

MENSURAÇÃO DAS EFICIÊNCIAS DAS DISTRIBUIDORAS DO SETOR ENERGÉTICO BRASILEIRO USANDO FRONTEIRAS ESTOCÁSTICAS

Flávia Dowsley Arcoverde

Departamento de Economia, Universidade de Brasília
e-mail: flavia.arcoverde@caixa.gov.br

Maria Eduarda Tannuri-Pianto

Departamento de Economia, Universidade de Brasília
e-mail: tannuri@unb.br

Maria da Conceição Sampaio de Sousa, Unb

Departamento de Economia, Universidade de Brasília
e-mail: mcss@unb.br

Resumo

Esse trabalho consiste em uma sugestão de metodologia para análise da eficiência das distribuidoras do setor elétrico brasileiro a partir do estudo econométrico de informações que afetam diretamente a eficiência das empresas distribuidoras, tais como custo operacional, número de funcionários, volume de energia fornecida, e alguns indicadores qualitativos, tais como o percentual de perdas de energia, a duração média de interrupção de fornecimento por consumidor por ano em horas (DEC) e quantidade média de interrupções de fornecimento por consumidor no ano (FEC). Além desses, são considerados alguns indicadores sócio-econômicos tais como a renda mensal e a densidade demográfica da área de atuação de cada empresa. Também foram criadas uma variável de posse de eletrodomésticos e uma dummy para a privatização. A análise parte da definição das fronteiras de produção e de custo, sendo seguida pelo estudo das variáveis que influenciam cada uma dessas e estimação das funções de fronteira de produção e de custo mediante o uso de fronteiras estocásticas.

Palavras-chave: Eficiência, Setor Elétrico Brasileiro, Fronteira Estocástica

ABSTRACT

This paper comprises a suggested modus operandi to analyze the efficiency of the Brazilian electrical sector distributing companies based on the econometrics study of information and data that directly affect distributing companies' efficiency, such as operational cost, amount of employees, energy volume supplied, and some qualitative indicators, such as percentage of energy losses, average duration of the supply suspension to the consumer per year in hours (DEC) and average quantity of the supply suspension to the consumer in a year (FEC). Besides these, some social-economic indicators are considered, such as monthly income and demographic density of each company. House electrical devices and a privatization's dummy variables were also created. The analysis starts with the definition of production and cost frontiers, followed by the study of variables that have an influence on each of these and estimation of the production and cost frontier functions, through the Stochastic Frontier Method.

Keywords: Efficiency, Brazilian Electrical Sector, Stochastic Frontier.

JEL: L51, L94

ÁREA 8 - ECONOMIA INDUSTRIAL E DA TECNOLOGIA

1. INTRODUÇÃO

A importância de políticas apropriadas para o mercado de energia elétrica, insumo básico para o processo de desenvolvimento econômico, tem sido reconhecida por inúmeros autores. A recente crise do setor, que culminou na implementação de um esquema de racionamento, deixou claro que o país enfrenta grandes desafios nessa área posto que o crescimento sustentável depende, crucialmente, da confiabilidade e qualidade do suprimento de eletricidade. Dentre esses desafios destacam-se o atendimento a crescente demanda por serviços de eletricidade no país, inclusive na zona rural e em áreas isoladas, e o aprimoramento de um ambiente institucional, que leve em conta as particularidades desse mercado e garanta a preservação do interesse público em uma esfera em que coexistem diferentes formas de competição. Embora reconhecendo a importância desses fatores, a maioria dos projetos de pesquisa destina-se a estimular melhorias da tecnologia da geração, transmissão e distribuição de eletricidade. Sem questionar a importância desses estudos, vitais para o desenvolvimento do setor, faz-se necessário um melhor conhecimento das condições econômicas que prevalecem nesse mercado.

Em relação ao funcionamento do mercado da energia elétrica, que apresenta características de monopólio natural, independentemente da questão da propriedade – se pública ou privada - é, obviamente, necessário a criação de um marco regulatório, que atue na fixação dos preços e na garantia de qualidade da provisão do serviço. Após o abrangente processo de desestatização promovido na primeira gestão do governo Fernando Henrique Cardoso, parte do setor energético nacional foi privatizado, principalmente no que tange as empresas distribuidoras, essa necessidade de regulação pública sobre esses monopólios naturais, agora detidos por instituições privadas, tornou-se, ainda mais premente.

Nesse contexto, a mensuração da eficiência das empresas do setor energético pode auxiliar no processo regulatório do setor além de nortear os contratos de exploração privada dos serviços de distribuição do setor. Para tal, torna-se, pois, necessário definir medidas de eficiência a partir das quais o desempenho dessas empresas possa ser avaliado. Isso pode se fazer mediante o uso de fronteiras de eficiência, muito utilizadas para o cômputo dessas medidas. O uso dessas fronteiras justifica-se pelo fato de a (i) a noção de uma fronteira ser consistente com a teoria econômica do comportamento otimizador, (ii) a ênfase no fato de desvios da fronteira ter uma interpretação natural como uma medida de eficiência e (iii) a informação sobre a estrutura da fronteira e sobre a eficiência relativa das unidades econômicas terem muitas aplicações políticas (Bauer (1990)).

Dois paradigmas competem sobre como construir essas fronteiras: Um usa técnicas de programação linear, enquanto o outro emprega métodos econométricos. A principal vantagem da abordagem que usa programação linear, '*Data Envelopment Analysis*' (DEA), é a não imposição de uma forma funcional explícita para os dados. Todavia, a fronteira calculada pode ser distorcida caso os dados sejam contaminados por erros estatísticos (Bauer, 1990, p.39). A abordagem econométrica compreende a análise de fronteiras determinísticas e estocásticas. Algumas vantagens dessa metodologia é que, ao acomodar ruídos e '*outliers*' na base de dados, testes de hipóteses convencionais podem ser realizados. Entretanto, a análise de fronteira estocástica requer que os parâmetros sejam especificados numa forma funcional (IPART (1999), que o termo de ineficiência tenha uma forma distribucional especificada, além de não acomodar múltiplos produtos (Coelli, Rao e Battese, 1999, p.187). Uma forma alternativa de usar o método de fronteiras

estocásticas consiste na escolha de um sistema de equações (quando aplicável), o que mantém a promessa de estimativas assintoticamente mais eficientes da tecnologia e da eficiência. Todavia, à medida que a forma funcional torna-se mais flexível, ou seja, se afasta daquelas que possuem uma representação de ambas as funções de produção e de custo, a estimação de um sistema de equações torna-se mais difícil (Bauer, 1990).

O objetivo do nosso trabalho é estimar as funções de produção e de custo estocásticas para 22 empresas distribuidoras de energia elétrica brasileiras, através do método de uma equação utilizando dados de painel, ou seja, essas funções serão estimadas separadamente e sem usar a metodologia de sistemas de equações. A partir dessas, são obtidas as estimativas dos níveis de eficiência das mesmas a fim de que os resultados encontrados possam fornecer subsídios para as autoridades responsáveis pela regulação do setor energético e demais interessados nesse tema. Além disso, modelamos os efeitos da ineficiência do setor energético para que os fatores que exerçam impacto sobre a mesma possam ser manipulados, a fim de reduzir seus impactos negativos sobre os níveis de eficiência.

