

**FÓRUM BANCO DO NORDESTE DE DESENVOLVIMENTO  
X ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC**

**ÁREA III**

**TEORIA ECONÔMICA E MÉTODOS QUANTITATIVOS**

**ARTIGO:**

**FRONTEIRAS DETERMINÍSTICAS: ESTUDO  
COMPARADO SOBRE A EFICIÊNCIA DO SETOR DE  
SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL**

**AUTORES:**

**José Carrera Fernandez**

Professor da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal da Bahia e PhD\*  
em Economia pela The University of Chicago

Praça 13 de Maio, 6 – Piedade  
40.070-010, Salvador – BA  
(71)263-7554  
<carrera@ufba.br>

**Anderson Luis Silva de Oliveira**

Mestre em Economia pela Universidade Federal da Bahia  
<anderson@santasaude.com.br>

# FRONTEIRAS DETERMINÍSTICAS: ESTUDO COMPARADO SOBRE A EFICIÊNCIA DO SETOR DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL

## RESUMO

Este artigo compara a eficiência com que as empresas de propriedade pública e privada prestam os serviços de saneamento básico no Brasil. A análise buscou detectar possíveis diferenças entre esses dois agrupamentos de empresas, tanto nas suas estruturas de alocação de recursos quanto nos seus níveis de utilização de insumos por unidade de produto, assim como nas suas respectivas escalas de produção. Utilizando modelos de fronteira determinística, foi possível quantificar medidas de eficiência produtiva (técnica e alocativa) e econômica (custo e de escala) para as empresas que operam nesse setor. Avaliaram-se os possíveis vieses no nível de utilização de capital e trabalho por unidade de produção e na relação capital-trabalho, assim como se estimou o efeito de tais diferenças sobre a estrutura de produção, custo e lucro desses dois tipos de empresas. Os dados mostraram que não há nas estatais qualquer indício de super emprego de recursos (capital e trabalho) por unidade de produto, quando comparados com os níveis verificados nas empresas privadas. No entanto, observou-se que as estatais apresentam um viés importante na alocação dos insumos no sentido de utilizar mais capital por unidade de trabalho, relativamente às empresas privadas. Apesar da ineficiência na alocação dos recursos produtivos, este viés não causou qualquer impacto estatisticamente significativo sobre a eficiência produtiva e a estrutura de custos dessas empresas relativamente às empresas privadas. No entanto, constatou-se que o agrupamento de empresas públicas foi sob o ponto de vista econômico menos eficiente que o conjunto das empresas privadas, indício suficiente da adoção de escala inapropriada de produção.

**PALAVRAS-CHAVE:** Saneamento básico, Propriedades pública e privada, Eficiência produtiva ou de custo, Eficiência econômica.

## ABSTRACT

This paper compares the efficiency of state-owned and private enterprises which operate in the Brazilian water and sewerage sector. The aim was to detect possible differences on their resource allocation structures and levels of inputs utilization per unity of output, as well as on their respective production scale. Using deterministic frontier models, it was possible to quantify measures of productive (technical and allocative) and economic (cost and scale) efficiency for these two groups of enterprises. We quantified the biases on levels of inputs utilization per unit of production and on capital-labor ratio, as well as we estimated the effects of such differences over production, cost and profit structures of these two types of enterprises. We found no evidence of over employment of productive resources (capital and labor) per unit of production in the state-owned enterprises *vis-à-vis* the private enterprises. On the other hand, the state-owned enterprises showed an important bias on their allocation of inputs, in the sense of using more capital per unit of labor, as compared to the private-owned ones. In spite of being allocative inefficient, this state-owned enterprises bias did not cause any statistically significant impact over their productive efficiency and their cost structure relatively to the private ones. Nevertheless, under the economic point of view, we observed that the group of state-owned enterprises was less efficient than the set of private enterprises.

**KEY WORDS:** Potable water and sewage services, Public and private ownership, Productive or cost efficiency, Economic efficiency.

## 1. INTRODUÇÃO

A literatura econômica sobre direitos de propriedade sugere que a propriedade pública enfraquece a relação entre a utilidade gerencial e o lucro da firma, afetando negativamente a eficiência da empresa estatal (ALCHIAN, 1965 e 1966). A teoria da escolha pública estabelece que a empresa estatal está mais propícia a aspirações de renda por parte de seu gerenciamento, fato esse que acaba por levar a empresa a uma situação de menor eficiência (NISKANEN, 1971, BUCHANAN, 1972 e TULLOCK, 1976). A teoria da agência tem constatado que, em situações onde a maximização do lucro não é principal objetivo da empresa e há certas restrições quanto ao comportamento dos gerentes públicos, a empresa privada é mais eficiente (MARTIN & PARKER, 1997).

O desempenho das empresas de saneamento básico no país tem sido alvo de severas críticas, vez que grande parte da população brasileira, especialmente aquela de baixa renda, ainda não dispõe de bons serviços de abastecimento de água e principalmente rede de esgoto. O ponto central em todas essas críticas é que o setor de saneamento básico no Brasil, por ser monopólio público, tem sido utilizado pela administração pública como veículo político eleitoreiro que apresenta uma estrutura tarifária irreal e acaba por cobrar mal pelo serviço precário que oferece à sociedade (CARRERA-FERNANDEZ & OLIVEIRA, 2004).

Existe uma forte suspeição acerca da eficiência com que empresas estatais que operam no setor de saneamento básico brasileiro prestam esses serviços essenciais à população. De acordo com Moreira (2001), as empresas públicas se apresentam com enorme dificuldade técnica e gerencial. Os próprios diretores dessas empresas, que têm vivenciado esses problemas no exercício de suas atividades, têm questionado a vocação da empresa pública para prestar esses serviços essenciais (BRASIL, 2002). Mesmo entre aqueles que se mostram radicalmente contra a operação por companhias privadas, há a concordância de que a gestão pública não conseguiu resolver vários dos principais problemas do saneamento básico brasileiro. Para estes, a dificuldade gerencial das companhias públicas é uma das principais causas das deficiências do setor. Isso se confirma pelos altos índices de perdas no abastecimento de água, que é superior a 40%, assim como pelos precários indicadores de desempenho financeiro ou até mesmo pela alta frequência com que ocorre a falta de água nos domicílios.

Carrera-Fernandez e Oliveira (2004), em recente trabalho sobre a performance do setor de saneamento básico brasileiro, detectaram que as estatais se mostraram, relativamente ao conjunto de empresas privadas que lá operam, ineficientes tanto sobre o ponto de vista técnico quanto na alocação dos recursos produtivos. Além de terem utilizado uma base de dados não muito abrangente, os autores não aprofundaram outros conceitos de eficiência que uma análise desse porte exigiria. Objetivando ampliar o conhecimento a cerca da eficiência com que esses dois agrupamentos de empresas prestam esses serviços essenciais à população, este trabalho amplia a base de dados e estende a análise desenvolvida pelos autores para incluir outros conceitos de eficiência e avaliar importantes questões não abordadas naquele trabalho, especialmente aquelas relacionadas à eficiência econômica.

Os dados utilizados neste artigo formam uma base em painel contendo 171 observações com as mais diferentes informações acerca das empresas que atuam no setor de saneamento básico no Brasil, no período compreendido entre 1998 e 2003. Desse total,

109 são empresas de propriedade pública e 62 de propriedade privada<sup>1</sup>. Esses dados foram obtidos a partir do Sistema Nacional de Informações sobre Saneamento (SNIS), do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e envolvem informações econômicas, financeiras, administrativas, contábeis e populacionais.

Além dessa introdução, este trabalho contém mais cinco seções e está estruturado da seguinte forma. Na segunda apresentam-se os múltiplos conceitos de eficiência, os quais servirão para nortear a análise ao longo do texto. A seção seguinte contém uma análise comparativa acerca da eficiência técnica com que as empresas públicas e privadas operam no setor de saneamento básico no Brasil. Visando estabelecer uma medida de eficiência técnica, se estima uma fronteira determinística de produção. Na quarta seção se analisa o desempenho dessas empresas em termos de eficiências alocativa e de custo, estimando-se uma fronteira de custo. Com base nessa fronteira e utilizando-se o procedimento proposto por Koop & Diewert (1982), decompõe-se o conceito de eficiência produtiva em seus componentes técnico e alocativo. A seção seguinte busca analisar o desempenho das empresas públicas e privadas que operam nesse setor em termos de eficiência econômica ou de lucro. A última seção contém as conclusões e considerações finais deste trabalho.

## 2. OS MÚLTIPLOS CONCEITOS DE EFICIÊNCIA

Ao longo deste trabalho, supõe-se que a empresa utiliza capital  $k$  e trabalho  $l$  como insumos de produção, os quais podem ser adquiridos a preços fixos e positivos  $p_k$  e  $p_l$ , respectivamente; de modo a produzir um único produto  $y$ , o qual é vendido a um preço fixo também positivo  $p$ .

Uma transformação eficiente de insumos em produto é obtida por meio da função de produção,  $F(k, l)$ , a qual mostra o máximo nível de produção resultante da aplicação de certas quantidades de insumos. Uma representação alternativa mais elaborada pode ser obtida através da função de custo  $C(y, p_k, p_l) = \min_{k,l} \{p_k k + p_l l, \text{ s.a. } y = F(k, l)\}$ , que estabelece o menor custo possível de produzir  $y$ , dados os preços dos insumos. Outra representação alternativa e mais completa seria a função de lucro  $p(p, p_k, p_l) = \max_{k,l} \{py - p_k k - p_l l, \text{ s.a. } y = F(k, l)\}$ , a qual relaciona o máximo lucro disponível que pode ser obtido a partir dos preços do produto e dos insumos. Na literatura econômica, as funções  $F(k, l)$ ,  $C(y, p_k, p_l)$  e  $p(p, p_k, p_l)$  são conhecidas como fronteiras, visto que elas caracterizam um comportamento otimizador por parte de uma unidade produtora eficiente e, portanto, estabelecem certos limites aos valores de suas referidas variáveis independentes<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Essa amostra contém todas as empresas que forneceram informações completas ao SNIS nesse período. Ressalte-se que algumas empresas dispuseram todas as informações em alguns anos, mas não em outros. No entanto, nos anos em que as empresas disponibilizaram tais informações elas foram consideradas, o que permitiu ampliar a base de dados.

<sup>2</sup> Na análise empírica, o conceito de fronteira, seja esta de produção, custo ou lucro, pode ser definido tanto sob o ponto de vista determinístico quanto estocástico. Uma fronteira é dita determinística se todas as observações estiverem restritas a essa fronteira (ou seja, se situam dentro ou sobre a própria fronteira), enquanto que na fronteira estocástica algumas observações podem extrapolar os limites da fronteira, devido a eventos aleatórios. A análise de eficiência conduzida ao longo deste artigo será estabelecida em termos determinísticos.

