

## **X PRÊMIO SEAE– 2015**

### **Tema 2. Regulação da Atividade Econômica**

Inscrição: **34**



**CLASSIFICAÇÃO: 3º Lugar**

Título da Monografia:

Economias de Escala e Eficiência no Mercado de Geração de Energia Elétrica do Brasil.

**Mauricio Marins Machado**

Brasília - DF

Doutor em Economia – UnB (conclusão 2014)

Assessor - Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

## RESUMO

Esta monografia analisa as economias de escala e a eficiência do mercado de geração de energia elétrica no Brasil. Utiliza-se painel de 21 firmas no período 2000/2010. Após capítulo introdutório, o segundo trata das economias de escala, estimando função custo translog por meio do modelo *Seemingly Unrelated Regression*. Indica-se a existência de economias de escala substanciais, suportando a visão de que indivisibilidades tendem a restringir ganhos de eficiência da livre concorrência. A última ampla reestruturação do setor elétrico, que criou os mercados livre (ACL) e regulado (ACR), amparou-se na referida visão.

O terceiro capítulo investiga a eficiência de custo por meio de fronteira estocástica de coeficientes variáveis. As ineficiências de custo diminuíram ao longo do período avaliado, mas foi o progresso técnico o principal promotor de reduções de custo. O quarto capítulo continua o estudo de eficiência, aplicando modelo semi-paramétrico para avaliar a fronteira de produção. Testes paramétricos e não paramétricos apontam que a eficiência técnica das firmas não foi alterada pela mais recente e ampla reforma regulatória do setor. Entre as características observadas das companhias, a gerência estatal é a que consistentemente ocasiona perda significativa de eficiência técnica.

**Palavras-chave:** economias de escala; eficiência de custo; eficiência técnica.

**X PRÊMIO SEAE – 2015**

TEMA 2 - REGULAÇÃO DA ATIVIDADE ECONÔMICA

**ECONOMIAS DE ESCALA E EFICIÊNCIA NO MERCADO DE GERAÇÃO DE ENERGIA ELÉTRICA  
DO BRASIL**

## RESUMO

Esta monografia analisa as economias de escala e a eficiência do mercado de geração de energia elétrica no Brasil. Utiliza-se painel de 21 firmas no período 2000/2010. Após capítulo introdutório, o segundo trata das economias de escala, estimando função custo translog por meio do modelo *Seemingly Unrelated Regression*. Indica-se a existência de economias de escala substanciais, suportando a visão de que indivisibilidades tendem a restringir ganhos de eficiência da livre concorrência. A última ampla reestruturação do setor elétrico, que criou os mercados livre (ACL) e regulado (ACR), amparou-se na referida visão.

O terceiro capítulo investiga a eficiência de custo por meio de fronteira estocástica de coeficientes variáveis. As ineficiências de custo diminuíram ao longo do período avaliado, mas foi o progresso técnico o principal promotor de reduções de custo. O quarto capítulo continua o estudo de eficiência, aplicando modelo semi-paramétrico para avaliar a fronteira de produção. Testes paramétricos e não paramétricos apontam que a eficiência técnica das firmas não foi alterada pela mais recente e ampla reforma regulatória do setor. Entre as características observadas das companhias, a gerência estatal é a que consistentemente ocasiona perda significativa de eficiência técnica.

**Palavras-chave:** economias de escala; eficiência de custo; eficiência técnica.

## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	4
2. ECONOMIAS DE ESCALA E PROGRESSO TÉCNICO .....	7
2.1. Mercado de Geração de Energia Elétrica no Brasil.....	9
2.2. Metodologia: o Modelo SUR.....	12
2.3. Dados e Variáveis .....	14
2.4. Estimativa da Função Custo.....	16
2.5. Economias de Escala .....	21
2.6. Mudança Tecnológica .....	27
2.7. Conclusão do Capítulo .....	29
3. EFICIÊNCIA DE CUSTO E FRONTEIRA ESTOCÁSTICA .....	31
3.1. Literatura de Fronteiras Estocásticas .....	32
3.2. Modelo de Fronteira Estocástica, Dados e Variáveis. ....	34
3.3. Estimativa da Fronteira Estocástica .....	35
3.4. Eficiência de Custo.....	44
3.5. Conclusão do Capítulo .....	50
4. EFICIÊNCIA TÉCNICA EM ABORDAGEM NÃO PARAMÉTRICA .....	53
4.2. Literatura dos Modelos DEA.....	55
4.3. Metodologia DEA, Dados e Variáveis.....	57
4.4. Estimação da Eficiência Técnica.....	60
4.5. Efeitos Potenciais de Variáveis Institucionais e Técnica sobre a Eficiência.....	62
4.5.1. Regressão Truncada.....	65
4.6. Eficiência por Firma.....	67
4.7. Conclusão do Capítulo .....	68
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	77