Este trabalho organiza-se da seguinte forma. A Seção 2 apresenta e discute a metodologia utilizada para o cálculo dos níveis de eficiência das distribuidoras de energia elétrica, no Brasil. A Seção 3 apresenta a base de dados do estudo, comenta a escolha das variáveis e a Seção 5 reúne algumas conclusões do trabalho e sugere extensões.

2. METODOLOGIA

2.1 Funções de Produção Estocásticas

A função de produção por fronteira estocástica foi independentemente proposta por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977). A especificação original envolve uma função de produção específica para dados “*cross-section*” com um termo de erro com dois componentes, um para contabilizar os efeitos aleatórios e outro para contabilizar a ineficiência tecnológica. O modelo de fronteira estocástica é um modelo de regressão de verossimilhança com um distúrbio que é assimétrico e não-normal (Greene, 2002). Para ilustrar a técnica, suponha que $y = f(\mathbf{x})$ define uma relação de produção entre insumos, \mathbf{x} , e um produto, y . Então, para qualquer \mathbf{x} dado, o valor observado de y deve ser menor ou igual a $f(\mathbf{x})$. A implicação de um modelo de regressão empírico é que em uma formulação tal como $y = h(\mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) + u$, u é o erro aleatório. Desde que a função de produção teórica seja um ideal – a fronteira de produção eficiente – qualquer distúrbio não-nulo deve ser interpretado como resultante da ineficiência e, assim, uma empresa pode ser considerada ineficiente mesmo quando estiver operando acima da fronteira de possibilidades de produção. Além disso, a estimação da função de produção pode ser muito influenciada por um único erro de medida pontual.

A fim de solucionar esses problemas, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977) propuseram, independentemente, uma função de produção específica para dados “*cross-section*” dentro da qual os desvios observados da função de produção poderiam ser obtidos de duas fontes: (i) da ineficiência produtiva, como definida acima e que necessariamente seria negativa; e (ii) dos efeitos idiossincráticos (ou aleatórios), que

são específicos à firma e que poderiam entrar no modelo com qualquer um dos sinais. O resultado final foi o que eles chamaram de ‘fronteira estocástica’:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + \dots + \beta_k \ln x_{ki} + v_i - u_i, \quad i = 1, 2, \dots, N,$$

Onde os v_i 's são distúrbios aleatórios independentes e identicamente distribuídos (*i.i.d.*) seguindo distribuição normal com média zero e variância σ_v^2 . Os v_i 's capturam as variações ambientais na operação da firma. Os u_i 's são distúrbios aleatórios *i.i.d.* e independentes dos v_i 's, normalmente distribuídos com média $\mu_u \geq 0$ e variância σ_u^2 , truncada a esquerda de zero tal que $u_i \geq 0$. Os u_i 's capturam o desvio da produção atual (y_i) do nível de produção máximo possível ($y_i = Ax_{1i}^{\beta_1} x_{2i}^{\beta_2} \dots x_{ki}^{\beta_k} e^{v_i}$); e, assim, fornecem a base para uma medida de eficiência técnica para a firma i . Resumindo, todas as firmas na amostra compartilham de uma tecnologia de produção comum¹. Em seus estudos, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) assumem que os u_i 's são variáveis aleatórias *i.i.d.* e independentes dos v_i 's com distribuição exponencial ou meio normal. Entretanto, segundo Coelli, Rao e Battese (1999, p. 199): “(...) não há, *a priori*, uma justificativa para a seleção de qualquer forma distribucional particular para os efeitos da ineficiência técnica, u_i ”. Eles argumentam que as distribuições meio normal e exponencial são seleções arbitrárias, desde que ambas essas distribuições possuam moda zero, aumentando a probabilidade de que os efeitos da ineficiência estejam na vizinhança de zero, subestimando-os portanto. Na prática, é possível que haja pouquíssimas firmas eficientes, mas muitas firmas ineficientes. Em contrapartida, algumas formas distribucionais mais gerais podem ser usadas para medir os efeitos de ineficiência técnica, tais como a distribuição normal truncada (Stevenson, 1980) e gamma com dois parâmetros (Greene, 1990).

Uma extensão desse modelo pressupõe o uso de dados de painel, em que um número N de firmas sejam observadas ao longo de um número de períodos de tempo T . Sua vantagem está no grande número de graus de liberdade na estimação dos parâmetros. Mais interessante, ainda, é que dados de painel permitem a investigação simultânea de uma mudança tecnológica e uma mudança na eficiência técnica ao longo do tempo, dado que a mudança tecnológica é definida por um modelo paramétrico apropriado e os efeitos da ineficiência técnica no modelo de fronteira estocástica são estocásticos e possuem uma distribuição específica. (Coelli, Rao e Battese, 1999). Outra extensão desenvolvida por Kumbhakar, Ghosh e McGukin (1991) e Reifschneider e Stevenson (1991) é um modelo de fronteira estocástica em que os efeitos da ineficiência (u_i) são expressos como uma função explícita de um vetor de variáveis específicas da firma e um erro aleatório. Battese e Coelli (1995) propuseram um modelo o que é equivalente à especificação de Kumbhakar, Ghosh e McGukin (1991), com a exceção de que impõem a eficiência alocativa, removem a condição de primeira ordem de maximização de lucro e permitem o uso de um painel.

¹O modelo pode ser adicionado de flexibilidade permitindo-se que a tecnologia varie entre as firmas. Isso pode ser alcançado deixando-se que alguns elementos do vetor de parâmetros β variem entre as firmas, ou entre subconjuntos da amostra.

2.2 Funções de Custo Estocásticas

Até o presente momento, a teoria tem sido expressa em termos de uma função de produção, com o u_i interpretado como o efeito da ineficiência técnica. Uma representação alternativa da tecnologia de produção é a função custo. A função custo fornece o gasto mínimo necessário para produzir um dado produto, y , a partir dos insumos disponíveis, vetor x , e de um dado vetor e preços, w . Se um produtor é ineficiente, então seus custos de produção devem, exceder o mínimo teórico. A interpretação do termo de ineficiência num modelo empírico estimado pela abordagem dual é ligeiramente mais complicada. Diferentemente da produção, onde o termo de erro unilateral é reflexo puro da ineficiência técnica, na função custo quaisquer erros na otimização, técnica ou alocativa, devem aparecer como custos mais altos. De tal forma, um produtor que parece estar operando eficientemente por uma medida da função de produção pode, ainda, parecer ineficiente *vis-à-vis* uma função de custo (Greene, 1997, p. 111). Coelli, Rao e Battese, (1999, p.209), citam três razões principais pelas quais se deve considerar a forma dual da tecnologia de produção, as funções custo ou lucro, que são: (i) refletir objetivos comportamentais alternativos; (ii) contabilizar múltiplos produtos; e (iii) prever simultaneamente a eficiência técnica e a alocativa.