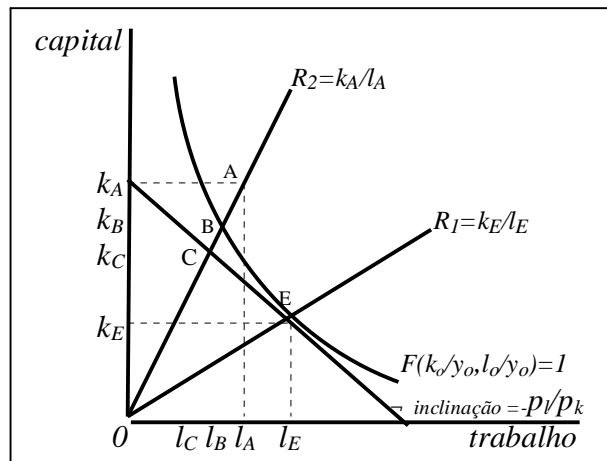
Admitindo-se que  $(y_o, k_o, l_o)$  representa o plano de produção observado de uma empresa, então se diz que este plano é tecnicamente eficiente se  $y_o = F(k_o, l_o)$  e tecnicamente ineficiente se  $y_o < F(k_o, l_o)$ . Isto é, ineficiência técnica é o resultado do uso excessivo de insumos por unidade de produto. Isso significa que  $p_k k_o + p_l l_o > C(y_o, p_k, p_l)$ . Tendo em vista que o custo de produção não é minimizado então o lucro não é maximizado, de modo que  $p y_o - p_k k_o - p_l l_o < p(p, p_k, p_l)$ .

O Plano de produção  $(y_o, k_o, l_o)$  é alocativamente eficiente se  $F_k(k_o, l_o)/F_l(k_o, l_o) = p_k/p_l$  e alocativamente ineficiente se uma desigualdade é verificada. Em outras palavras, ineficiência alocativa é resultante do uso dos insumos nas proporções erradas. Ineficiência alocativa implica em que  $p_k k_o + p_l l_o > C(y_o, p_k, p_l)$ . Desde que o custo não é minimizado então o lucro não é maximizado, de modo que  $p y_o - p_k k_o - p_l l_o < p(p, p_k, p_l)$ .

Do exposto observa-se que a firma só alcançará a eficiência produtiva se o custo observado  $p_k k_o + p_l l_o$  coincidir com o custo mínimo  $C(y_o, p_k, p_l)$ . Isto é, eficiência produtiva requer que a firma seja eficiente tanto em termos técnicos quanto em termos alocativos. Assim, se  $p_k k_o + p_l l_o > C(y_o, p_k, p_l)$ , essa diferença pode ser devida apenas à ineficiência técnica ou à ineficiência alocativa ou a qualquer combinação das duas.

A FIGURA 1 ilustra esses dois importantes conceitos de eficiência para funções de produção homogêneas e estabelece medidas de ineficiência. A isoquanta unitária está representada nessa figura pela curva  $F(k_o/y_o, l_o/y_o) = 1$ . O plano  $E$ , representado nessa figura pelo ponto de tangência entre a isoquanta unitária e a linha de preços, se caracteriza por ser produtivamente eficiente, ou seja, é eficiente tanto em termos técnicos quanto alocativos. Isso é verdade vez que a firma utiliza os insumos nas quantidades ótimas (ou seja, estão sobre a isoquanta) e na proporção correta (isto é, estão sobre o raio  $R_1$ ) que minimizam o seu custo de produção. Se o plano  $A$  representa a alocação observada, então a firma é ineficiente tanto em termos técnico quanto em termos alocativo. A ineficiência técnica é medida pela relação  $(OA-OB)/OB > 0$ , sendo que  $OA$  é a combinação de insumos efetivamente utilizada para produzir uma unidade de produção, enquanto que  $OB$  é a combinação de insumos necessária para produzir a mesma unidade de produção. A ineficiência alocativa é medida pela relação  $(OB-OC)/OB > 0$ , sendo que  $OC$  é a combinação de insumos necessária para produzir essa mesma unidade de produção a custo mínimo.

**FIGURA 1: MEDIDAS DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA E ALOCATIVA**



Embora os conceitos de eficiência técnica e alocativa sejam condições necessárias para que  $py_o - p_k k_o - p_l l_o = p(p, p_k, p_l)$ , eles não são suficientes. Isso porque existe ainda a possibilidade da firma ser ineficiente de escala. O plano de produção  $(y_o, k_o, l_o)$  é eficiente de escala se  $p = C_y(y_o, p_k, p_l)$  e ineficiente de escala se uma desigualdade é verificada, onde  $C_y(y_o, p_k, p_l)$  é o custo marginal de produzir  $y_o$ . Portanto,  $py_o - p_k k_o - p_l l_o = p(p, p_k, p_l)$  se e somente se a firma satisfaz os três conceitos de eficiência (técnica, alocativa e de escala). Se  $py_o - p_k k_o - p_l l_o < p(p, p_k, p_l)$ , essa diferença pode ser devida a um dos três conceitos de ineficiência ou a qualquer combinação dos três<sup>3</sup>.

### 3. A EFICIÊNCIA TÉCNICA E A FRONTEIRA DETERMINÍSTICA DE PRODUÇÃO

Nesta seção analisa-se a eficiência técnica das empresas públicas e privadas que operam no setor de saneamento básico no Brasil. Objetivando comparar o desempenho com que esses dois grupos de empresas utilizam os insumos por unidade de produção, supõe-se por simplicidade que a produção seja estabelecida de acordo com a seguinte função de produção Cobb-Douglas, com retornos não-crescentes de escala:

$$y = a_0 k^{a_1} l^{a_2} e^t, 0 \leq a_1 + a_2 \leq 1 \quad (3.1)$$

onde  $y$  é o nível de produção<sup>4</sup>;  $k$  e  $l$  são, respectivamente, as quantidades de capital e trabalho<sup>5</sup>;  $t$  é um resíduo que, além de capturar os erros de medida e os erros aleatórios, expressa diferenças entre as empresas; e  $a_0, a_1$  e  $a_2$  são constantes positivas.

Estimou-se o modelo (3.1) linearizado, com *dummy* de intercepto, *dummies* multiplicativas e variável de controle, de acordo com a seguinte equação:

$$\ln y_i = b_0 + b_1 D_i + b_2 \ln l_i + b_3 \ln k_i + b_4 D \ln l_i + b_5 D \ln k_i + b_6 I h_i + t_i \quad (3.2)$$

sendo que  $i$  indexa a empresa;  $b_0 = \ln a_0$ ;  $b_2 = a_1$ ;  $b_3 = a_2$ ;  $D$  é uma variável *dummy*, que assume o valor unitário se a empresa é pública e zero se ela é privada; e  $t_i$  é o distúrbio, admitido ser normalmente distribuídos com média 0 e variância constante  $\sigma^2$ .

As *dummies* foram introduzidas para captar possíveis diferenças na produção dessas empresas, oriundas tanto de fatores observáveis quanto não observáveis. A variável de controle foi utilizada para monitorar possíveis diferenças de hidrometração de seus sistemas de abastecimento de água ( $Ih$ ). Os resultados do modelo (3.2) são mostrados a seguir, onde as estatísticas  $t$  são apresentadas entre parênteses:

$$\begin{aligned} \ln y = & 4,75 - 1,626D + 0,665 \ln l + 0,212 \ln k + 0,223D \ln l - 0,0043Ih \\ & (16,734) \quad (-3,893) \quad (9,746) \quad (5,657) \quad (3,768) \quad (-2,729) \\ & N = 193 \quad F = 496,65 \quad R^2 = 0,93 \end{aligned} \quad (3.3)$$

<sup>3</sup> Para maiores detalhes a respeito desses conceitos, veja-se Farrell (1957), Kopp (1981), Kopp & Diewert (1982) e Mensah (1994).

<sup>4</sup> Utilizou-se como *proxy* o volume agregado de água e esgoto produzido, medido em 1.000 metros cúbicos. É importante lembrar que o volume total produzido é proporcional ao volume total faturado, cujo fator de proporcionalidade depende do índice de perdas (física e de faturamento) de água do sistema, o qual foi de certa forma captado no modelo ao introduzir-se o índice de hidrometração.

<sup>5</sup> A *proxy* utilizada para medir o capital da empresa foi a soma do valor do imobilizado mais o valor da depreciação, provisão e amortização. Para o fator trabalho utilizou-se como *proxy* a quantidade de trabalhadores próprios. A *proxy* utilizada para o preço do capital foi a proporção dos juros e serviços da dívida no capital da empresa, acima definido, enquanto que para o preço do trabalho usou-se o salário médio anual (ou seja, razão entre a folha salarial e o número de trabalhadores próprios).

Uma análise da equação (3.3') permite constatar que o parâmetro da *dummy* de intercepto se revelou estatisticamente significativa, assim como o da *dummy* multiplicativa para o fator trabalho. No entanto, o parâmetro da *dummy* multiplicativa para o capital não se mostrou significativamente diferente de zero, razão pela qual não foi incluída nessa equação. O fato de essas *dummies* terem sido significativas evidencia que existe um padrão característico de diferenciação do nível de produção desses dois agrupamentos de empresas, resultante de fatores observáveis e não observáveis<sup>6</sup>. Contabilizando-se todos esses fatores, observa-se que o nível de produção das estatais é 9,3% menor que o nível observado nas empresas privadas<sup>7</sup>. Este diferencial é resultante do maior impacto de diferenças nos fatores não observáveis sobre os fatores observáveis (capital e trabalho), vez que os efeitos de tais fatores sobre a produção atuam em sentidos opostos.

O fato de  $b_5$  ter sido igual a zero, permite concluir que as empresas públicas e privadas apresentam idêntica elasticidade do produto com relação ao fator capital, ou seja,  $e_{yk}^E = e_{yk}^P = b_3 = 0,212$ . Por outro lado, a elasticidade do produto com relação ao trabalho das estatais ( $e_{yl}^E = b_2 + b_4 = 0,665 + 0,223 = 0,888$ ) é 25,1% maior que aquela observada nas empresas privadas ( $e_{yl}^P = b_2 = 0,665$ )<sup>8</sup>. Vale lembrar que a soma das elasticidades do produto em relação a todos os insumos, que é nada mais que a elasticidade de escala, permite inferir a respeito dos retornos de escala nessas empresas<sup>9</sup>. A elasticidade de escala do conjunto de empresas privadas ( $e_{yl}^P + e_{yk}^P = b_2 + b_3 = 0,665 + 0,212 = 0,877$ ) revela que os retornos de escala, para essas empresas, são declinantes, o que é garantido pelo fato dessa elasticidade ter sido menor que a unidade. Embora a soma dessas elasticidades (elasticidade de escala) para as empresas públicas seja ligeiramente superior à unidade, visto que  $e_{yl}^E + e_{yk}^E = (b_2 + b_4) + b_3 = 0,665 + 0,223 + 0,212 = 1,1$ , não se deve rejeitar a hipótese de que os retornos de escala nessas empresas sejam constantes. Esse fato foi comprovado ao testar-se o modelo (3.2) para as estatais, impondo-se a restrição de que  $(b_2 + Db_4) + b_3 = 1$ .