## 1. INTRODUÇÃO

O *trade-off* entre um modelo mais competitivo e outro mais concentrado, no mercado de geração de energia elétrica, suscita debate que remonta aos trabalhos clássicos de Nerlove (1963) e Christensen e Greene (1976). Os autores foram pioneiros em indicar possibilidades de competição na atividade e estudos subsequentes ressaltaram potencial semelhante. Em consonância com esses indicativos, vários países promoveram reformas indutoras da concorrência no setor (Wolak, 1997; Joskow, 1997).

As pesquisas e políticas mencionadas não encerraram o debate em torno do *trade-off* entre os modelos competitivo e concentrado. Há também na literatura registros de poder de mercado das maiores firmas que cerceiam a livre concorrência. Assim, não se pode descartar a hipótese de que restrições à competição podem prevalecer na atividade. Inclusive, há experiências de políticas promotoras do modelo competitivo que foram posteriormente reformuladas devido a desequilíbrios ocorridos no setor. É o caso da elevação exponencial dos preços da eletricidade na Califórnia em 2000, que sucedeu a implementação de políticas de desregulamentação da indústria; essas políticas foram reformuladas após a crise (Borenstein et al, 2002). Situação semelhante ocorreu no Brasil, onde o racionamento do consumo de eletricidade em 2001 induziu à reestruturação das políticas liberalizantes adotadas no setor elétrico nos anos 90 (Pinto et al, 2007).

Um ponto central no debate regulatório em comento são as economias de escala no mercado de geração de eletricidade. Essas economias podem limitar as possibilidades de concorrência entre as firmas e, por conseguinte, os incentivos pró-competição do modelo de regulação adotado. Vale notar que o estudo das economias de escala não se esgota teoricamente, haja vista a existência de

circunstâncias variáveis regional e temporalmente que afetam a magnitude das economias. Um exemplo é a dotação de fatores, que pode variar de acordo com o local ou o período investigado, e impacta diretamente o tamanho das economias de escala por influenciar a tecnologia escolhida pelo mercado.

Este trabalho contribui com o debate regulatório enunciado a partir da análise das economias de escala no mercado de geração de energia elétrica do Brasil. É um estudo de aplicação de métodos quantitativos, em consonância com a natureza empírica do problema investigado: a existência de economias de escala na produção de eletricidade brasileira. A base de dados utilizada é um painel de 21 firmas no período 2000/2010.

Adicionalmente, investiga-se a eficiência das firmas. É um tema correlato à discussão das economias de escala, pois sua motivação é a possibilidade de que essas economias e outras falhas de mercado estejam presentes na geração de energia elétrica. Caso estejam, as firmas operam com perdas de eficiência e minimizá-las torna-se objetivo de política pública pelos seus benefícios ao bem-estar. A análise de eficiência é explorada por dois capítulos desta monografia.

Além desta introdução, há mais quatro capítulos. O próximo investiga as economias de escala por intermédio do modelo *Seemingly Unrelated Regression*, cujo sistema de equações é composto por função custo translog e funções de demanda de insumos. A deprender das referências bibliográficas consultadas, este é o primeiro trabalho que testa a hipótese da existência de economias de escala na produção brasileira de eletricidade, estimando sua magnitude em diversas condições operacionais.

O terceiro capítulo da monografia analisa a eficiência de custo do mercado de geração de energia elétrica nacional. Estima-se a significância estatística das perdas

de eficiência por meio de modelos de fronteira estocástica. A evolução da eficiência e o progresso técnico são mensurados e comparados. Na versão do modelo com coeficientes variáveis, avaliam-se efeitos potenciais de características institucionais e técnica das firmas nos parâmetros que distinguem sua tecnologia produtiva.

O quarto capítulo prossegue a análise da eficiência, mensurando-a a partir da fronteira de produção, ao invés da fronteira de custo, de modo que o centro da investigação passa a ser a eficiência técnica. O capítulo aplica metodologia semi-paramétrica, que contrasta com os modelos econométricos adotados nos estudos de economias de escala e eficiência de custo. O quarto capítulo trata adicionalmente de fatos que potencialmente afetam a eficiência técnica, como a última ampla reestruturação do setor elétrico e características observáveis das firmas do painel explorado. Para esse fim, aplicam-se modelo de regressão truncada e outros testes paramétricos e não paramétricos.