Para especificar uma função de custo de fronteira estocástica, simplesmente altera-se a especificação do termo de erro de $v_i - u_i$ da fronteira de produção para $v_i + u_i$. Isso ocorre, pois a função custo representa o custo mínimo, enquanto a função de produção representa o produto máximo. Assim, o u_i da função custo define quão acima da fronteira de custo a firma opera. Assumindo-se eficiência alocativa, o u_i é bem relacionado ao custo da ineficiência técnica. Se essa suposição não é feita, a interpretação do u_i numa função de custo torna-se menos clara, com ambas as ineficiências técnica e alocativa possivelmente envolvidas. Então, as medidas de eficiência relativas à fronteira de custos são chamadas de eficiências de custo e a interpretação exata das mesmas depende da aplicação particular. Schmidt e Lovell (1979) mostram que a estimação de uma fronteira estocástica de custo é similar à estimação da fronteira de produção estocástica². A abordagem da fronteira de custos parece ser relevante, pois permite a mensuração da ineficiência técnica e alocativa e pode ser facilmente expandida para contabilizar múltiplos produtos. (Coelli, 1996). Entretanto, essa abordagem requer disponibilidade de dados sobre os preços dos insumos e variação dos mesmos entre as firmas.

2.3 Mensuração da Eficiência

As medidas de eficiência técnica e de custos de uma firma individual são ambas definidas como:

$$EFF_i = E(y_i^* \setminus u_i, x_i) / E(y_i^* \setminus u_i = 0, x_i),$$

onde, y_i^* é o produto (ou custo) da i -ésima firma, que é igual a y_i quando a variável dependente está em unidades originais e é igual à $\exp(y_i)$ quando a variável dependente

² Para uma análise mais detalhada, consultar a obra referida.

está em logaritmos; u_i mede a ineficiência (técnica ou de custo) e x_i é o vetor das variáveis explicativas. Assim, as medidas de eficiência dependem do valor de u_i a ser estimado. Como citado anteriormente, no caso da fronteira de produção, EFF_i assumirá valores entre 0 e 1, enquanto assumirá valores entre 1 e infinito no caso da função custo. Assim, quanto mais próximo de 1 estiver o índice de eficiência estimado, mais eficiente a firma será em ambas as situações: na função custo e na função de produção.

3. DADOS

A análise envolve as funções de produção e de custo de 22 empresas distribuidoras de energia elétrica brasileiras, para o período 1993-2001. Utilizamos dados que afetam diretamente a eficiência das empresas distribuidoras, tais como custo operacional, número de funcionários, volume de energia fornecida; e também alguns indicadores qualitativos, tais como o percentual de perdas de energia, a duração média de interrupção de fornecimento por consumidor por ano em horas (DEC) e quantidade média de interrupções de fornecimento por consumidor no ano (FEC).³ O percentual de perdas foi utilizado como uma *proxy* para o volume de energia comprada, haja vista que essa informação não se encontra disponível.

Alguns indicadores de potencial de mercado também são levados em consideração. O primeiro deles, a renda mensal da área de atuação de cada empresa, foi calculada através do censo de 2000 do IBGE e das PNAD's⁴. Outro indicador de potencial de mercado utilizado é uma medida de posse de eletrodomésticos, que foi construída a partir dos dados das PNAD's⁵. Para se construir essa variável, foi realizada uma ponderação pelo consumo médio mensal em kWh de energia de cada eletrodoméstico analisado a partir dos dados fornecidos no site do Procel⁶.

Também utilizamos na análise a densidade demográfica como uma forma de captar o efeito escala, que caracteriza o setor. Além das variáveis já mencionadas, criamos uma variável dummy para a privatização, a fim de capturar o efeito que a privatização teve sobre o volume de energia produzida, o custo de produção e a ineficiência de cada firma⁷. Por fim,

³ Esses dados estão disponíveis nos Cadernos de Infra-estrutura do BNDES.

⁴ Devido à inexistência da PNAD relativa ao ano de 1994, foi realizada uma interpolação nos dados dos demais anos para que esses dados pudessem ser imputados.

⁵ Idem nota de rodapé nº4.

⁶ Os eletrodomésticos utilizados para construir essa variável foram televisor, rádio, geladeira, freezer, fogão e máquina de lavar. Observe que chuveiro elétrico e ar condicionado não estão incluídos no rol de eletrodomésticos devido à ausência de dados nas PNAD's sobre a existência dos mesmos nas residências. A fórmula do cálculo dessa variável é a seguinte: Posse de Eletrodomésticos = \sum [(percentual de domicílios que possuem o eletrodoméstico) x (média de consumo mensal do eletrodoméstico em kWh)].

⁷ Devido ao fato dos dados em análise serem anuais; as empresas privatizadas entre 1 de janeiro e 30 de junho de um determinado ano são consideradas como privatizadas naquele mesmo ano, enquanto aquelas que foram privatizadas entre 1 de julho e 31 de dezembro, por sua vez, são consideradas como privatizadas no ano subsequente.

o custo da energia comprada foi utilizado como uma *proxy* para o preço dos contratos de compra das distribuidoras⁸.

Duas outras variáveis acrescentadas à análise foram o capital e o salário médio. O capital foi construído a partir do produto entre a receita operacional bruta anual⁹ e a razão do ativo total pela receita líquida em 2001¹⁰. O ideal seria dividir o ativo total de cada ano pela respectiva receita operacional bruta, mas, devido à ausência de informações, isso não foi possível. Cabe ressaltar que isso pode conduzir à superestimação do capital. Já o salário médio, esse foi calculado como o produto entre o custo de pessoal e a razão do volume de energia suprida pelo número de funcionários¹¹.

O software utilizado nas estimações dos modelos e dos níveis de eficiência de cada firma foi FRONTIER Versão 4.1, desenvolvido por Coelli e disponível na página do ‘Centre for Efficiency and Productivity Analysis’. Esse software utiliza a parametrização sugerida por Battese e Corra (1977) e Battese e Coelli (1995), na qual σ_v^2 e σ_u^2 são substituídos, respectivamente, por $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$, através do cálculo das estimativas de máxima verossimilhança. Dessa forma, o parâmetro γ deve ficar entre 0 e 1 e este deve ser o valor inicial a ser utilizado num processo de maximização iterativo tal como o algoritmo de Davidson-Fletcher-Powell¹².

4. RESULTADOS

No modelo de fronteira estocástica de produção foram testadas as quatro especificações abaixo.

Modelo 1:
$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_5 + v_{it} - u_{it}$$

e
$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it} + \delta_4 z_{4it}$$

Modelo 2:
$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + v_{it} - u_{it}$$

e
$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it} + \delta_4 z_{4it}$$

Modelo 3:
$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + \beta_5 \ln x_6 + v_{it} - u_{it}$$

e
$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it}$$

Modelo 4:
$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + v_{it} - u_{it}$$

e
$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it}$$

⁸ Esses valores estão disponíveis nos Cadernos de Infra-estrutura do BNDES para os anos de 1998 a 2001. Para os demais anos (1993 a 1997), calculou-se a razão entre o custo da energia comprada e o custo operacional apurado (em R\$ por mWh) para o ano de 1998, e multiplicou-se essa razão pelo custo operacional apurado (em R\$ por mWh) em cada ano.