Com essa amostra expandida, o argumento estabelecido por Carrera-Fernandez & Oliveira (2004) de que o objetivo político das empresas públicas que operam no setor de saneamento básico brasileiro envia as produtividades marginais do capital e do trabalho se confirmou apenas para o capital. De fato, as forças políticas observadas nessas empresas concorrem para aumentar o valor da contribuição marginal do capital,

<sup>6</sup> Ajustando-se o modelo com apenas a *dummy* de intercepto, observou-se que esta não se mostrou significativa, indicando não haver qualquer diferença estatisticamente significativa no nível de produção das estatais, *vis-à-vis* as empresas privadas, proveniente de fatores não observáveis que não possa ser compensado por fatores observáveis (capital e trabalho).

<sup>7</sup> O viés da produção foi avaliado da seguinte forma:

$$\frac{y^E - y^P}{y^P} = e^{b_1 + b_4 \overline{\ln k}} - 1$$

onde  $\overline{\ln k}$  é o valor médio do logaritmo do nível de utilização do capital.

<sup>8</sup> Ressalte-se que a elasticidade do produto-insumo  $i$  é definida pela proporção entre as produtividades marginal e média do insumo, ou seja,  $e_{yi} = PMg_i / PMe_i$ .

<sup>9</sup> Vale lembrar que se essa soma for menor (igual ou maior) que a unidade as empresas apresentam retornos decrescentes (constantes ou crescentes) de escala.

umentando assim a contratação desse insumo. Especificamente, a produtividade marginal do capital na empresa estatal é 571,4% menor que a da empresa privada.

O modelo (3.2) permitiu comparar a eficiência técnica do conjunto das estatais vis-à-vis ao conjunto de empresas privadas que atuam no setor de saneamento básico brasileiro. No entanto, este modelo não permite estabelecer uma medida de eficiência técnica para cada uma dessas empresas, individualmente, nem tampouco para cada um desses agrupamentos de empresas. Isto porque este modelo não pode ser considerado como uma estimativa da fronteira de produção, visto que o resíduo  $t_i$ , que expressa diferenças entre as empresas, foi admitido ser simétrico e normalmente distribuído com média zero e variância constante  $S_t^2$ . A razão é que qualquer plano de produção observado deveria se situar dentro dessa fronteira de produção, o que exigiria que os distúrbios fossem negativos com média  $m_t < 0$  e variância finita  $S_t^2$ .

Para superar este problema, utiliza-se o conceito de fronteira determinística (ou *full frontier*), concebido inicialmente por Farrell (1957)<sup>10</sup>, ajustando-se o modelo (3.1) – linearizado, sem as variáveis *dummy*, mas com as de controle – pelo processo dos mínimos quadrados corrigidos (GREENE, 1980). Este procedimento consiste em corrigir a estimativa de  $\hat{a}_0$  pelo maior resíduo estimado (ou seja,  $\hat{a}_0 e^{\text{maior } \hat{t}_i}$ ), de modo a deixar o erro unilateral (medida de ineficiência). A estimativa dessa fronteira determinística de produção pode ser vista a seguir<sup>11</sup>:

$$\ln y = (3,911 + 0,9403) + 0,754 \ln l + 0,224 \ln k + 0,0025 Pae - 0,0071 Ih + 0,0038 Ima \quad (3.4)$$

(16,984)            (12,935)            (5,93)            (2,099)            (-4,231)            (4,449)

N = 174            F = 518,8            R<sup>2</sup> = 0,94

Com base na distribuição do erro unilateral assim obtida, pode-se definir uma medida de eficiência técnica  $\epsilon_{y,i}$  para as empresas que operam no setor de saneamento básico brasileiro da seguinte forma:

$$\epsilon_{y,i} = \frac{y_i}{y_i^*} = \frac{a_0 k^{a_1} l^{a_2} e^{\hat{t}_i + \text{maior } \hat{t}_i}}{a_0 k^{a_1} l^{a_2} e^{\text{maior } \hat{t}_i}} = e^{\hat{t}_i} \quad (3.5)$$

onde  $y_i$  é a produção observada da empresa  $i$ ,  $y_i^*$  é o limite superior de produção e  $\hat{t}_i$  é a estimativa do erro assimétrico, que se distribui com média  $m_t = -0,9403 < 0$  e variância

<sup>10</sup> Este problema pode ser, alternativamente, resolvido utilizando-se o conceito de fronteira estocástica proposto por Aigner, Lovell & Schmidt (1977), além do que se pode também avaliar uma medida de eficiência técnica das empresas. Este procedimento consiste em decompor o erro  $t_i$  em dois componentes independentes. O primeiro, que é simétrico, resulta de fatores fora do controle das empresas; enquanto que o segundo componente do erro, que é unilateral (negativo), restringe a produção a se situar sobre ou abaixo da fronteira estocástica, por razões específicas restritas às próprias empresas. Na prática, se admite que o erro unilateral se distribui de forma meio normal ou exponencial e os parâmetros dessa fronteira são estimados por máxima verossimilhança. No entanto, conforme demonstrado por Greene (1980), essas distribuições não propiciam estimadores regulares e bem comportados, o que só é conseguido com o uso da distribuição Gamma.

<sup>11</sup> Conforme demonstrado por Greene (1980), se a distribuição dos erros é simétrica e esta se aproxima da normal – que parece ser o caso da distribuição do erro aqui obtida (pelo baixo coeficiente de *skewness* encontrado) – não existe nenhum ganho de eficiência ao se estimar os parâmetros da fronteira por máxima verossimilhança. Isso porque seus estimadores se aproximam daqueles obtidos por meio dos mínimos quadrados. Neste caso, tais estimadores são também de máxima verossimilhança.



constante  $S_t^2 = 0,1523$ . Ressalte-se que a medida de eficiência (3.5) estará contida no intervalo  $[0,1]$ , de modo que 0 representa completa ineficiência e 1 plena eficiência.

O QUADRO 1 sumariza o desempenho das empresas públicas e privadas que operam no setor de saneamento básico no Brasil, em termos dessa medida  $\in_{y,i}$  de eficiência técnica, com base na estimativa da fronteira determinística de produção. Uma inspeção desse quadro permite observar que o grosso das empresas do setor se encontram nas duas faixas intermediárias de eficiência técnica (ou seja, entre 0,25 e 0,75, inclusive), sendo que quase 93,5% são de propriedade pública e 69,1% são de iniciativa privada. Por outro lado, as empresas públicas se concentram em menor proporção tanto na classe mais baixa ( $\leq 0,25$ ) quanto na mais alta classe ( $> 0,75$ ) de eficiência técnica (2,8% e 3,7%, respectivamente) contra 22,1% e 8,8% de empresas privadas. As estatais apresentaram indicadores de eficiência técnica que variaram de 0,19 até 0,81, enquanto que os indicadores para as empresas privadas variaram de 0,13 até o seu limite máximo, ou seja, um. A média do indicador de eficiência técnica das estatais, que é da ordem de 0,419, é semelhante à média das empresas privadas, cujo valor é de aproximadamente 0,424. Esse resultado indica que não há diferenciação significativa de desempenho técnico das empresas privadas relativamente às estatais, o que é garantido pela baixa estatística t (-0,1826) do teste de diferença das médias<sup>12</sup>. Esta constatação ratifica o resultado obtido anteriormente, ao ajustar-se o modelo (3.2).

**QUADRO 1: DESEMPENHO DAS EMPRESAS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL EM TERMOS DE EFICIÊNCIA TÉCNICA**

Intervalo de Eficiência ( $\in_y$ )	Número de empresas		Proporção de empresas (%)	
	Pública	Privada	Pública	Privada
$\leq 0,25$	3	15	2,8	22,1
0,25 - 0,50 inclusive	80	33	74,8	48,5
0,50 - 0,75 inclusive	20	14	18,7	20,6
$> 0,75$	4	6	3,7	8,8
Total	107	68	100,0	100,0

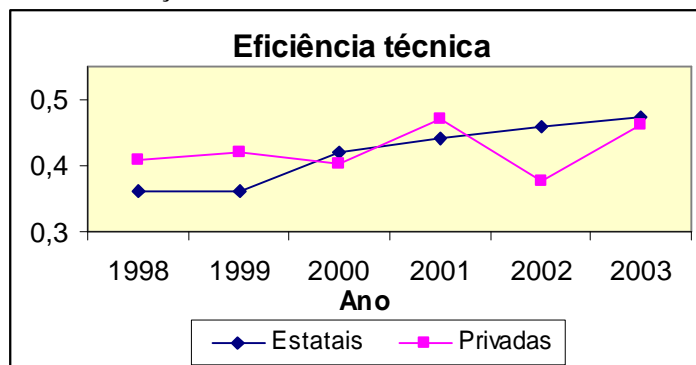
Os resultados obtidos acima permitem concluir que não existe qualquer diferença estatisticamente significativa na forma com que as empresas públicas e privadas, operando no setor de saneamento básico no Brasil, utilizam capital e trabalho por unidade de produto. Dessa maneira, pode-se afirmar que as empresas públicas e privadas desse setor são, sob o ponto de vista estatístico, igualmente eficientes no concernente ao conceito de eficiência técnica. Deve-se ressaltar que Carrera-Fernandez e Oliveira (2004), utilizando uma série de dados menor e metodologia análoga, evidenciaram um padrão característico de diferenciação nos indicadores de eficiência técnica. Isso significa que, ao serem incluídos os dados mais recentes, o conjunto das estatais melhorou o seu desempenho

<sup>12</sup> Seja  $H_0: \mu_E - \mu_P = 0$  a hipótese nula de igualdade das médias e  $H_1: \mu_E - \mu_P \neq 0$  a hipótese alternativa de diferença das médias, onde  $\mu_E$  e  $\mu_P$  são as respectivas médias dos indicadores de eficiência técnica das estatais e das empresas privadas, respectivamente. Se  $|t| > t_\alpha$  rejeita-se  $H_0$  e se aceita  $H_1$ , onde:  $|t| = (\mu_E - \mu_P) / [(\sigma_E^2/n) + (\sigma_P^2/n_P)]^{1/2}$ ;  $\sigma_E$  e  $\sigma_P$  são os desvios padrão dos respectivos indicadores médios;  $n_E$  e  $n_P$  são os respectivos números de observações desses dois grupos de empresas; e  $t_\alpha$  é a estatística t para um nível de significância  $\alpha$ .

técnico em relação ao conjunto das empresas privadas, a ponto de conseguir equiparar o seu indicador de eficiência técnica ao do conjunto das empresas privadas.

A FIGURA 2 mostra a evolução dos indicadores de eficiência técnica das empresas públicas e privadas no período de 1998 a 2003. Essa figura permite observar que os indicadores de eficiência das estatais apresentam uma tendência crescente ao longo de todo o período, fato esse que permitiu equiparar seus indicadores de eficiência aos das empresas privadas.

**FIGURA 2: EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE EFICIÊNCIA TÉCNICA**



#### **4. AS EFICIÊNCIAS ALOCATIVA E DE CUSTO E A FRONTEIRA DETERMINÍSTICA DE CUSTO**

A análise conduzida até agora, embora não tenha detectado qualquer diferença na eficiência técnica com que esses dois grupos de empresas desempenham suas atividades nesse setor, permitiu evidenciar padrões diferentes de comportamento entre esses dois agrupamentos de empresas no que concerne à alocação dos fatores produtivos. Isso ficou evidente ao compararem-se as produtividades marginais do trabalho das estatais relativamente às das empresas privadas. Especificamente, a detecção de forças contrárias que se contrapunham ao se ajustar a fronteira determinística de produção, embora não revelassem diferenças significativas de produção, podem vir afetar significativamente a estrutura de custos dessas empresas. Objetivando ampliar o conhecimento a respeito da eficiência com que esses dois agrupamentos de empresas combinam seus recursos produtivos, procede-se, a seguir, uma análise comparada sobre a eficiência alocativa do setor de saneamento básico no Brasil.

