2000	2001
Porte	Pequeno	0,70	0,71	0,73	0,69
	Médio	0,84	0,82	0,80	0,80
	Grande	0,88	0,90	0,88	0,90
Titularidade	Estadual	0,86	0,86	0,83	0,85
	Municipal	0,72	0,72	0,75	0,70
	Norte	0,79	0,82	0,72	0,73
Região	Nordeste	0,82	0,81	0,84	0,84
	Sudeste	0,78	0,77	0,77	0,74
	Sul	0,77	0,80	0,87	0,86
	Centro-Oeste	0,89	0,88	0,88	0,90

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

para representar a fronteira de custos do que a forma Cobb-Douglas.

Em relação à caracterização da tecnologia de produção, uma primeira propriedade constatada foi a não-homoteticidade no processo de produção do setor de saneamento, uma sinalização de que ele não trabalha com retornos constantes de escala. No período analisado, de 1998 a 2001, não se verificou deslocamento no nível da fronteira de produção, provocado por variação tecnológica do tipo *Hicks-neutral*, provavelmente explicado pelo curto período de tempo estudado.

As estimativas médias da flexibilidade do custo em relação à produção de água e de água e esgoto combinados foram, respectivamente, de 1,20 e de 1,85, sendo que este último valor corresponde à soma da elasticidade custo de água com a elasticidade custo de esgotamento, o que significa dizer que a elasticidade em conjunto dos dois bens supera em 50% o valor verificado para a produção de água, isoladamente.

A magnitude obtida para as medidas de economias de escala corrobora os resultados de estudos realizados em outros países, ou seja, o setor trabalha com retornos decrescentes de escala. Enquanto empresas prestadoras de um único serviço (saneamento) – como fazem alguns estudos internacionais –, o setor opera com um nível médio de retornos de escala de 0,86, sendo 0,83 para as empresas de pequeno porte, 0,89 para as de médio e 0,86 para as de grande porte. Conjuntamente para água e esgoto, estes índices caem, respectivamente, para 0,56, 0,57 e 0,51. Já para a prestação do serviço de esgotamento sanitário, os resultados foram retornos crescentes de escala, variando de 1,28 para as grandes empresas a 1,84 para as pequenas.

Constatado que o setor trabalha com deseconomias de escala na produção de água, foi determinado o nível de produção que leva o custo médio das empresas a atingir o seu valor mínimo. O resultado foi uma produção anual faturada de água da ordem de 3.711,39 mil m³, suficientes para atender uma localidade com até 100 mil habitantes.

A estimativa dos custos marginais de água foi um dos resultados mais surpreendentes do estudo. A começar pelo fato de esses custos crescerem com o porte da empresa, certamente, uma consequência da inexistência de economias de escala verificada para o setor. Um segundo achado é o fato de as companhias da região Centro-Oeste apresentarem os maiores níveis de

custos marginais no país, tanto para água isoladamente como para água e esgoto. Enquanto as companhias da região Nordeste apresentaram o segundo mais baixo nível de custos marginais, dando a entender que a maior disponibilidade de recursos hídricos não é um fator de custo determinante.

Em termos de titularidade, a análise dos custos marginais revelou que, em média, as empresas estaduais operam com custos marginais superiores aos das municipais. Em relação à água, isoladamente, o custo marginal nas companhias estaduais variou de R\$ 700, em 1998, a R\$ 920 por mil m³, em 2001, enquanto a tarifa média praticada variou, neste mesmo período, de R\$ 930 a R\$ 1.120.

Ficou constatado que tarifas superiores aos custos marginais não implicam, contudo, em resultados econômico-financeiros positivos. A explicação para este descompasso entre custo marginal e receita está na relevância dos custos médios para os monopólios. Neste mesmo período, com exceção das companhias do Sudeste, todas as demais apresentaram despesas totais por metro cúbico superiores à tarifa praticada.