Os três capítulos descritos aplicam metodologias distintas, mas apresentam resultados convergentes a respeito das economias de escala e da eficiência das firmas no mercado de geração de eletricidade do Brasil. Essas circunstâncias e outros destaques são sintetizados no capítulo de considerações finais da monografia.



## 2. ECONOMIAS DE ESCALA E PROGRESSO TÉCNICO

Desde o artigo seminal de Christensen e Greene (1976), vários estudos apontam que as economias de escala são limitadas no mercado de geração de energia elétrica. Em tal contexto, as maiores firmas não auferem vantagens de custo sobre os menores produtores, tornando o mercado mais propenso à concorrência<sup>1</sup> (Huettner and London, 1977; Goto and Tsutsui, 2008). Fatores tecnológicos e institucionais são consistentes com as limitações de escala mencionadas (Kamerschen et al, 2005). Entre os fatores tecnológicos, vale citar o fato de que: i) plantas maiores tendem a incorrer em maiores custos de manutenção e reparo; ii) avanços tecnológicos na transmissão de eletricidade diminuíram os custos de transação das firmas de menor estrutura produtiva; e iii) a redução do tamanho eficiente mínimo das plantas modernas de geração de energia elétrica, assim como do tempo para construí-las, aumentou o potencial para competição.

Em conformidade com os indicativos de evolução tecnológica promotora de retornos constantes ou decrescentes de escala nos níveis vigentes de produção, a experiência internacional revela que as reformas regulatórias implementadas na indústria de eletricidade incentivaram a entrada de novas firmas, sobretudo, no mercado de geração. A expectativa era que a presença de novos *players* promovesse a competição e a eficiência (Wolak, 1997; Joskow, 1997). Apesar de tais incentivos e da entrada de novas firmas na atividade, a estrutura prevalecente no segmento de geração indica ainda concentração significativa em alguns países. No Brasil, o *market share* das quatro maiores empresas (C4) situou-se em 42% em

---

<sup>1</sup> A indústria de eletricidade é composta basicamente por três segmentos: i) o de geração, em que as empresas que produzem eletricidade (o objeto de estudo deste trabalho); ii) o de transmissão, que consiste do serviço de transporte de eletricidade por longas distâncias em redes de alta tensão; iii) o de distribuição, que recebe a eletricidade da rede de transmissão e a entrega para consumidores finais (residências, comércio, etc.).

2010 (EPE, 2011), revelando uma concentração relativa, mas não necessariamente indicativa de poder de mercado.

A literatura relata igualmente evidências de que, entre as maiores firmas, a tecnologia de produção de energia elétrica apresenta indivisibilidades, as quais suportam economias de escala substanciais e capazes de fornecer vantagens de monopólio natural no mercado relevante (Hisnanick e Kymn, 1999; Berry e Mixon, 1999). Nesse caso, os benefícios da competição podem não ser suficientes para suplantar o custo da perda de economias de escala. O *trade-off* entre os benefícios da competição e os da economias de escala encontra-se presente ainda na discussão entre os que preconizam a concentração e integração vertical da indústria (Kaserman e Mayo, 1991; Joskow e Schmalense, 1983, Nemoto e Goto, 2004) e os que defendem o oposto: a desverticalização de suas atividades (Gilsdorf, 1994). O primeiro grupo de autores alude à significância das economias de escopo e escala, enquanto o segundo ressalta os benefícios da concorrência.

Em face do novo ambiente institucional e tecnológico descrito, assim como das circunstâncias e indicativos da literatura que apontam possibilidades distintas para a escala eficiente de produção de eletricidade, não há como indicar *a priori* os efeitos que tendem a prevalecer no mercado em estudo. Em tal ambiente pós-desregulamentação, as mencionadas questões podem ser avaliadas a partir do estudo dos níveis de produção que esgotam as economias de escala. Essas questões são particularmente relevantes para o Brasil, onde a competição no mercado de geração de energia elétrica ocorre predominantemente em âmbito nacional – favorecida pela extensão e ramificação da rede transmissão (Trindade, 2012). O mercado particulariza-se ainda pelo predomínio da tecnologia hidroelétrica,

que representou 77% da capacidade instalada em 2010, enquanto termoelétricas respondem por 19% e outras tecnologias por 4% (EPE, 2011).