Diferenciando (3.1) com relação aos insumos de produção e tomando a proporção entre o capital e o trabalho, resulta a seguinte relação:

$$K = \frac{a_1}{a_2} \frac{y_l}{y_k} \quad (4.1)$$

onde  $y_k = F_k$  e  $y_l = F_l$  são as produtividades marginais do capital e do trabalho, respectivamente, e  $K = k/l$  é a relação capital-trabalho.

Objetivando detectar possíveis diferenças nas proporções de fatores entre esses dois agrupamentos de empresas, estimou-se o logaritmo da relação capital-trabalho em função do logaritmo da relação de preços dos insumos, bem como do tipo de

propriedade (através da utilização de é uma variável *dummy*  $D$ , que assume o valor unitário se a empresa é pública e zero se ela é privada), de acordo com o seguinte modelo<sup>13</sup>:

$$\ln K_i = b_0 + b_1 D_i + b_2 \ln W_i + b_3 D_i \ln W_i + e_i \quad (4.2)$$

onde  $W_i = p_l/p_k$  é a relação de preços dos insumos,  $b_0$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  e  $b_3$  são os parâmetros a serem estimados<sup>14</sup> e  $e_i$  é um ruído branco que captura os erros de medida e os erros aleatórios, que se admite serem normalmente distribuídos com média 0 e variância constante  $\sigma^2$ .

Visando testar a hipótese de diferenças significativas na alocação dos recursos entre esses dois agrupamentos de empresas, (4.2) pode ser reescrita, de forma desagregada, de acordo com as seguintes equações:

$$\ln K_i^E = (b_0 + b_1) + (b_2 + b_3) \ln W_i + e_i \quad (4.3)$$

$$\ln K_i^P = b_0 + b_2 \ln W_i + e_i \quad (4.4)$$

Efetuando-se a diferença entre (4.3) e (4.4), resulta:

$$\ln K_i^E - \ln K_i^P = b_1 + b_3 \overline{\ln W_i} \quad (4.5)$$

Tomando-se o antilogaritmo em (4.5) e subtraindo-se a unidade em ambos os lados, obtém-se o viés da relação capital-trabalho das empresas estatais em relação às empresas privadas:

$$\frac{K^E - K^P}{K^P} = e^{b_1 + b_3 \overline{\ln W}} - 1 \quad (4.6)$$

onde  $\overline{\ln W}$  é o valor médio do logaritmo da relação dos preços do trabalho e do capital. A expressão (4.6) depende dos coeficientes das *dummies*. Se esses coeficientes forem estatisticamente importantes no sentido de explicar possíveis diferenças na relação capital-trabalho entre esses dois grupos de empresas, o que significa ter  $b_1$  e  $b_3$  significativamente diferente de zero, então haverá um viés nessa relação tanto em favor do capital quanto favorável ao trabalho, o que dependerá se  $b_1 + b_3 \overline{\ln W_i} > 0$  ou se  $b_1 + b_3 \overline{\ln W_i} < 0$ , respectivamente.

Os resultados do modelo (4.2), com a utilização de uma variável de controle para monitorar possíveis diferenças de cobertura dos serviços de esgoto à população urbana ( $Pse$ ), são apresentados a seguir, onde os números entre parênteses são as estatísticas  $t$ :

$$\ln K = -2,075 + 6,69D + 0,383 \ln W - 0,299D \ln W - 0,0062Pse \quad (4.7)$$

$$(-1,246) \quad (3,5) \quad (4,551) \quad (-3,151) \quad (-3,158)$$

$$N = 163 \quad F = 37,99 \quad R^2 = 0,49$$

Uma análise da equação (4.7) revela que tanto a elasticidade de substituição entre capital e trabalho quanto a constante foram estatisticamente significativas. Especificamente, a elasticidade de substituição entre capital e trabalho das estatais é da ordem de 0,682, enquanto que a das empresas privadas é significativamente mais baixa e se situa em torno de 0,383. Uma inspeção dessa mesma equação permite constatar que os parâmetros das variáveis *dummy* de intercepto e de inclinação (que captam os efeitos

<sup>13</sup> De acordo com essa especificação, a diferença na proporção desses fatores entre empresas públicas e privadas se dá tanto por mudanças estruturais no intercepto quanto por alterações na inclinação da proporção de seus preços.

<sup>14</sup> Deve-se lembrar que o parâmetro  $b_2$  representa a elasticidade de substituição entre capital e trabalho das empresas privadas, enquanto que  $(b_2 + b_3)$  é a estimativa dessa elasticidade para as empresas estatais.

relacionados e não relacionados com a proporção dos preços dos insumos produtivos, irrespectivamente) se mostraram estatisticamente significativos. Especificamente, o fato de  $b_1 + b_3 \overline{\ln W_i} > 0$  significa que o viés na relação capital-trabalho da empresa estatal, relativamente à empresa privada, opera no sentido de contratar mais capital por unidade de trabalho. Quando se computam todos os fatores observáveis e não observáveis, a relação capital-trabalho das estatais é 43,9% maior que a relação verificada nas empresas privadas<sup>15</sup>. Esse resultado pode ser comprovado substituindo-se as estimativas dos parâmetros das *dummies* em (4.6). Pode-se concluir, portanto, que as estatais do setor de saneamento básico no Brasil contratam cerca de 44% a mais capital por unidade de trabalho que as empresas privadas que atuam nesse setor.

Utilizando metodologia análoga e dados de 1998 a 2002, Carrera-Fernandez e Oliveira (2004) detectaram um viés menor para a relação capital-trabalho das estatais em relação às empresas privadas, o qual era da ordem de 34,6%. O resultado aqui obtido, com a expansão da base de dados (para incluir as informações de 2003), evidencia que o conjunto das estatais, ao contratarem mais capital por unidade de trabalho que o conjunto das empresas privadas e aumentarem ainda mais esse viés, se tornaram mais ineficientes sob o ponto de vista alocativo.

Do exposto, pode-se concluir que a melhoria observada nos indicadores de eficiência técnica das estatais, relativamente às empresas privadas, foi lamentavelmente compensada por uma piora em termos de eficiência alocativa. Uma questão interessante seria saber qual desses dois efeitos impacta mais a estrutura de custos desses dois grupos de empresas. Essa questão será retomada a seguir, quando se fará uma análise comparada da eficiência de custo nesses agrupamentos de empresas.

Tentando avaliar até que ponto o aumento do viés na alocação dos recursos produtivos e a redução do viés na produção afetam os custos das estatais relativamente às empresas privadas, estima-se, a seguir, uma função de custo a partir da tecnologia adotada. Especificamente, a função de custo associada com a tecnologia (3.1) é especificada por:

$$C = Ay^{1/a} p_k^{a_1/a} p_l^{a_2/a} d \quad (4.8)$$

onde  $A = a_0^{-1/a} [(a_1/a_2)^{a_2/a} + (a_1/a_2)^{-a_1/a}]$  e  $a = a_1 + a_2$  são constantes positivas; e  $d$  é o resíduo. Aplicando-se logaritmo a ambos os lados de (4.8) e impondo-se a restrição de homogeneidade de grau um em preços<sup>16</sup>, obtém-se, após algumas manipulações algébricas,:

$$\ln C_i - \ln p_{ki} = \ln A + \frac{1}{a} \ln y_i + \frac{a_2}{a} (\ln p_{li} - \ln p_{ki}) + \ln d_i \quad (4.9)$$

sendo que o índice  $i$  identifica a empresa.

De forma análoga, o estudo comparativo da estrutura de custos das empresas públicas em relação às privadas é feito introduzindo-se uma variável *dummy*,  $D_i$ , ao modelo

<sup>15</sup> Quando se computam apenas os fatores não observáveis (ou seja, utilizando-se o modelo com apenas a *dummy* de intercepto), o viés na proporção entre capital e trabalho é ainda maior, chegando a 98,6%. Isso significa que, não fossem os ganhos auferidos pela proporção mais favorável dos preços dos insumos, as estatais alocariam os seus recursos produtivos de forma ainda mais ineficiente.

<sup>16</sup> Isto significa que a soma dos coeficientes de preços dessa equação deve ser igual a unidade. Uma forma de levar em consideração tal restrição é dividir o custo e os preços dos insumos por um dos preços, por exemplo,  $p_k$ .

(4.9), a qual assume o valor unitário para as estatais e o valor zero para as empresas privadas, ou seja<sup>17</sup>:

$$\ln C_i - \ln p_{ki} = b_0 + b_1 D_i + b_2 \ln y_i + b_3 (\ln p_{li} - \ln p_{ki}) + x_i \quad (4.10)$$

onde  $b_0 = \ln A$ ,  $b_1$ ,  $b_2 = 1/a$  e  $b_3 = a_2/a$  são os parâmetros a serem estimados e  $x_i = \ln d_i$  representa o erro da estimação, cuja distribuição é admitida ser normalmente distribuída com média zero e variância constante  $S^2$ . Deve-se ressaltar que o modelo (4.10), ao agrupar os dois tipos de empresas, possibilita testar econometricamente a significância de diferenças na estrutura de custos entre empresas onde o estado participa como empresário e as empresas privadas. Especificamente, se o sinal do coeficiente da variável *dummy* for estatisticamente significativo e positivo (isto é,  $b_1 > 0$ ) significa que as estatais apresentam custos operacionais maiores que as empresas privadas e vice-versa se  $b_1 < 0$ .

Com o intuito de quantificar o possível viés de custo devido à existência de ineficiência na estatal *vis-à-vis* a privada, reescreveu-se o modelo (4.10) de forma desagregada para cada agrupamento de empresas e tomou-se a diferença relativa de seus custos, donde obtém-se:

$$\frac{C^E - C^P}{C^P} = e^{b_1} - 1 \quad (4.11)$$

Vale a pena ressaltar que o viés (4.11) representa o acréscimo percentual no custo da estatal em relação à empresa privada devido exclusivamente à presença de ineficiência técnica.