Com a impossibilidade de se testar empiricamente a existência de subaditividade de custos no setor de saneamento do país, buscou-se analisar quais fontes de economias de escopo, responsáveis pela subaditividade de custos, estavam presentes no seu processo produtivo. Concluiu-se que, em pelo menos quatro fases desse processo, verifica-se a existência de fatores comuns, registrando-se ainda fontes como reserva de capacidade comum e complementaridade comercial e tecnológica.

Quanto ao grau da ineficiência técnica no setor de saneamento, os testes estatísticos confirmaram sua existência no seu processo produtivo, sendo os baixos índices de produtividade e de hidrometração as variáveis que se mostraram significativamente mais relevantes. Um resultado, de certo modo, esperado, considerando-se que o índice de produtividade empregado foi definido como sendo relação entre o número total de economias ativas e o número de empregados próprios de cada companhia. O índice de hidrometração, por sua vez, ao mostrar a relação ligações micromedidas/ligações ativas totais, termina por encampar uma série de outras variáveis, tais como perdas, desempenho financeiro, ou mesmo evasão de receitas, considerando-se que, no caso das ligações sem hidrômetros, os usuários, em geral, não se preocupam com a racionalização do consumo de água.

A análise dos índices de eficiência mostrou também que, apesar de operarem com custos marginais menores, as empresas de pequeno porte são menos eficientes. Numa escala cuja eficiência máxima é a unidade, a média para os quatro anos de estudo foi de 0,71 para as empresas de pequeno porte, 0,82 para as de médio e 0,89 para as de grande. Por conseguinte, as companhias municipais, em geral, menores do que as estaduais, mostraram-se mais ineficientes, alcançando no período um índice médio de 0,73, contra 0,85 das companhias estaduais. Os índices mostraram ainda que, em termos regionais, são as companhias do Centro-Oeste as mais eficientes, seguidas pelas companhias do Nordeste, sendo as companhias da região Norte as que se mostraram, em média, menos eficientes.

Abstract

This study estimates a translog cost frontier function to Brazilian sanitation enterprises with the aim of verify the properties inherent to the technology production and to estimate the technical inefficiency level in this industry. For this, the stochastic frontier cost analysis is used, with the boards data in an unique stage approaching. The work concluded that there are decreasing returns to scale at the water supply. Another conclusion of this paper is that low household metering and productivity indexes constitute the key determinants of the sector's inefficiency.

Key words:

Stochastic Frontier Cost; Economies of Scale; Marginal Cost; Efficiency; Water Sanitation.

REFERÊNCIAS

AIGNER, D. J.; CHU, S. F. On estimating the industry production function. **American Economic Review**, v. 58, p. 826-39, 1968.

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

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA (Brasil). **Tarifas médias por classe de consumo:** regional e Brasil. Disponível em: <<http://www.aneel.br.gov>>

br/area.cfm?idArea=98&idPerfil=2>. Acessi em: 15 nov. 2004.

BAUMOL, W.; PANZAR, J.; WILLIG, R. **Contestable markets and the theory of industrial structure**. New York: Harcourt Brace Jovanovich, 1982.

BRASIL. Ministério das Cidades. **Programa de Modernização do Setor de Saneamento:** Sistema Nacional de Informação em Saneamento: diagnóstico dos serviços de água e esgoto. Brasília, DF, 1998, 1999, 2000, 2001.

CARVALHO JUNIOR, J. R. **Mercados contestáveis, firma multiproduto e a função de custos:** um novo paradigma para a regulamentação do setor de saneamento básico do Brasil. 1994. f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Ceará, CAEN, Fortaleza, 1994.

COELLI, T. **A guide to FRONTIER version 4.1:** a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. Armidale: The University of New England, 1996. (Working Papers).

COELLI, T; RAO, D. S. P; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998.

FARREL, M. J. The measures of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistic Society Series General**, Part 3, p. 253-281, 1957.

JORGENSON, D. W. **Econometric methods for modelling producer behavior, in handbook of econometrics**. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986. V. 3.

KIM, H.Y; CLARK, R. M. Economies of scale in water supply. **Regional Science and Urban Economics**, v. 18, p. 479-502, 1988.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for joint testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, v. 54, n. 5 p. 1243-48, 1986.