⁹ Idem nota de rodapé nº3.

¹⁰ Dados disponíveis na página da *Internet PIB*.

¹¹ Idem nota de rodapé nº3.

¹² A função de verossimilhança desse modelo encontra-se presente no apêndice de Battese e Coelli, 1992.

onde i indica a observação da i -ésima firma na amostra; t indica o t -ésimo período; y_{it} é o volume de energia suprido; x_{1it} é o número de funcionários; x_{2it} é o capital; x_{3it} é o percentual de perdas; x_{4it} é a renda mensal da área de concessão; x_{5it} é a variável posse de eletrodomésticos da área de concessão; x_{6it} é a dummy privatização e os v_{it} são assumidos variáveis *i.i.d.* com distribuição $N(0, \sigma_v^2)$ independentes dos u_{it} 's. Os u_{it} 's são as ineficiências técnicas não-negativas, distribuídas independentemente, tal que u_{it} é obtido pelo truncamento em zero da distribuição $N(m_{it}, \sigma_u^2)$, onde a média é definida como uma função explícita de um vetor de variáveis específicas da firma, como especificado, tal que: z_{1it} é o DEC; z_{2it} é o FEC; z_{3it} é a densidade demográfica e z_{4it} é a dummy privatização.

Os resultados obtidos através da estimação dessas quatro formas funcionais são apresentados na Tabela 1. Os modelos 1, 2 e 3 foram estimados para todo o período em análise (1993 a 2001) e o modelo 4 é estimado para o período de 1998 a 2001, em função das suposições impostas a algumas variáveis para suprir a ausência de dados nos anos anteriores a 1998. A dummy privatização não foi incluída nesse último modelo, devido ao fato de grande parte das privatizações terem ocorrido antes de 1998. Para todas as estimativas verificou-se válida a aplicação do modelo de fronteira estocásticas com efeitos da ineficiência nesse setor, como demonstram o teste de razão de verossimilhança unicaudal (Teste LR)¹³ e o teste sobre o parâmetro γ (significadamente diferente de zero em todos os modelos, exceto no Modelo 3).

Os resultados dos modelos estimados para todo o período e para a sub-amostra que vai de 1998 a 2001 são consistentes, indicando que as suposições impostas sobre algumas variáveis devido à ausência de informação para os anos anteriores a 1998, não parecem estar afetando a validade das estimações. De fato o modelo que apresentou melhor ajuste aos dados foi o Modelo 2.

Ao analisar os sinais das estimativas dos β 's para os diferentes modelos estimados observa-se que o setor das distribuidoras de energia elétrica brasileiras apresenta elasticidades-produtos para os diferentes fatores inferiores à unidade. O coeficiente estimado para o percentual de perdas é -0,19 e está de acordo com as expectativas para o modelo, indicando que quanto maiores as perdas, menor será o volume de energia suprida pelas distribuidoras. Note-se que as perdas podem ser vistas como a energia comprada, que constitui o maior aporte de insumos, na distribuição, e, portanto, podem ser vistas como um insumo. Observe-se, também, que em todos os modelos, a elasticidade de escala, aproximada aqui pela soma das elasticidades-produto, é superior à unidade indicando, assim, a presença de economias crescentes de escala. No que diz respeito aos rendimentos de escala, o modelo apresenta rendimentos crescentes de escala, uma vez que a soma dos coeficientes estimados para a mão-de-obra, o capital, e o percentual de perdas é maior que 1 sobre o volume de energia fornecida (0,08).

¹³ O teste LR unilateral testa se a introdução do modelo de ineficiência é justificável estatisticamente, ou seja, se o ajustamento do modelo é melhor quando todos os parâmetros do modelo de ineficiência são iguais a zero. Note-se que esse teste apresenta uma distribuição qui-quadrado mista, pois envolve uma hipótese de desigualdade, dado que γ é restrito a estar entre 0 e 1. Os valores críticos para esse teste encontram-se na Tabela 1 de Kodde e Palm (1986).

TABELA 1: Fronteira de Produção com Efeitos de Ineficiência

VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLUME DE ENERGIA SUPRIDA (y)				
VARIÁVEL INDEPENDENTE	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
Constante	5,71* (0,16)	6,02* (0,44)	5,79* (0,46)	3,44* (0,67)
Número de Funcionários	0,49* (0,04)	0,54* (0,04)	0,58* (0,04)	0,33* (0,07)
Capital	0,48* (0,03)	0,37* (0,03)	0,35* (0,03)	0,47* (0,05)
Perdas	-0,06* (0,03)	-0,19* (0,06)	-0,23* (0,07)	0,08 (0,10)
Renda Mensal		0,08* (0,01)	0,08* (0,01)	0,21* (0,03)
Posse de Eletrodomésticos	0,46* (0,07)			
Privatização			0,31* (0,06)	
MODELO DE INEFICIÊNCIA				
VARIÁVEL DEPENDENTE: INEFICIÊNCIA (u)				
VARIÁVEL INDEPENDENTE	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4
Constante	0,00 (0,16)	1,28* (0,20)	1,12* (0,23)	2,34* (0,64)
DEC	0,03 (0,30)	-0,38* (0,10)	-0,38* (0,14)	-2,38* (0,64)
FEC	0,06 (0,09)	0,25* (0,08)	0,23* (0,09)	1,64* (0,62)
Densidade demográfica	-0,18* (0,07)	-0,12* (0,02)	-0,13* (0,03)	-0,20* (0,06)
Privatização	-0,04 (0,07)	-0,33* (0,06)		
σ^2	0,09* (0,00)	0,06* (0,01)	0,06* (0,01)	0,11* (0,03)
γ	0,19* (0,09)	0,43* (0,20)	0,32 (0,22)	0,62* (0,11)
Log Verossimilhança	- 18,95	10,99	10,92	-0,55
Número de Empresas	22	22	22	22
Número de Períodos	9	9	9	4
Observações Incluídas	177	177	177	85
Iterações	17	31	36	20
Observações não-incluídas	21	21	21	3
Teste LR Unicaudal	28,25	86,02	53,30	35,94

Obs.: Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão da estatística t.

Nos Modelos 1, 2 e 3 são incluídas as informações de todos os períodos (1993 a 2001);

No Modelo 4 são incluídas apenas as informações para os anos de 1998 a 2001;

Estimativas obtidas por meio do programa computacional Frontier Versão 4.1;

O * indica que os parâmetros são estatisticamente significantes;

O Teste LR Unicaudal pressupõe como hipótese nula (H_0) que os coeficientes do modelo de ineficiência são iguais a zero; e como hipótese alternativa (H_a) que algum coeficiente no modelo de ineficiência é diferente de zero. Note -se que no teste LR o gamma está incluído nos coeficientes do modelo de ineficiência.