Estimou-se o modelo (4.10) para o setor de saneamento básico no Brasil, com os mesmos controles utilizados anteriormente, ou seja, a proporção da população dos municípios atendidos com abastecimento de água e rede de esgoto (*Paa* e *Pse*). No entanto, a variável *dummy* e o controle *Paa* não se mostraram estatisticamente significativas. Os resultados dessa regressão, sem as variáveis não significativas, são apresentados a seguir (onde as estatísticas t são apresentadas entre parênteses)<sup>18</sup>:

$$\begin{aligned} \ln C - \ln p_k = & -7,308 + 0,850 \ln y + 0,953 (\ln p_l - \ln p_k) - 0,003 Pse & (4.12) \\ & (-14,952) (33,012) (41,231) & (-2,441) \\ & N = 159 & F = 1.697,8 & R^2 = 0,97 \end{aligned}$$

O fato de as variáveis *dummy* não terem sido estatisticamente significativas significa que não existe qualquer viés de custo da estatal em relação à empresa privada devido exclusivamente à presença de ineficiência técnica<sup>19</sup>. Esse resultado já era esperado, tendo em vista que, na seção anterior, ficou evidenciado que as estatais não eram ineficientes sob o ponto de vista técnico, ou seja, não existia qualquer viés na utilização de insumos por unidade de produto entre esses dois agrupamentos de empresas. Portanto, por não existir qualquer diferença nos níveis de eficiência técnica das estatais em relação às

<sup>17</sup> Estimou-se também um modelo alternativo com a introdução de *dummies* de inclinação nas variáveis independentes.

<sup>18</sup> Tomou-se como *proxy* para o custo as despesas totais incorridas pelas empresas com a produção de água e esgoto, em Reais por ano (valores de 2003).

<sup>19</sup> É importante registrar que o ajustamento do modelo alternativo com a adição de *dummies* multiplicativas forneceu parâmetros que não foram estatisticamente diferentes de zero, quer seja individual ou coletivamente. Isso confirma que não há diferenças estruturais nas funções de custo desses dois agrupamentos de empresas advindas da ineficiência técnica tanto por diferenças no intercepto quanto por alterações nas inclinações das variáveis independentes.

empresas privadas que atuam no setor de saneamento básico no Brasil, não existe também qualquer diferença na estrutura dos custos operacionais dessas empresas.

O modelo (4.10), especificado a partir da função de custo (4.1), restringe a firma a operar ao longo do seu caminho de expansão do produto ou de custo mínimo, de modo que o único conceito de eficiência ou ineficiência envolvido é o técnico. O modelo (4.10) pode ser estendido para permitir que a empresa opere fora do seu caminho de expansão do produto, possibilitando quantificar também a ineficiência na alocação de recursos. Para isso adiciona-se mais um termo a essa equação,  $y_i$ , para levar em consideração o aumento do custo resultante da utilização dos insumos na proporção incorreta (ineficiência alocativa):

$$\ln C_i - \ln p_{ki} = b_0 + b_1 D_i + b_2 \ln y_i + b_3 (\ln p_{li} - \ln p_{ki}) + y_i + x_i \quad (4.13)$$

A função  $y_i$  pode ser especificada supondo-se que as condições necessárias de primeira ordem para a minimização de custos não são satisfeitas, ou seja:

$$y_i = b_4 + b_5 D_i + b_6 \ln \frac{W_i}{K_i} \quad (4.14)$$

onde  $b_4$ ,  $b_5$  e  $b_6$  são os parâmetros a serem estimados. Substituindo-se (4.14) em (4.13), obtém-se o modelo estendido que permite testar a hipótese da existência de diferenças na estrutura de custos entre empresas estatais e privadas devido às ineficiências técnica e alocativa conjuntamente:

$$\ln C_i - \ln p_{ki} = \bar{b}_0 + \bar{b}_1 D_i + b_2 \ln y_i + b_3 (\ln p_{li} - \ln p_{ki}) + b_4 \ln \frac{W_i}{K_i} + x_i \quad (4.15)$$

onde  $\bar{b}_0 = b_0 + b_6$  e  $\bar{b}_1 = b_1 + b_5$  são os novos parâmetros a serem estimados<sup>20</sup>.

O ajustamento desse novo modelo revelou que as variáveis *dummy* (tanto a de intercepto quanto as de inclinação) não se mostraram estatisticamente significativas, quer seja de forma individual ou coletivamente. Isso significa que, apesar da comprovada ineficiência alocativa das empresas estatais, não existe qualquer viés na estrutura de custos dessas empresas relativamente às empresas privadas que operam nesse setor. Em outras palavras, a ineficiência alocativa das estatais não contribui para aumentar seus custos relativamente aos custos das empresas privadas. Uma possível explicação para esse fato é que as estatais têm tirado vantagem da diferença observada na distribuição de preços relativos dos insumos entre esses dois agrupamentos de empresas. Os resultados dessa regressão, sem as variáveis não significativas, são apresentados a seguir (onde as estatísticas t são apresentadas entre parênteses):

$$\ln C - \ln p_k = -7,409 + 0,781 \ln y + 1,164 (\ln p_l - \ln p_k) - 0,239 \ln \left( \frac{W}{K} \right) \quad (4.16)$$

(-17,409) (28,354) (27,085)

N = 159 F = 1.897,93

(-4,953)

R<sup>2</sup> = 0,97

<sup>20</sup> Vale lembrar que o viés de custo das estatais em relação às empresas privadas devido à conjunção dos dois tipos de ineficiência (ou seja, técnica e alocativa) pode ser avaliado através da expressão (4.11), substituindo-se  $b_1$  por  $\bar{b}_1$ .

Pode-se concluir que a maior utilização de capital por unidade de trabalho (ineficiência alocativa) verificada nas empresas estatais não afeta a estrutura de custos das mesmas, não sendo responsável, portanto, por qualquer aumento nos seus custos em relação aos das empresas privadas. Comparando esses resultados com aqueles obtidos por Carrera-Fernandez e Oliveira (2004), para um período de análise menor, pode-se observar que as estatais melhoraram seu desempenho a ponto de terem equiparado seus indicadores de eficiência técnica e de custo àqueles observados nas empresas privadas. Vale lembrar que o viés de custo resultante da ineficiência alocativa contabilizado pelos autores era de 4,3%, enquanto que o viés de custo proveniente da ineficiência técnica era de cerca de 24,1%.

O modelo (4.10) será reespecificado para que se possa estimar a fronteira de custo para o setor de saneamento básico brasileiro. Essa fronteira permitirá calcular uma medida de eficiência de custo para cada empresa que lá opera, assim como para o conjunto de empresas em cada grupo de propriedade. Isso exigirá reespecificar a distribuição do resíduo  $\xi_i$ , de modo que o custo observado de cada empresa se situe dentro dessa fronteira de custo. Admitindo-se que  $\xi_i$  se distribui com média positiva  $m_k > 0$  e variância finita  $S_x^2$ , o modelo (4.10), sem a variável *dummy*, pode ser estimado pelo método dos mínimos quadrados, a partir do qual corrige-se a estimativa de  $\hat{b}_0$  pelo menor resíduo estimado (ou seja,  $\hat{b}_0 e^{\text{menor } \hat{x}_i}$ ), de modo a deixar o erro unilateral (medida de ineficiência). A estimativa dessa fronteira determinística de custo pode ser vista a seguir:

$$\ln C - \ln p_k = (-7,308 - 1,5959 + 0,953 \ln p_l - \ln p_k) + 0,85 \ln y - 0,003 Pse \quad (4.17)$$

(-14,952)      (33,012)      (41,231)      (-2,441)  
 N = 159      F = 1.697,8      R<sup>2</sup> = 0,97

Vale lembrar que as estimativas do parâmetro de intercepto corrigido,  $\hat{b}_0 - m_c$ , e de todos os outros parâmetros  $\hat{b}_i$  ( $i \geq 1$ ) dessa fronteira determinística de custo são não enviesados e assintoticamente normais (GREENE, 1980).

A partir do erro unilateral, assim obtido, pode-se então estabelecer uma medida de eficiência relativa de custo  $\in_{c,i}$  para essas empresas, da seguinte forma:

$$\in_{c,i} = \frac{C_i^*}{C_i} = \frac{C(y_i, p_{ki}, p_{li}) e^{\text{menor } \hat{x}_i}}{C(y_i, p_{ki}, p_{li}) e^{\hat{x}_i + \text{menor } \hat{x}_i}} = e^{-\hat{x}_i} \quad (4.18)$$

onde  $C_i$  é o custo observado da empresa  $i$ ,  $C_i^*$  é o limite inferior de custo e  $\hat{x}_i$  é a estimativa do erro unilateral, cuja distribuição tem média  $m_k = 1,5959 > 0$  e variância constante  $S_x^2 = 0,19228$ . Essa medida de eficiência de custo estará contida no intervalo  $[0,1]$ , de modo que 0 representa completa ineficiência e 1 plena eficiência.

O QUADRO 2 mostra o desempenho das empresas públicas e privadas que operam no setor de saneamento básico no Brasil, em termos dessa medida de eficiência de custo  $\in_c$ . Uma inspeção desse quadro permite observar que o grosso das empresas (cerca de 74,5% das empresas privadas e 67,9% das estatais) operam no intervalo mais baixo de eficiência de custo (ou seja,  $\leq 0,25$ ). As estatais apresentam distribuição de eficiência custo que varia de 0,09 até 0,48, bastante diferenciada da distribuição apresentada pelas empresas

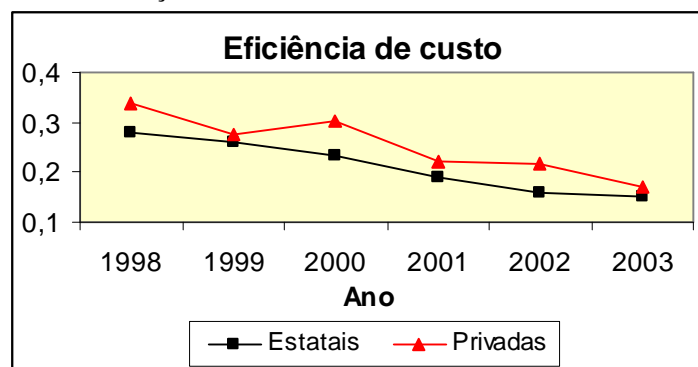
privadas, cujos indicadores variam de 0,06 até o seu limite máximo, ou seja, um. A média do indicador de eficiência de custo das estatais é da ordem de 0,22, enquanto que a média das empresas privadas é de cerca de 0,24. Apesar da mais baixa média de eficiência de custo apresentada pelas empresas públicas relativamente às privadas, não existe qualquer diferenciação estatisticamente significativa no padrão de eficiência desses dois agrupamentos de empresas. Esse resultado é garantido pela baixa estatística *t* (-0,9549) do teste de diferença das médias e confirma o resultado obtido anteriormente, ao ajustar-se o modelo (4.16), de que as estatais não apresentavam qualquer viés de alta nos seus custos *vis-à-vis* aos das empresas privadas.

**QUADRO 2: DESEMPENHO DAS EMPRESAS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL EM TERMOS DE EFICIÊNCIA DE CUSTO**

Intervalo de eficiência ( $\epsilon_c$ )	Número de empresas		Proporção das empresas (%)	
	Públicas	Privadas	Públicas	Privadas
$\leq 0,25$	74	38	67,9	74,5
0,25 - 0,50 inclusive	35	8	32,1	15,7
0,50 - 0,75 inclusive	0	3	0	5,9
$> 0,75$	0	2	0	3,9
<b>Total</b>	<b>109</b>	<b>51</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

A FIGURA 3 mostra a evolução dos indicadores de eficiência de custo das empresas públicas e privadas no período analisado. Essa figura permite observar que os indicadores de eficiência desses dois agrupamentos de empresas apresentam uma preocupante tendência de queda ao longo de todo o período.