Este capítulo pretende contribuir com o debate regulatório supracitado e seu objetivo é testar a hipótese de que economias de escala substanciais prevalecem no mercado de geração de eletricidade do Brasil. Para tanto, estima-se um sistema de equações composto por função custo translog e funções de demanda de insumos. Adicionalmente, investigam-se outras características da estrutura de custos, como as diferentes formas de progresso técnico.

Organiza-se o capítulo da seguinte forma: a próxima seção apresenta mais especificidades do setor elétrico brasileiro, destacando as instituições de regulação. Em seguida, a Seção 2.2 descreve a metodologia utilizada para estimar a estrutura de custo da produção brasileira de eletricidade. A Seção 2.3 expõe a base de dados e as variáveis utilizadas na estimação da função custo translog. A Seção 2.4 exhibe os resultados econométricos e a Seção 2.5 esmiúça as estimativas de economias de escala. A Seção 2.6 discute o progresso tecnológico e a Seção 2.7 conclui o capítulo.

## **2.1. Mercado de Geração de Energia Elétrica no Brasil**

A indústria brasileira de eletricidade reestruturou-se sobremaneira nas últimas décadas. A reestruturação começou em meados dos anos 90, amparada em um programa amplo de privatização. A reforma pretendeu promover a competição no segmento de geração, inclusive por meio do desincentivo à integração vertical no setor (Santana e Oliveira, 1999). O suposto subjacente da reforma foi que ganhos de competição compensariam perdas decorrentes da abdicação de possíveis economias de escala e integração vertical.

Os incentivos à competição e “*unbundling*” demandaram estruturas de regulação e coordenação, a exemplo da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) e do Operador do Sistema Nacional de Eletricidade (ONS). A ANEEL media conflitos entre os agentes na indústria e monitora comportamentos anticompetitivos, enquanto a ONS coordena oferta e demanda físicas de eletricidade na rede nacional de transmissão (o Sistema Interligado Nacional). Nesse caso, produtores não enviam diretamente eletricidade a seus clientes, e sim adicionam sua produção à rede de transmissão; semelhantemente, consumidores não escolhem um fornecedor específico, selecionando somente a quantidade de energia retirada da rede. Quem faz o encontro de oferta e demanda nesse mercado é a ONS, de modo a priorizar os produtores de custo mais baixo. As transações físicas não previstas entre produtores e consumidores – intermediadas pelas empresas do segmento de distribuição – são posteriormente compensadas financeiramente pela Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (Pinto et al , 2007).

O racionamento de eletricidade no período 2001-2002 demonstrou que as reformas regulatórias dos anos 90 não foram suficientes para ajustar a oferta de eletricidade ao rápido crescimento de demanda. Esse contexto motivou um novo ciclo de reformas, que criou dois mercados de comercialização de energia: o Ambiente de Contratação Regulada (ACR) e o Ambiente de Contratação Livre (ACL). Do lado da demanda, o ACL abrange basicamente grandes consumidores finais de eletricidade (fábricas, produtores eletro-intensivos, etc.) quando comparados aos pequenos consumidores individuais (residências, comércio local, etc.). Os contratos estabelecidos no ACL não são mediados pela autoridade reguladora (ANEEL) e funcionam também como *back-up* do mercado regulado (ACR), cobrindo as lacunas entre oferta e demanda decorrentes de imprevistos

diversos. O mercado livre exerce outras funções como: i) a de fornecer eletricidade para os consumidores não alcançados pela rede transmissão ou de distribuição, ou para os grandes consumidores finais que preferem não pagar os custos de tais infraestruturas; e ii) a de ser uma fonte de informação útil sobre a escassez de eletricidade (para agentes privados e públicos), uma vez que os contratos de longo prazo no ACR podem não refletir adequadamente mudanças no equilíbrio entre oferta e demanda.

O ACR é inspirado pelo modelo de “único-comprador” em que uma entidade adquire toda a eletricidade dos produtores e a repassa às empresas de distribuição. Essas empresas são obrigadas a comprar 100% da eletricidade, entregue aos pequenos consumidores individuais, no ACR. A ANEEL, por sua vez, agrega a demanda das companhias de distribuição da eletricidade e age como o Leiloeiro Walrasiano, de modo que é a demanda agregada dessas companhias – em vez das individuais – que é visualizada pelos produtores no mercado ACR. Ademais, como o Leiloeiro, a ANEEL define o preço que prevalece no ACR por intermédio de leilões, que originam posteriormente contratos bilaterais com prazo de até cinco anos para a entrega física da eletricidade (Pinto et al, 2007).