Em relação à modelagem das ineficiências, observa-se que todas as variáveis consideradas no modelo são estatisticamente significantes. As variáveis FEC (índice de frequência de interrupção por consumidor) e DEC (duração de interrupção de energia por consumidor) apresentam sinais opostos, indicando que a frequência das interrupções está mais associada com o nível de ineficiência das firmas, enquanto interrupções mais longas podem estar indicando que a firma está operando próxima de sua capacidade máxima, e, por isso, sendo eficiente de certa forma¹⁴. Assim, a variável que captura a duração das interrupções pode realmente apresentar um sinal negativo, como ocorre no Modelo 2, onde o coeficiente estimado para o DEC é de -0,38. Já o efeito do número de interrupções no sistema (FEC) apresenta um valor estimado de 0,25. O valor estimado para o parâmetro da densidade demográfica foi de -0,12, indicando que quanto maior a densidade demográfica, menos ineficiente é a firma. Por fim, a privatização tem um efeito redutor sobre as ineficiências das firmas, como era de se esperar.

Tabela 2: Índices de Eficiência Técnica Estimados para as Distribuidores de Energia Elétrica, no Brasil - Modelo 2

EMPRESA	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ELETROPAULO	0,93	0,86	0,89	0,88	0,89	0,96	0,96	0,95	0,95
LIGHT	0,80	0,70	0,76	0,93	0,92	0,91	0,91	0,90	0,90
CERJ	0,78	0,66	0,70	0,75	0,92	0,91	0,92	0,90	0,89
AES	-	-	-	-	0,58	0,87	0,90	0,89	0,84
CELPE	0,65	0,60	0,59	0,58	0,61	0,62	0,62	0,81	0,80
ESCELSA	0,71	0,62	0,72	0,85	0,82	0,80	0,81	0,79	0,78
CPFL	0,62	0,55	0,57	0,57	0,60	0,75	0,74	0,81	0,75
COELBA	0,61	0,53	0,57	0,58	0,63	0,77	0,75	0,79	0,74
COELCE	0,55	0,48	0,50	0,50	0,55	0,70	0,74	0,79	0,74
RGE	-	-	-	-	0,57	0,73	0,72	0,72	0,74
EBE	-	-	-	-	-	-	0,91	0,88	0,69
CELESC	0,68	0,61	0,62	0,65	0,66	0,68	0,67	0,64	0,63
CEB	0,65	0,59	0,59	0,62	0,66	0,68	0,67	0,67	0,62
CEMIG	0,67	0,59	0,63	0,64	0,65	0,43	0,60	0,60	0,60
ENERSUL	0,53	0,48	0,49	0,58	0,60	0,62	0,62	0,59	0,56
CELG	0,62	0,53	0,53	0,52	0,55	0,56	0,55	0,56	0,54
COPEL	0,64	0,54	0,53	0,59	0,57	0,50	0,52	0,54	0,54
CEEE	0,67	0,58	0,60	0,62	0,74	0,53	0,53	0,57	0,52
CPEE	0,66	0,56	0,56	0,51	0,56	0,59	0,64	0,59	0,52
CEMAT	0,42	0,37	0,42	0,42	0,45	0,55	0,53	0,51	0,47
CFLCL	0,47	0,39	0,39	0,38	0,37	0,38	0,42	0,38	0,36
ELEKTRO	-	-	-	-	-	-	0,75	0,75	-
Média	0,64	0,56	0,59	0,62	0,64	0,67	0,70	0,71	0,66

¹⁴ Para uma discussão mais detalhada, consultar Arcoverde (2005).

Observe que a estimativa de γ é 0,43 e o erro padrão estimado é 0,20 no Modelo 2. Assim, sua estatística t calculada¹⁵ indica que os efeitos da ineficiência são relevantes para a análise. Esses resultados indicam, ainda, que parte da variação no resíduo é devido ao erro aleatório, v_{it} , e parte devido ao efeito da ineficiência, u_{it} . Ao se observar o teste LR este fornece uma estatística de 86,02 que excede o valor crítico a 5% de 11,91¹⁶. Logo, uma função de resposta média tradicional não é uma representação adequada dos dados.

As eficiências técnicas estimadas para o Modelo 2 estão listadas na Tabela 2, ordenadas pelo nível de eficiência em 2001. Ao estimar os níveis de eficiência distintos para cada ano, para cada firma, esses índices apresentam uma média de 0,65. Para esse modelo, as empresas com os mais altos níveis de eficiência técnica, em 2001, são a ELETROPAULO, a LIGHT (com índices de 0,95 e 0,90 em 2001, respectivamente), a CERJ e a CELPE e as empresas com mais baixos índices de eficiência são a CFLCL (0,36 em 2001) e a CEMAT (0,47 em 2001). Ao analisar a evolução dos índices de eficiência de cada firma ao longo do tempo, observa-se que esses índices não apresentaram mudanças substanciais de um ano para outro, salvo em alguns casos em que ocorre a privatização. No geral, após a privatização os índices de eficiência apresentaram uma tendência ascendente, estando de acordo com o coeficiente estimado para a dummy privatização no Modelo 2, que é negativo (a variável dependente é a ineficiência).

Função de Custo

Para o modelo de fronteira estocástica de custos estimamos duas especificações diferentes:

$$\text{Modelo 1:} \quad \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + \beta_5 x_5 + v_{it} - u_{it} \text{ e}$$

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it}$$

$$\text{Modelo 2:} \quad \ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln x_1 + \beta_2 \ln x_2 + \beta_3 \ln x_3 + \beta_4 \ln x_4 + v_{it} - u_{it} \text{ e}$$

$$m_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln z_{1it} + \delta_2 \ln z_{2it} + \delta_3 \ln z_{3it}$$

onde i indica uma observação da i -ésima firma na amostra; t indica o t -ésimo período; y_{it} é o custo operacional; x_{1it} é o volume de energia suprido; x_{2it} é o salário médio; x_{3it} é o custo da energia comprada; x_{4it} é a densidade demográfica da área de concessão; x_{5it} é a dummy privatização e os v_{it} são assumidos variáveis *i i d.*, com distribuição $N(0, \sigma_v^2)$ independentes dos u_{it} 's. Os u_{it} 's são as ineficiências de custos não-negativas, distribuídos independentemente, tal que u_{it} é obtido pelo truncamento em zero da distribuição $N(m_{it}, \sigma_u^2)$, onde a média é definida como uma função explícita de um vetor de variáveis específicas da firma, como especificado, tal que: z_{1it} é o DEC; z_{2it} é o FEC e z_{3it} são as perdas.

Os resultados obtidos através da estimação dessas duas formas funcionais são apresentados na Tabela 3. O Modelo 1 foi estimado para todo o período em análise (1993 a 2001) e o

¹⁵ O valor da estatística t calculada é de 2,21. Assim, esse último valor encontra-se dentro da região de rejeição da hipótese nula de que $\gamma = 0$.

¹⁶ Valor crítico retirado da Tabela 1 de Kodde e Palm (1986).

Modelo 2 é estimado para o período de 1998 a 2001, em função das suposições impostas a algumas variáveis devido à ausência de informação para os anos anteriores a 1998.