**FIGURA 3: EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE EFICIÊNCIA DE CUSTO**



De acordo com Farrell (1957), essa medida de ineficiência de custo e a medida de ineficiência produtiva (composta pelas ineficiências técnica e alocativa) são duas formas diferentes de medir os erros na atividade de produção. De fato, a ineficiência de custo reflete o valor que a empresa poderia economizar mantendo o seu nível de produção constante, enquanto que a ineficiência produtiva representa o nível de produção adicional que a empresa poderia produzir mantendo o seu custo constante.

A teoria da dualidade garante que o resíduo positivo resultante da estimação da fronteira de custo está intimamente associado com o resíduo negativo do ajustamento da



fronteira de produção<sup>21</sup>. Isso porque a produção de uma firma ineficiente estará abaixo da fronteira de produção, assim como o custo de uma firma ineficiente também estará acima da fronteira de custo. Em outras palavras, a ineficiência produtiva implica em ineficiência de custo e vice-versa. Isso significa que a partir da estimação dessa fronteira determinística de custo e dos desvios observados dessa fronteira (ineficiência de custo), pode-se determinar a eficiência produtiva das empresas que compõem o setor de saneamento básico no Brasil, assim como decompor essa medida de eficiência em seus dois componentes, ou seja, eficiência técnica e alocativa (KOOP & DIEWERT, 1982, ZIESCHANG, 1983 e MENSAH, 1994).

De acordo com Koop & Diewert (1982), a decomposição da medida de eficiência técnica com base no conceito de eficiência de custo pode ser obtida através da solução do seguinte sistema de três equações não lineares (proporção de insumos e funções de demanda por insumos) nos vetores  $k$ ,  $l$  e  $p_l$  (com  $p_k = 1$ ):

$$\begin{aligned} \frac{k}{l} &= \frac{k^*}{l^*} \\ l &= \frac{\partial C(y^*, p_l, 1)}{\partial p_l} = 0,953 e^{-8,9039 - 0,003 p_{se}^*} p_l^{-0,047} y^{*0,85} \\ k &= \frac{\partial C(y^*, p_l, 1)}{\partial p_k} = 0,047 e^{-8,9039 - 0,003 p_{se}^*} p_l^{0,953} y^{*0,85} \end{aligned} \quad (4.19)$$

sendo que o asterisco denota a magnitude observada. De posse dos vetores de demandas por capital e trabalho, os quais são obtidos a partir da solução de (4.19), determina-se o vetor de custo tecnicamente eficiente  $C^{ET}$ . O vetor de custo produtivamente eficiente,  $C^{EP}$ , é estimado substituindo-se os valores observados na fronteira de custo estimada (4.17). Com base nesses dois vetores de custos e no vetor de custos observados de produção,  $C^*$ , os índices de eficiência de Farrell podem ser obtidos da seguinte forma:

$$\begin{aligned} EP &= C^{EP} / C^* \\ ET &= C^{ET} / C^* \\ EA &= EP / ET \end{aligned}$$

O QUADRO 3 mostra a decomposição da eficiência produtiva em seus dois componentes (eficiência técnica e alocativa), por tipo de propriedade. Uma inspeção desse quadro permite comprovar que, exceto para a medida de eficiência alocativa, as empresas privadas apresentam os menores valores mínimos e os maiores valores máximos de todos os três indicadores de eficiência. Pode-se também constatar que o indicador médio de eficiência alocativa das estatais é significativamente menor que o das empresas privadas, o que é garantido pela alta estatísticas t do teste de diferença das médias (-5,089). O mesmo não pode ser dito a respeito da eficiência técnica e da produtiva, ou seja, as baixas estatísticas t dos testes das médias para essas duas definições de eficiência não garantem que as estatais sejam menos eficientes que as empresas privadas.

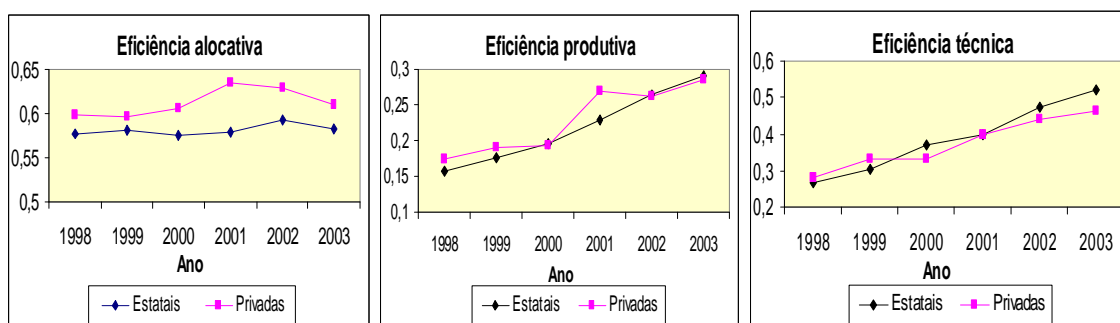
<sup>21</sup> Greene (1980) mostrou que se a função de produção é homogênea de grau  $\alpha$ , então os erros estão correlacionados da seguinte forma:  $u' = u^{-\alpha}$ , sendo que  $u'$  e  $u$  são os erros das fronteiras de custo e produção, respectivamente.

**QUADRO 3: DECOMPOSIÇÃO DOS ÍNDICES DE EFICIÊNCIA PRODUTIVA POR TIPO DE PROPRIEDADE DAS EMPRESAS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL**

Grupo de Empresas	Indicador	Eficiência produtiva	Eficiência técnica	Eficiência alocativa
<b>Estatais</b> (N <sub>E</sub> = 109)	Média	0,2149	0,3829	0,5812
	Desvio padrão	0,0778	0,155	0,0378
	Mínimo	0,09	0,15	0,41
	Máximo	0,46	0,89	0,66
<b>Privadas</b> (N <sub>P</sub> = 51)	Média	0,2363	0,3925	0,6129
	Desvio padrão	0,125	0,212	0,0354
	Mínimo	0,04	0,06	0,51
	Máximo	0,72	1,00	0,70
<b>Diferença das médias</b>	Estatística t	-1,105	-0,284	-5,089
<b>Todas as empresas</b> (N = 160)	Média	0,2217	0,3865	0,5913
	Desvio padrão	0,0955	0,1781	0,0398
	Mínimo	0,04	0,06	0,41
	Máximo	0,72	1,00	0,70

A FIGURA 4 mostra, sob a ótica da fronteira de custo, a evolução dos indicadores de eficiência produtiva e de seus dois componentes (alocativa e técnica) das empresas públicas e privadas no período de 1998 a 2003. Essa figura permite observar que a eficiência produtiva é fortemente influenciada pela eficiência técnica. Além do mais, ela permite constatar que os indicadores de eficiência desses dois agrupamentos de empresas tiveram um comportamento semelhante ao longo tempo.

**FIGURA 4: EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE EFICIÊNCIA PRODUTIVA, ALOCATIVA E TÉCNICA SOB A ÓTICA DA FRONTEIRA DE CUSTO**



Esses resultados comprovam, por caminhos diferentes, as evidências obtidas anteriormente acerca desses diferentes conceitos de eficiência. Especificamente, pode-se comprovar que o maior problema enfrentado pelas empresas estatais diz respeito ao conceito de eficiência alocativa, fato esse garantido pela maior diferença entre esses dois agrupamentos de empresas. Essa evidência já havia sido constatada anteriormente, ao analisar-se a relação capital-trabalho dessas empresas. No entanto, pode-se também constatar que a ineficiência alocativa não é tão relevante para o desempenho das empresas estatais no que concerne à sua eficiência produtiva, assim como não foi em termos de eficiência de custo. Em outras palavras, o fato de as estatais serem ineficientes na alocação de seus recursos produtivos não afeta significativamente a sua eficiência produtiva nem tampouco a sua estrutura de custos.

## 5. A EFICIÊNCIA ECONÔMICA E A FRONTEIRA DETERMINÍSTICA DE LUCRO

Avaliar a performance das empresas que compõem o setor de saneamento básico com base na eficiência de lucro é uma tarefa bastante complicada, principalmente porque nesse conjunto estão as empresas de propriedade pública, as quais não dispõem de mecanismos para fazer com que seus gerentes encarem a maximização do lucro como principal objetivo a ser perseguido. Conforme apontado por Carrera-Fernandez e Oliveira (2004), o lucro é para a empresa estatal apenas um dos argumentos da função de utilidade gerencial, a qual incluem outros objetivos, principalmente os políticos. Em outras palavras, o gerenciamento público pode adotar várias estratégias que acabam por intercambiar lucro por poder político, beneficiando grupos de consumidores mais politizados ou com maior poder econômico em detrimento dos grupos com menor poder político ou econômico (CARRERA-FERNANDEZ & OLIVEIRA, 2004).

Objetivando analisar possíveis diferenças na performance desses dois tipos de empresas em termos de lucro, estimou-se também uma função de lucro, a qual é especificada por<sup>22</sup>:

$$p = ap^{b_1} p_k^{b_2} p_l^{b_3} n \quad (5.1)$$

onde  $p$  denota o lucro,  $p$  é a tarifa média (ponderada) dos serviços de abastecimento de água potável e esgotamento sanitário;  $p_k$  e  $p_l$  são os preços do capital e do trabalho, respectivamente;  $a$ ,  $b_1$ ,  $b_2$  e  $b_3$  são constantes positivas; e  $v$  é o resíduo. Tendo em vista que a função de lucro é homogênea de grau um em preços (do produto e dos insumos), uma restrição deve ser imposta a função (5.1) de modo que a soma de seus coeficientes de preços seja igual à unidade. Uma forma de levar em consideração tal restrição é dividir o lucro e os preços por um dos preços, por exemplo,  $p_l$ , de modo que (5.1), após algumas manipulações algébricas, pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\ln p_i - \ln p_{li} = a_0 + b_1 (\ln p_i - \ln p_{li}) + b_2 (\ln p_{ki} - \ln p_{li}) + \ln n_i \quad (5.2)$$

sendo que  $a_0 = \ln a$  e  $i$  identifica a empresa.

É importante frisar que uma grande parte das empresas que atuam no setor de saneamento básico apresenta lucro negativo<sup>23</sup>, fato esse que impediria o uso do logaritmo. Uma forma de superar esse problema seria adicionar uma constante  $q$  ao lucro de cada empresa, de forma a obter valores positivos para a variável transformada de todas as empresas. Essa constante é definida pelo menor valor do lucro observado ( $p^{min}$ ) mais a unidade, ou seja:

$$q = p^{min} + 1$$

Deve-se ressaltar que a empresa que apresentar o menor valor do lucro terá, após a transformação, lucro unitário, de modo que o seu logaritmo será zero. Além do mais, e

<sup>22</sup> Ressalte-se que a função de lucro pressupõe que os mercados do produto e dos insumos sejam perfeitamente competitivos de modo que os preços estejam fora do controle das empresas. No que concerne aos mercados de insumos, esse pressuposto é bastante realístico. O mesmo não pode ser dito a respeito do mercado de produto, tendo em vista que as empresas são, em geral, monopólios naturais nos municípios onde operam. No entanto, como o preço do produto é regulado pelo Estado, estando geralmente fora do controle das empresas, este pode ser considerado como exógeno.