LOOTY, M. et al. Economias de escala e escopo. In: KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. (Org.). **Economia industrial:** fundamentos teóricos e práticas no Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2002.

MAS-COLLEL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. V. D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed errors. **International Economic Review**, v. 18, p. 435-44, 1977.

MIZUTANI, F.; URAKAMI, T. Identifying network density and scale economies for Japanese water supply organizations. **Regional Science**, v. 80, p. 211-30, 2001.

RÖLLER, L. H. Proper quadratic cost functions with application to bell system. **Review of Economics and Statistics**, v. 34, p. 27-38, 1988.

SHIN, T. R.; YING, J. S. Unnatural monopolies in local telephone in RAND. **Journal of Economics**, v. 23, n. 2, Sum. 1992.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis**. 3th ed. New York: W.W.Norton e Company, 1992.

Recebido para publicação em 09.03.2007.

APÊNDICES

APÊNDICE A – RELAÇÃO DAS COMPANHIAS DE SANEAMENTO BÁSICO INTEGRANTES DA AMOSTRA

COMPANHIAS		COMPANHIAS		COMPANHIAS	
1	CAER/RR	16	CEDAE/RJ	31	ST. ANDRÉ/SP
2	CAERD/RO	17	CESAN/ES	32	S.CARLOS/SP
3	CAESA/AP	18	COPASA/MG	33	UBERABA/MG
4	COSAMA/AM	19	SABESP/SP	34	UBERLÂNDIA/MG
5	COSANPA/PA	20	CASAN/SC	35	VALINHOS/SP
6	SANEATINS/TO	21	CORSAN/RS	36	ITABUNA/BA
7	AGESPISA/PI	22	SANEPAR/PR	37	CAC.ITAPE/ES
8	CAEMA/MA	23	CAESB/DF	38	CAMPINAS/SP
9	CAERN/RN	24	SANEAGO/GO	39	DIADEMA/SP
10	CAGECE/CE	25	SANESUL/MS	40	J.DE FORA/MG
11	CAGEPA/PB	26	ARAÇATUB/SP	41	LIMEIRA/SP
12	CASAL/AL	27	JUNDIAI/SP	42	PETROPOLIS/RJ
13	COMPESA/PE	28	MARÍLIA/SP	43	RESENDE/RJ
14	DESO/SE	29	MOJ GUAÇU/SP	44	PARANGUÁ/PR
15	EMBASA/BA	30	POCOS DE C/M		

APÊNDICE B – FRONTEIRA DE CUSTO DO TIPO COBB DOUGLAS

Uma forma alternativa para a Equação (2.4) é a função Cobb-Douglas, dada pela expressão a seguir, cuja estimativa dos parâmetros é esta dada na Tabela 17 a seguir.

$$\ln c(w, q, T) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln w_i + \sum_{s=1}^2 q_s + \Psi_1 T + \Psi_2 T^2 + u + v$$

Tabela 17 – Estimativas dos Parâmetros da Fronteira de Cobb-Douglas por Máxima Verossimilhança

Variável	Coefficiente	Estimativa do Coeficiente	Razão “t” Assintótica
Constante	α_0	0,4005	0,4561
$\ln w_1$	α_1	0,5828	6,6926
$\ln w_2$	α_2	0,2233	0,5411
$\ln w_3$	α_3	-0,0490	-1,8100
$\ln q_1$	γ_1	0,8407	15,5750
$\ln q_2$	γ_2	0,1492	4,1415
T	Ψ_1	-0,0355	-0,6257
T ²	Ψ_2	0,0138	1,3609
Variância da ineficiência	σ^2	0,0143	6,8139
Razão das variâncias, onde $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$	$\gamma = \sigma^2 / \sigma_s^2$	0,0622	0,4626
Variável	Coefficiente	Estimativa do Coeficiente	Razão “t” Assintótica
Valor da função de log-verossimilhança			120,6854

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.