Tabela 3: Fronteira de Custo com Efeitos de Ineficiência

VARIÁVEL DEPENDENTE: CUSTO OPERACIONAL (y)		
VARIÁVEL INDEPENDENTE	MODELO 1	MODELO 2
Constante	-6,50* (0,44)	-5,38* (0,55)
Volume de Energia Suprida	1,04* (0,02)	1,03* (0,02)
Salário Médio	0,14* (0,03)	0,06 (0,05)
Custo da Energia Comprada	0,49* (0,03)	0,49* (0,05)
Densidade Demográfica	-0,04* (0,01)	-0,03* (0,01)
Privatização	-0,05* (0,03)	
MODELO DE INEFICIÊNCIA		
VARIÁVEL DEPENDENTE: INEFICIÊNCIA (u)		
VARIÁVEL INDEPENDENTE	MODELO 1	MODELO 2
Constante	-0,01 (0,11)	-0,04 (0,26)
DEC	-0,17* (0,05)	-0,38 (0,26)
FEC	0,23* (0,05)	0,51 (0,33)
Perdas	0,05 (0,06)	-0,09 (0,19)
σ^2	0,02* (0,00)	0,03* (0,01)
γ	1,00* (0,00)	0,79* (0,22)
Log Verossimilhança	113,36	47,28
Número de Empresas	22	22
Número de Períodos	9	4
Observações incluídas	177	85
Iterações	57	24
Observações não-incluídas	21	3

Obs.: Os valores entre parênteses referem-se aos erros-padrão da estatística t.; No Modelos 1 são incluídas as informações de todos os períodos (1993 a 2001); No Modelo 2 são incluídas apenas as informações para os anos de 1998 a 2001; Estimativas obtidas por meio do programa computacional Frontier Versão 4.1; O * indica que os parâmetros são estatisticamente significantes; O Teste LR Unicaudal pressupõe como hipótese nula (H_0) que os coeficientes do modelo de ineficiência são iguais a zero; e como hipótese alternativa (H_a) que algum coeficiente no modelo de ineficiência é diferente de zero. Note -se que no teste LR o gamma está incluído nos coeficientes do modelo de ineficiência.

Para todas as estimativas, verificou-se válida a aplicação do modelo de fronteira estocásticas, como demonstram o teste de razão de verossimilhança generalizado unicaudal

(Teste LR)¹⁷ e o teste sobre o parâmetro γ (significativamente diferente de zero em ambos os modelos). Mais uma vez, os resultados dos modelos estimados para todo o período e para a sub-amostra que vai de 1998 a 2001 são consistentes. De fato o modelo que apresentou melhor ajuste aos dados foi o Modelo 1.

Ao analisar as economias de escala, com base na função de produção, observamos que a empresa é capaz de mais que dobrar sua produção ao duplicar seus insumos. Entretanto, a função custo apresentou um resultado contraditório. Uma forma de calcular um índice de economia de escala (IES) é sugerida por Pindyck e Rubinfeld (p. 299, 1994), na qual $IES = 1 - E_C$, onde E_C é a elasticidade do custo em relação ao volume de energia produzido. Como o modelo analisado é uma especificação Cobb-Douglas, o valor estimado dessa elasticidade é o próprio parâmetro estimado para o volume de energia produzida (1,04 e 1,03, respectivamente, para o Modelo 1, e 2). Assim sendo, IES é igual a -0,04 e -0,03, para os modelos 1 e 2. Portanto, o setor apresenta deseconomias de escala, resultado que contradiz àquele obtido mediante o uso da função de produção. Dessa forma, o custo médio da produção deve apresentar uma elevação com o aumento do nível de produção em uma proporção maior que 1. Este fato pode ocorrer devido à existência de outros fatores não inclusos na análise.

Em relação ao salário médio e ao custo da energia comprada, verifica-se que estes possuem impactos positivos sobre o custo. Seus valores estimados são, respectivamente, 0,14 e 0,49. Conforme esperado, quanto maior a densidade demográfica, menor o custo operacional, como mostra o sinal do coeficiente estimado (-0,04). Por fim, a dummy privatização apresentou um impacto negativo sobre o custo operacional (-0,05).

Com respeito ao modelo das ineficiências, observa-se que com exceção da variável percentual de perdas, todas as outras variáveis consideradas no modelo são estatisticamente significantes. De acordo com o analisado na seção anterior, o que de fato causa grande impacto no nível de ineficiências é o número de interrupções do sistema, ao invés de sua duração. Portanto, o fato da variável DEC ter novamente apresentado um sinal negativo é irrelevante para a análise da função custo, uma vez que o efeito do número de interrupções no sistema é captado no modelo pela variável FEC, a qual apresentou um valor estimado de 0,23. Assim, quanto maior a frequência das interrupções, maior a ineficiência da firma. O valor estimado para o parâmetro das perdas foi de 0,05, indicando que quanto maior o percentual de perdas das firmas, mais ineficientes elas são. Entretanto, como mencionado acima, essa variável não é significativa estatisticamente para a análise. Note-se que a estimativa de γ é 1 e o erro padrão estimado é praticamente nulo. Assim, sua estatística t calculada¹⁸ indica que os efeitos da ineficiência são relevantes para a análise. Além disso, esses resultados indicam que a variação no resíduo é totalmente devido ao efeito da ineficiência, u_{it} . Ao observar o Teste LR, sua estatística de 45,11 excede o valor crítico a

¹⁷ Note-se que esse teste apresenta uma distribuição qui-quadrada mista, pois envolve uma hipótese com desigualdade, dado que γ é restrito a estar entre 0 e 1. Os valores críticos para esse teste encontram-se na Tabela 1 de Kodde e Palm (1986).

¹⁸ O valor da estatística t calculada é de 3.277.219,90. Assim, esse último valor encontra-se dentro da região de rejeição da hipótese nula de que $\gamma = 0$.

5% de 10,37¹⁹. Logo, mais uma vez, tem-se que uma função de resposta média tradicional não é uma representação adequada dos dados.

Tabela 4: Índices de Eficiência de Custos Estimados para as Distribuidoras de Energia Elétrica – 1993-2001 – Modelo 1

EMPRESA	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
EBE	-	-	-	-	-	-	1,05	1,01	-
CELESC	1,16	1,21	1,16	1,17	1,15	1,18	1,11	1,13	1,18
AES	-	-	-	-	1,66	1,16	1,02	1,08	1,24
CEMIG	1,18	1,1	1,07	1,06	1,04	1,17	1,28	1,37	1,27
COPEL	1,52	1,72	1,69	1,39	1,5	1,58	1,37	1,52	1,27
CPEE	1,16	1,25	1,19	1,21	1,2	1,2	1,14	1,11	1,29
CELPE	1,21	1,29	1,19	1,23	1,23	1,18	1,2	1,38	1,31
CPFL	1,05	1,09	1,06	1,00	1,00	1,00	1,05	1,19	1,31
ELEKTRO	-	-	-	-	-	-	1,22	1,13	1,33
ESCELSA	1,18	1,13	1,02	1,01	1,02	1,04	1,19	1,06	1,33
CELG	1,3	1,34	1,27	1,17	1,15	1,29	1,2	1,40	1,36
ELETROPAULO	1,19	1,33	1,23	1,19	1,25	1,24	1,26	1,38	1,4
COELBA	1,32	1,33	1,28	1,27	1,2	1,27	1,21	1,3	1,46
ENERSUL	1,43	1,48	1,27	1,4	1,36	1,24	1,42	1,42	1,47
COELCE	1,43	1,51	1,44	1,41	1,43	1,41	1,3	1,29	1,53
LIGHT	1,31	1,31	1,19	1,18	1,14	1,18	1,19	1,30	1,56
CEMAT	1,61	1,62	1,47	1,45	1,39	1,36	1,59	1,73	1,66
CFLCL	1,36	1,37	1,3	1,36	1,39	1,38	1,56	1,56	1,70
CEEE	1,83	1,73	1,63	1,86	1,65	1,9	1,67	1,96	1,71
CEB	1,32	1,03	1,39	1,4	1,35	1,37	1,44	1,49	1,81
CERJ	1,33	1,45	1,35	1,47	1,25	1,18	1,32	1,47	1,83
MÉDIA	1,33	1,35	1,29	1,29	1,28	1,29	1,29	1,36	1,45