<sup>23</sup> A *proxy* utilizada para o lucro foi o valor lucro líquido auferido pela empresa incluindo as despesas de depreciação, cujos valores estão em Reais de 2003.

visando proceder ao estudo comparativo da estrutura de lucros das empresas públicas em relação às privadas, introduz-se uma variável *dummy*  $D_i$  (a qual assume o valor unitário para as estatais e o valor zero para as empresas privadas), de modo que o modelo (5.2) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\ln(p_i + q) - \ln p_{li} = a_0 + a_1 D + b_1 (\ln p_i - \ln p_{li}) + b_2 (\ln p_{ki} - \ln p_{li}) + e_i \quad (5.3)$$

onde  $a_0$ ,  $a_1$ ,  $b_1$  e  $b_2$  são os parâmetros a serem estimados e  $e_i = \ln n_i$  representa o erro da estimação, cuja distribuição é admitida ser normalmente distribuída com média zero e variância constante  $S^2$ .

De forma análoga ao procedimento adotado anteriormente em relação ao modelo de custo, o modelo (5.3) permite testar a significância estatística de diferenças na estrutura de lucros das empresas públicas em relação às empresas privadas. Isto é, se  $a_1 > 0$ , então as estatais apresentam lucros maiores que as empresas privadas e vice-versa se  $a_1 < 0$ . Especificamente, o viés no lucro das estatais *vis-à-vis* as empresas privadas pode ser obtido da seguinte forma:

$$\frac{p^E - p^P}{p^P} = e^{a_1} - 1 \quad (5.4)$$

Note-se que a constante aditiva do lucro  $q$ , por ser igual para todas as firmas – independentemente do tipo de propriedade –, se cancela ao tomar-se a diferença. O viés (5.4) é o acréscimo (se  $a_1 > 0$ ) ou a redução (se  $a_1 < 0$ ) percentual no lucro da estatal em relação ao da empresa privada resultante das eficiências ou ineficiências de custo (técnica e alocativa) e de escala conjuntamente.

Os resultados da estimação do modelo (5.3) para o setor de saneamento básico no Brasil, controlado para captar possíveis diferenças nos preços da energia dessas empresas relativamente ao preço do fator trabalho<sup>24</sup>, são apresentados a seguir (onde as estatísticas t estão entre parênteses)<sup>25</sup>:

$$\ln(p + q) - \ln p_l = 17,555 - 0,528D + 0,711(\ln p - \ln p_l) - 0,127(\ln p_k - \ln p_l) + 0,37Pe \quad (5.5)$$

(3,843)	(-1,931)	(2,969)	(-1,939)	(2,877)
N = 156	F = 7,41	R <sup>2</sup> = 0,16		

sendo que  $Pe$  representa a variável de controle para o preço relativo da energia.

Uma inspeção dos resultados do modelo (3.36) permite constatar que apesar do seu baixo poder de explicação, os sinais dos estimadores foram corretos, de acordo com as propriedades da função de lucro<sup>26</sup>, e estatisticamente significativos. Especificamente, o coeficiente do preço do produto (relativamente ao salário), apesar de baixo (menor que a unidade), foi positivo e significativo a 1%, enquanto que o do preço do capital em relação ao do trabalho foi negativo e estatisticamente significativo a 5,4%. De fundamental importância é a significância estatística do estimador da variável *dummy* (que foi

<sup>24</sup> A racionalidade para o uso desse controle é que, sendo a energia elétrica um importante fator de produção do setor de saneamento básico brasileiro, o seu preço passa a ser um parâmetro da função de lucro das empresas que lá operam, podendo inclusive afetar significativamente a formação do lucro das empresas desse setor.

<sup>25</sup> Deve-se ressaltar que este modelo foi também estimado com a introdução de *dummies* de inclinação, mas estas não foram significativas.

<sup>26</sup> Vale lembrar que a função de lucro, além da propriedade de homogeneidade de grau um em preços, é não decrescente no preço do produto e não crescente nos preços dos insumos.

significativo a 5,5%), além do que o seu sinal foi negativo, indicando que existe um viés para baixo no lucro das estatais em relação ao das empresas privadas. Especificamente, o viés para baixo no lucro das empresas onde o estado atua como empresário, relativamente às empresas privadas, é da ordem de -41%, conforme pode ser comprovado ao substituir-se o valor de  $a_1$  ( $= -0,528$ ) na expressão (5.4). Tendo em vista que a estrutura de custos das estatais não foi significativamente diferente daquela observada nas empresas privadas, a despeito delas terem sido alocativamente ineficientes, essa ineficiência econômica (ou de lucro) das estatais, *vis-à-vis* a empresa privada, permite inferir que as empresas estatais são ineficientes de escala.

A fronteira de lucro transformado para o setor de saneamento básico brasileiro, a qual permite avaliar uma medida de eficiência de lucro de cada empresa, pode ser obtida estimando-se o modelo (5.3) sem a *dummy*, pelo método dos mínimos quadrados, ao tempo em que se reespecifica a distribuição do resíduo resultante desse ajustamento, de modo a deixá-la unilateral. Isso exige que  $\varepsilon_i$  se distribua com média negativa  $m_e < 0$  e variância finita  $S_e^2$ . Para isso basta corrigir a estimativa do intercepto  $\hat{a}_0$  pelo maior resíduo estimado (ou seja,  $\hat{a}_0 e^{\hat{maior} \hat{e}_i}$ ), de forma tal que o lucro transformado observado de cada empresa se situe dentro dessa fronteira. Tal fronteira determinística de lucro transformado pode ser vista a seguir:

$$\ln(p+q) - \ln p_i = (21,902 + 1,157I) + 0,866(\ln p - \ln p_k) - 0,056(\ln p_k - \ln p_l) + 0,417Pe \quad (5.6)$$

(5,461)      (3,81)      (-1,059)      (3,275)

N = 156      F = 8,485      R<sup>2</sup> = 0,14

Com base nessa fronteira, pode-se definir uma medida de eficiência de lucro  $\in_{p,i}$  para as empresas que operam no setor de saneamento básico do Brasil, tomando-se a razão entre o lucro transformado observado da empresa  $i$ ,  $p_i + q$ , e o máximo nível transformado que pode ser alcançado pela empresa mais eficiente,  $p_i^* + q$ , ou seja<sup>27</sup>:

$$\in_{p,i} = \frac{p_i + q}{p_i^* + q} = \frac{ap^{b_1} r^{b_2} w^{b_3} e^{\hat{e}_i + \hat{maior} \hat{e}_i}}{ap^{b_1} r^{b_2} w^{b_3} e^{\hat{maior} \hat{e}_i}} = e^{\hat{e}_i}$$

onde  $\hat{e}_i$  é a estimativa do erro assimétrico, cuja distribuição tem média  $m_e = -1,1571 < 0$  e variância constante  $S_e^2 = 1,3386$ . Ressalte-se que essa medida de eficiência estará contida no intervalo  $[0,1]$ , de modo que o limite inferior representa completa ineficiência e o limite superior plena eficiência.

O QUADRO 4 compara o desempenho das empresas públicas e privadas do setor de saneamento básico no Brasil no que concerne à medida de eficiência de lucro  $\in_p$ .

<sup>27</sup> Se a medida de eficiência de lucro fosse definida pela relação entre o lucro observado e o máximo nível alcançado, ou seja:

$$\in'_{p,i} = \frac{p_i}{p_i^*} = \frac{ap^{b_1} r^{b_2} w^{b_3} e^{\hat{e}_i + \hat{maior} \hat{e}_i} - q}{ap^{b_1} r^{b_2} w^{b_3} e^{\hat{maior} \hat{e}_i} - q}$$

tal medida alternativa de eficiência, e diferentemente da medida acima, não estaria restrita ao intervalo  $[0, 1]$ , podendo ser inclusive negativa, visto que o lucro observado pode ser negativo.

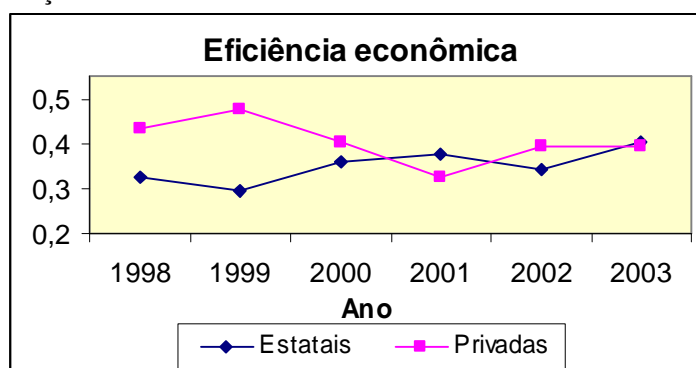
Pode-se observar que a grande maioria das empresas (72,7% das estatais e 76,6% das privadas) opera no segundo intervalo mais baixo da escala de eficiência de lucro (0,25 a 0,50 inclusive). Os indicadores de eficiência econômica (ou de lucro) das estatais variaram de zero (ineficiência máxima) a 0,81, enquanto que a faixa de variação para as empresas privadas foi de 0,19 a 1,0 (eficiência máxima). A eficiência de lucro média do setor é da ordem de 0,36, sendo que a eficiência média das estatais é de 0,35 contra 0,40 das empresas privadas, revelando, portanto, uma certa diferenciação de desempenho das estatais relativamente às empresas privadas. De fato, alta estatística t do teste de diferença das médias (-2,437) garante que o agrupamento de empresas públicas é menos eficiente que o conjunto das empresas privadas.

**QUADRO 4: DESEMPENHO DAS EMPRESAS DE SANEAMENTO BÁSICO NO BRASIL EM TERMOS DE EFICIÊNCIA DE LUCRO**

Intervalo de eficiência ( $\in_p$ )	Número de empresas		Proporção das empresas (%)	
	Públicas	Privadas	Públicas	Privadas
$\leq 0,25$	19	3	17,3%	6,4%
0,25 - 0,50 inclusive	80	36	72,7%	76,6%
0,50 - 0,75 inclusive	10	7	9,1%	14,9%
$> 0,75$	1	1	0,9%	2,1%
<b>Total</b>	<b>110</b>	<b>47</b>	<b>100,0%</b>	<b>100,0%</b>

A FIGURA 5 mostra a evolução dos indicadores de eficiência econômica ou de lucro das empresas públicas e privadas ao longo do período analisado. Pode-se constatar que há um padrão diferenciado na evolução do desempenho econômico desses dois tipos de empresas. Especificamente, enquanto as estatais exibem uma tendência crescente nos seus indicadores de eficiência, as empresas privadas mostram uma tendência declinante ao longo do tempo. Isso tem contribuído para que as estatais tenham reduzido a defasagem observada, principalmente no início da série, nos seus indicadores de eficiência econômica.