Os níveis de custo-eficiência, estimados para o Modelo 1 estão listados na Tabela 4. Cabe, aqui, salientar que quanto mais altos esses índices, pior a eficiência das firmas. Assim, por exemplo, para a CELESC, cujo índice de eficiência é 1,18, em 2001, o custo efetivo operacional é 18% superior ao custo mínimo exigido, caso essa distribuidora estivesse na fronteira de eficiência. Novamente, assume-se que os níveis de eficiência variam ao longo do tempo. Os níveis de eficiência de custos estimados, em média, apresentaram uma média de 1,45, para o ano de 2001. Note-se que, em média, o desperdício de recursos, entre 1993 e 1999 oscila em torno de 30%; a partir desse ano, ele aumenta até atingir 5%, em 2001. As mais eficientes em termos de custo são CELESC (1,18 em 2001), a AES (1,24 em 2001) e a CEMIG (1,27, em 2001). As empresas mais ineficientes são, para o mesmo período, a RGE (1,89), a CERJ (1,83) e a CEB (1,81). Atenção especial deve ser dada ao fato da CPFL ter alcançado a eficiência plena por três anos consecutivos (1996, 1997 e 1998),

¹⁹ Valor crítico retirado da Tabela 1 de Kodde e Palm (1986).

quando seu índice de eficiência atingiu o valor mínimo de 1. Observa-se, também, que os índices de eficiência de cada firma não apresentaram um padrão muito claro no que diz respeito à privatização, fortalecendo a idéia de que esta variável não seja relevante para o modelo de ineficiências de custos, diferentemente do que ocorre com o modelo de ineficiências técnicas.

5. CONCLUSÃO

Esse trabalho preenche uma lacuna importante no que diz respeito à avaliação do desempenho das distribuidoras de energia elétrica, no Brasil. Trata-se de um estudo que permite elaborar um instrumental, que apóia-se solidamente na teoria econômica e é suficientemente flexível para ser operacionalizado e usado como forma de avaliação sistemática e permanente pela agência reguladora, podendo, futuramente, servir para orientar a fixação de marcos regulatórios.

Os resultados da função de produção apontam para a presença de produtos marginais decrescentes para os fatores de produção trabalho e capital e de rendimentos crescentes de escala no setor. Também observamos que quanto maior a frequência das interrupções, maior é a ineficiência da firma.

Ao se confrontar os resultados da função de custo com os da função de produção, verifica-se que as empresas mais eficientes em termos de utilização de insumos (eficiência técnica), não o são, necessariamente, em termos de custos. Esse fato comprova a diferença entre os conceitos de eficiência técnica e alocativa, uma vez que uma empresa eficiente em termos técnicos, não necessariamente o é em termos alocativos.

Uma possibilidade de se avaliar mais de forma mais acurada o desempenho das distribuidoras do setor energético seria aplicar uma abordagem de sistemas, dado que essa metodologia fornece estimativas mais consistentes assintoticamente para a medida de eficiência das empresas. Entretanto, devido à complexidade dessa abordagem, não coube aqui a aplicação da mesma, sendo uma boa proposta de pesquisa futura.

Por fim, espera-se que os resultados encontrados possam fornecer um guia para os interessados no tema e que desperte o interesse de novos estudos nessa área, que ainda não tem sido muito explorada. Além disso, espera-se, também, que os resultados encontrados possam ser utilizados em estudos futuros sobre a eficiência destinados a guiar as autoridades responsáveis pela regulação de determinados segmentos produtivos, tais como o setor energético.

REFERÊNCIAS

AIGNER, D. J. E CHU, S. F. (1968). On Estimating the Industry Production Function. *The American Economic Review*, vol. 58, n° 4, pp. 826-839.

AIGNER, D.J., LOVELL, C.A.K. E SCHMIDT, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, vol. 6, pp. 21-37. North-Holland.

ARCOVERDE, F. D. (2005). *Mensuração e Modelagem das Eficiências das Distribuidoras do Setor Energético Brasileiro usando Fronteiras Estocásticas*. Dissertação de Mestrado. Departamento de Economia – UNB. Brasília.

BANKER, R. D. (1993). Maximum Likelihood, Consistency and Data Envelopment Analysis: A Statistical Foundation. *Management Science*, vol. 39, n° 10, pp. 1265-1273.

- BATTESE, G.E. E COELLI, T.J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, vol. 20, pp. 325-332.
- _____. (1992). Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, pp. 153-169.
- _____. (1988). Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalised Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*, vol. 38, pp. 387-399. North-Holland.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. E COLBY, T.C. (1989). Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data From ICRISAT's Village Level Studies. *Journal of Quantitative Economics*, vol. 5, pp. 327-348.
- BATTESE, G.E. E CORRA, G.S. (1977). Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21, pp. 169-179.
- BAUER, P.W. (1990). Recent Developments in the Econometric Estimation of Frontiers. *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 39-56. North-Holland.
- COELLI, T.J. (1996). A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. *CEPA Working Paper 96/07*, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Australia.
- COELLI, T.J., RAO, D.S. PRASADA E BATTESE, G.E. (1999). *A Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 3ª edição. London: Kluwer Academic Publishers.
- DANILIN, V.I., MATEROV, I.S., ROSEFIELD, S. E LOVELL, C.A.K. (1985). Measuring Enterprise Efficiency in the Soviet Union: A Stochastic Frontier Analysis. *Econometrica*, New Series, vol. 52, n° 206, pp. 225-233.
- FARREL, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Estantistical Society. Series A(General)*, v.120, n°3, pp. 253-290.
- GREENE, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. 5ª edição. New Jersey: Prentice Hall. [Capítulo 16 (p.429: Estimation Frameworks in Econometrics e capítulo 17 (pp.501-505): Maximum Likelihood Estimation]
- _____. (1997). Frontier Production Functions. In M.Pesaran and Schimidt, *Handbook of Applied Econometrics*, vol. II: Microeconomics, pp. 141-163. London: Blackwell Publishers.
- _____. (1993). The Econometric Approach to Efficiency Analaysis, in Fried, H.O., Lovell, C.A.K. e Schmidt, S.S.(Eds), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford University Press, New York, pp. 68-119.
- _____. (1990). A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model. *Journal of Econometrics*, vol. 46, pp. 141-163. North-Holland.
- _____. (1980b). On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model. *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 101-115. North-Holland.
- HUGHES, M.D. (1988). A Stochastic Frontier Cost Function for Residential Child Care Provision. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, pp. 203-214.
- JONDROW, J., LOVELL, C.A.K., MATEROV, I.S. E SCHMIDT, P. (1982). On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *Journal of Econometrics*, vol. 19, pp. 233-238. North-Holland.
- KODDE, D.A. E PALM, F. C. (1986). Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions. *Econometrica*, vol. 54, n° 5, pp. 1243-1248.

KUMBHAKAR, S. C., GHOSH S., E MCGUCKIN, J. T. (1991). A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 9, pp. 279-286.

LIMA, R. L. P. (2003). *Avaliação do uso de métodos não paramétricos no processo regulatório do setor elétrico no Brasil*. Dissertação de Mestrado apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília-UNB.

MEEUSEN, W. E VAN DEN BROECK, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, vol. 18, n° 2, pp. 435-444.

PINDYCK, R.S. E RUBINFELD, D.L. (1994). *Microeconomia*. 2ª edição. São Paulo: Makron Books.

PITT, M.M. E LEE, L.F. (1981). Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics*, vol. 9, pp. 43-64.

REIFSCHEIDER, D. E STEVENSON, R. (1991). Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency. *International Economic Review*, vol. 32, n° 3, pp. 715-723.

SCHMIDT, P. E LOVELL, C.A.K. (1979). Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers. *Journal of Econometrics*, vol. 9, pp. 343-366. North-Holland.

STEVENSON, R.E. (1980). Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 57-66. North-Holland.

Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL)
URL: <http://www.aneel.gov.br>

Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES)
URL: <http://www.bndes.gov.br>

Centre for Efficiency and Productivity Analysis (CEPA)
URL: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/>

Internet PIB (IPIB)
URL: <http://www.ipib.com.br>

ANEXO

Distribuidoras de Energia Elétrica em Operação no Brasil

EMPRESA	RAZÃO SOCIAL	ÁREA DE ATUAÇÃO
AES-SUL	AES Sul Distribuidora Gaúcha de Energia S/A	RS
BANDEIRANTE	Bandeirante Energia S/A	SP
BOA VISTA	Boa Vista Energia S/A	RR
CAIUA	Caiuá - Serviços de Eletricidade S/A	SP
CATAGUAZES	Companhia Força e Luz Cataguazes Leopoldina	MG/RJ
CEA	Companhia de Eletricidade do Amapá	AP
CEAL	Companhia Energética de Alagoas	AL
CEAM	Companhia Energética do Amazonas	AM
CEB	Companhia Energética de Brasília	DF
CEEE	Companhia Estadual de Energia Elétrica	RS
CELB	Companhia de Eletricidade da Borborema	PB
CELESC	Centrais Elétricas de Santa Catarina	SC/PR
CELG	Companhia Energética de Goiás	GO
CELPA	Centrais Elétricas do Pará S/A	PA
CELPE	Companhia Energética de Pernambuco	PE/PB
CELTINS	Companhia de Energia Elétrica do estado de Tocantins	TO
CEMAR	Companhia Energética do Maranhão	MA
CEMAT	Centrais Elétricas Matogrossenses S/A	MT
CEMIG	Companhia Energética de Minas Gerais	MG/RJ
CENF	Companhia de Eletricidade de Nova Friburgo	RJ
CEPISA	Companhia Energética do Piauí	PI
CER	Companhia Energética de Roraima	RR
CERJ	Companhia de Eletricidade do Estado do Rio de Janeiro	MG/RJ
CERON	Centrais Elétricas de Rondônia S/A	RO
CESP	Companhia Energética de São Paulo	SP
CFLCL	Companhia Força e Luz Cataguazes Leopoldina	MG/RJ
CFLO	Companhia Força e Luz do Oeste	PR
CHESP	Companhia Hidroelétrica São Patrício	GO
CNEE	Companhia Nacional de Energia Elétrica	SP
COCEL	Companhia Campolarguense de Energia	PR
COELBA	Companhia de Eletricidade do Estado da Bahia	BA
COELCE	Companhia Energética do Ceará	CE
COOPERALIANÇA	Cooperativa Mista Aliança Ltda.	SC
COPEL	Companhia Paranaense de Energia	PR/SC
COSERN	Cia. Energética do Rio Grande do Norte	RN

Fonte: ANEEL

ANEXO (CONTINUAÇÃO)

Distribuidoras de Energia Elétrica em Operação no Brasil

EMPRESA	RAZÃO SOCIAL	ÁREA DE ATUAÇÃO
CPEE	Companhia Paulista de Energia Elétrica	SP
CPFL	Companhia Paulista de Força e Luz	SP
CSPE	Companhia Sul Paulista de Energia	SP
DEMEI	Departamento Municipal de Energia de Ijuí	RS
DME	Departamento Municipal de Eletricidade de Poços de Caldas	MG/RJ
EBE	Empresa Bandeirante de Energia	SP
EEB	Empresa Elétrica Bragantina	SP/MG
ELEKTRO	ELEKTRO – Eletricidade e Serviços S/A	MS/SP
ELETROACRE	Companhia de Eletricidade do Acre	AC
ELETROCAR	Centrais Elétricas de Carazinho S/A	RS
ELETRONORTE	Centrais Elétricas do Norte do Brasil S/A	AM/RR
ELETROPAULO	Eletropaulo Metropolitana Eletricidade de São Paulo S/A	SP
ENERGIPE	Empresa Energética de Sergipe S/A	SE
ENERSUL	Empresa Energética do Mato Grosso do Sul S/A	MS
ESCELSA	Espírito Santo Centrais Elétricas S/A	ES
FORCEL	Força e Luz Coronel Vivida Ltda.	PR
JAGUARI	Companhia Jaguari de Energia	SP
JARCEL	Jarcel Celulose S.A	PA
JOAO CESA	Empresa Força e Luz João Cesa Ltda	SC
LIGHT	Light Serviços de Eletricidade S/A	RJ
MANAUS	Manaus Energia S/A	AM
MOCOCA	Companhia Luz e Força de Mococa	MG/SP
MUXFELDT	Muxfeldt, Marin & Cia. Ltda.	RS
PANAMBI	Hidroelétrica Panambi S/A	RS
PIRATININGA	Companhia Piratininga de Força e Luz	SP
PUTINGA	Prefeitura Municipal de Putinga	RS
RGE	Rio Grande Energia S/A	RS
SAELPA	S/A de Eletrificação da Paraíba	PB
SANTA CRUZ	Companhia Luz e Força Santa Cruz	PR/SP
SANTA MARIA	Empresa Luz e Força Santa Maria S/A	ES
SULGIPE	Companhia Sul Sergipana de Eletricidade	BA/SE
UHENPAI	Usina Hidroelétrica Nova Palma LTDA	RS
URUSSANGA	Empresa Força e Luz Urussanga Ltda	SC
VALE PARANAPANEMA	Empresa de Eletricidade Vale Paranapanema S/A	SP
XANXERÊ	Hidroelétrica Xanxerê Ltda	SC

Fonte: ANEEL