**FIGURA 5: EVOLUÇÃO DOS INDICADORES DE EFICIÊNCIA ECONÔMICA OU DE LUCRO**



Tendo em vista que as empresas públicas e privadas que operam no setor de saneamento básico brasileiro não mostraram qualquer diferença estatisticamente significativa em termos de eficiência de custo, pode-se inferir que seus indicadores de eficiência econômica (ou de lucro) ficaram estreitamente atrelados ao componente advindo da receita. Neste caso específico, pode-se estabelecer que a ineficiência econômica das empresas estatais é fortemente influenciada pela escolha de uma escala de produção inapropriada relativamente à escala adotada pelas empresas privadas. Em outras palavras, o

fato de as das estatais apresentarem níveis inquestionavelmente menores de eficiência de lucro, mas não de custo, que aqueles observados nas empresas privadas, acaba por revelar que as estatais apresentam uma menor eficiência de escala. Apesar de o setor de saneamento básico no Brasil ter suas tarifas reguladas pelo estado e em muitos casos fora da realidade da estrutura de custos das mesmas, pode-se concluir que as empresas estatais têm escolhido uma escala de produção inapropriada, significativamente diferente daquela escolhida pelas empresas privadas.

Objetivando ampliar o conhecimento a esse respeito e verificar como os múltiplos conceitos de eficiência se correlacionam entre si, o QUADRO 5 mostra os coeficientes de correlação de Pearson entre os vários conceitos de eficiência para o agregado de empresas e para os dois agrupamentos diferenciados pelo tipo de propriedade. Uma inspeção desse quadro permite constatar que há forte correlação positiva entre a eficiência produtiva e a eficiência técnica para todas as empresas sejam estas públicas ou privadas. Este resultado demonstra a grande importância da melhor utilização dos insumos por unidade de produção tem para a eficiência produtiva da empresa. Existe uma correlação negativa entre a eficiência técnica e a eficiência alocativa para as estatais, mas não para as empresas privadas. Este fato já era esperado, tendo em vista que as estatais compensavam a maior alocação de capital por unidade de trabalho com uma melhor utilização desses insumos por unidade de produção. Pode-se observar que existe também uma correlação positiva entre a eficiência econômica e as eficiências produtiva e técnica para as empresas estatais, mas não para as privadas. A correlação que existe para as empresas privadas, mas não para as estatais, é entre a eficiência econômica e a eficiência alocativa, mas esta é negativa<sup>28</sup>.

**QUADRO 5: COEFICIENTES DE CORRELAÇÃO DE PEARSON**

Eficiência	Eficiência			
	Produtiva ou de custo	Técnica	Alocativa	Econômica ou de lucro
<b>Pooling de empresas (N = 160)</b>				
<b>Produtiva ou de custo</b>	1,000			
<b>Técnica</b>	0,988**	1,000		
<b>Alocativa</b>	-0,089	-0,229**	1,000	
<b>Econômica ou de lucro</b>	0,181*	0,169*	-0,025	1,000
<b>Empresas públicas (N = 109)</b>				
<b>Produtiva ou de custo</b>	1,000			
<b>Técnica</b>	0,984**	1,000		
<b>Alocativa</b>	-0,126	-0,292**	1,000	
<b>Econômica ou de lucro</b>	0,264**	0,248**	0,019	1,000
<b>Empresas privadas (N = 51)</b>				
<b>Produtiva ou de custo</b>	1,000			
<b>Técnica</b>	0,996**	1,000		
<b>Alocativa</b>	-0,168	-0,245	1,000	
<b>Econômica ou de lucro</b>	0,028	0,038	-0,397**	1,000

\*\* Significante ao nível de 1% (2-tailed)

\* Significante ao nível de 5% (2-tailed)

<sup>28</sup> Vale lembrar que a maximização do lucro é um objetivo mais amplo que a minimização do custo, pois além de requerer que o custo seja minimizado, ele exige que a receita seja maximizada.

Essas evidências revelam que há um comportamento distinto entre o agrupamento de empresas privadas e o de estatais no que concerne à otimização da receita. Esse resultado sugere que uma empresa privada com custos mais elevados pode compensar essa aparente ineficiência com receitas mais altas, valendo-se de uma diferente composição de serviços entre seus usuários<sup>29</sup>. Essa empresa, por exemplo, poderia expandir a oferta de serviços em áreas mais densamente povoadas com maior poder aquisitivo e reduzindo-a nas zonas rurais com baixa disponibilidade a pagar. Além do mais, serviços de melhor qualidade mais valorizados por usuários de maior poder aquisitivo, que envolvem inevitavelmente custos mais elevados, mas não são necessariamente ineficientes, poderiam ser supridos pelas empresas privadas.

## 6. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

Tentando ampliar o conhecimento a respeito da performance do setor de saneamento básico no Brasil, este artigo analisou a participação conjunta das iniciativas pública e privada no fornecimento dos serviços de abastecimento de água e esgotamento sanitário. Estimaram-se diferentes medidas de eficiência, de acordo com os múltiplos conceitos largamente utilizados na teoria econômica, o que permitiu fazer um estudo comparado a respeito do desempenho desses dois agrupamentos de empresas.

Especificamente, observou-se que o nível de produção das estatais é cerca de 9% menor que o nível observado nas empresas privadas, diferencial este resultante tanto de fatores observáveis (capital e trabalho) quanto não observáveis. A despeito desta evidência, constatou-se, ao se estimar a fronteira de produção, que não há diferenças estatisticamente significativas na eficiência técnica das empresas públicas relativamente às privadas. Isso significa que se deve rejeitar a hipótese de que existe qualquer viés na utilização de insumos por unidade de produto entre esses dois agrupamentos de empresas.

O argumento de que o objetivo político das empresas públicas enviesa as produtividades marginais do capital e do trabalho se confirmou apenas para o capital, mas não houve qualquer evidência que tivesse ocorrido o mesmo com o fator trabalho. No entanto, quando se computaram todos os fatores observáveis e não observáveis, constatou-se que a relação capital-trabalho das estatais é 44% maior que a relação verificada nas empresas privadas. De fato, a decomposição da medida de eficiência produtiva em seus dois componentes permitiu ratificar que o grande problema das estatais que operam no setor de saneamento básico brasileiro diz respeito à ineficiência alocativa. A despeito disto, a estimativa da fronteira determinística de custo permitiu constatar que não existe qualquer viés de alta no custo das estatais *vis-à-vis* ao das empresas privadas, que seja justificado tanto pela ineficiência alocativa apenas quanto pela ineficiência produtiva, que engloba as ineficiências técnica e alocativa conjuntamente. Em outras palavras, a maior utilização de capital por unidade de trabalho (ineficiência alocativa), verificada nas empresas estatais, não afetou significativamente a estrutura de custos das mesmas, não sendo responsável, portanto, por qualquer aumento nos seus custos em relação aos das empresas privadas.

Finalmente, constatou-se que existe um viés, estatisticamente significativo, para baixo no lucro das empresas onde o estado atua como empresário, em relação ao das empresas privadas, de aproximadamente 41%, o que implica em ineficiência econômica. Essa constatação revela que as estatais escolhem uma escala de produção não condizente com a escala socialmente ótima e, portanto, acabam sendo ineficientes de escala. De fato, a

---

<sup>29</sup> Para uma análise desse fenômeno no setor bancário europeu, veja-se Berger & Mester (1997).



estimativa da fronteira de lucro permitiu concluir que o agrupamento de empresas públicas é sob o ponto de vista econômico menos eficiente que o conjunto das empresas privadas.

Ao se avaliar os vários indicadores de eficiência do setor de saneamento básico no Brasil, e compará-los com base na distinção imposta pelo direito de propriedade das empresas que lá atuam, espera-se que este trabalho possa contribuir para subsidiar as políticas públicas nessa área, principalmente agora que se discute bastante a questão das parcerias públicas-privadas no Brasil. É com suficiente conhecimento dessas importantes questões que a sociedade brasileira será capaz de solucionar os problemas enfrentados pelo setor, gerando assim melhores condições de vida para os seus cidadãos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AIGNER, D. J; CHU, S. F. On estimating the industry production function. **American Economic Review**, v. 58, p. 826 – 839, 1968.
- AIGNER, D. J; LOVELL, C. A. K; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, n. 1, p. 21 – 37, 1977.
- AIGNER, D. J; LOVELL, C. A. K; SCHMIDT, S. S. **The measurement of efficiency of production**. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- ALCHIAN, Armen A. Some economics of property rights. **II Político**, n.30, v. 4, p. 816 – 829, 1965.
- ALCHIAN, Armen. The basis of some recent advances in the theory of management of the firm. **Journal of Industrial Economics**, n. 14, p.30-41, 1966.
- BERGER, A. N.; MESTER, L. J. Inside the black box: hat explains differences in the inefficiencies of financial institutions. **Journal of Banking & Finance**, v. 21, p. 895 – 947, 1997.
- BRASIL. Presidência da República. Secretaria Especial de Desenvolvimento Urbano – SEDU/PR. Programa de Modernização do Setor Saneamento – PMSS. **O pensamento do setor saneamento no Brasil: perspectivas futuras**. Brasília, dez.2002. Disponível em: <[http:// www.snis.gov.br](http://www.snis.gov.br)>. Acesso em: 22 fev.2003.
- BUCHANAN, J. M. **Theory of public choice**, University of Michigan Press. Michigan, MI, 1972.
- CARRERA-FERNANDEZ, José; OLIVEIRA, Anderson. Análise de eficiência do setor de saneamento básico no Brasil. **IX Encontro Regional de Economia da ANPEC – Fórum BNB de Desenvolvimento**. Fortaleza - CE, 2004.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of The Royal Statistical Society**, v. 125, p. 252–267, 1957.
- GREENE, W. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 27 – 56, 1980.
- JONDROW, J.; LOVEL, C.; MATEROV, I.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency. **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 233-238, 1982.
- KOPP, R. J. The measurement of productive efficiency: a reconsideration. **Quarterly Journal of Economics**, v. 96, p. 477 – 503, 1981.
- KOPP, R. J; DIEWERT, W. E. The decomposition of frontier cost function deviations into measures of technical and allocative efficiency. **Journal of Econometrics**, v. 19, p. 319 – 331, 1982.
- MARTIN, S. PARKER, D. **The impact of privatization: ownership and corporate performance in the UK**. Routledge, London, 1997.

- MAS-COLELL, Andreu; WHINSTON, M. D; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995.
- MENSAH, Y. M. A simplification of Koop-Diewert method of decomposing cost efficiency and some implications. **Journal of Econometrics**, v. 60, p. 133 – 144, 1994.
- MOREIRA, Terezinha. **Saneamento básico: desafios e oportunidades**. Disponível em <[http:// www.bndes.gov.br/conhecimento/revista](http://www.bndes.gov.br/conhecimento/revista)>. Departamento de Operações de Saneamento do BNDES, 2001.
- NISKANEN, W.A. Jr. **Bureaucracy and representative government**. Aldine, Chicago, Il., 1971.
- SCHMIDT, P; LOVELL, C. A. K. Estimating stochastic production and cost functions when technical and allocative inefficiency are correlated. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 83 – 100, 1980.
- TULLOCK, G. **The vote motive**. Institute of Economic Affairs, London, 1976.
- ZIESCHANG, K. D. A note on the decomposition of cost efficiency into technical and allocative components. **Journal of Econometrics**, v. 23, p. 401 – 405, 1983.