A reforma de 2005 afetou principalmente os pequenos consumidores individuais, que compram a eletricidade das companhias de distribuição. Depois da reforma, a provisão de eletricidade para tais consumidores é viabilizada exclusivamente pelo mercado regulado (ACR). Trata-se de uma restrição ao modelo de livre concorrência e, portanto, a criação do ACR representa um passo para trás no movimento de aproximação de uma indústria competitiva estruturado pelas reformas dos anos 90. A motivação do ACR advém da suposição de que indivisibilidades na geração de eletricidade suportam grandes economias de escala, que justificam a agregação

intertemporal de demanda e contratos. Nesse contexto, a agregação implementada pelo ACR propicia ganhos de bem-estar porque reduz os custos de transação para grandes firmas no segmento de geração, incentivando sua entrada no mercado e a consequente exploração de elevadas economias de escala. O ACR reduz custos de transação na medida em que permite concentrar em poucos ou em um único contrato a venda da produção das grandes geradoras, ao invés de expô-las a diversos contratos cujas características (risco, especificidade, frequência, etc.) elevariam sobremaneira os referidos custos. Ademais, o ACR, ao firmar contratos de venda de eletricidade de longo prazo (de até cinco anos), diminui o risco de negócio dos grandes empreendimentos de geração, que se caracterizam pelo maior tempo de amortização do custo de capital fixo e de *sunk costs*.

Ante o exposto, a reforma de 2005 ampara-se consideravelmente na hipótese de existência de indivisibilidades e, por conseguinte, no predomínio de grandes economias de escala no mercado nacional de geração de energia elétrica. Em tal circunstância, a estimação dessas economias pode contribuir para avaliar o desempenho do modelo brasileiro de regulação no que tange a seu papel de induzir a redução de custos e preços das firmas.

## **2.2. Metodologia: o Modelo SUR**

Para avaliar as economias de escala na produção brasileira de eletricidade, utiliza-se uma função custo translog. Devido a sua flexibilidade e propriedades convenientes – não impõe restrições à tecnologia produtiva e acomoda não-homoteticidade – a função translog é amplamente empregada nas estimativas de função custo. O modelo translog constitui uma aproximação local de segunda ordem de uma função custo arbitrária e pode ser escrito como:

$$\ln C = \beta_0 + \beta_q \ln q + \sum_i \beta_i \ln p_i + \beta_t t + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln q)^2 \\ + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i \ln q + \sum_i \beta_{it} \ln p_i t + \beta_{tq} \ln q t, \quad i = r, w, e. \quad [1]$$

Em que  $C$  é o custo de produzir a quantidade  $q$  de eletricidade. A variável  $t$  representa o termo de tendência linear. As variáveis  $p_r$ ,  $p_w$ , e  $p_e$  representam, respectivamente, os preços dos insumos capital, trabalho e combustível e/ou água (eventualmente, inclui energia elétrica comprada de terceiros). Em teoria, a função custo é côncava, linearmente homogênea no preço dos insumos e não decrescente nesses preços e no nível de produto. Tais propriedades e a hipótese de simetria implicam as seguintes restrições impostas nos parâmetros da equação [1]:

$$\sum_i \beta_i = 1; \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}; \quad \text{para todo } i, j = r, w, e; \\ \sum_i \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ji} = \sum_i \beta_{iq} = \sum_i \beta_{it} = 0; \quad [2]$$

Aplicando o lema de Sheppard na equação [1], têm-se as seguintes equações de proporção dos insumos que completam o sistema de equações avaliado:

$$s_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \sum_i \beta_{iq} \ln q + \beta_{it} t \quad [3]$$

Como são três insumos e a soma de  $s_i$  é igual a um, existem apenas duas equações independentes para se estimar. Essas equações e a função custo translog compõem o sistema estimado neste trabalho por meio do método iterativo de Zellner, conhecido como *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR). A estimação permite ainda calcular a taxa de mudança tecnológica (TC) a partir da seguinte expressão:

$$TC = \frac{\partial \ln C}{\partial t} = (\beta_t + \beta_{tt} t + \sum_i \beta_{it} \ln p_i + \beta_{tq} \ln q) \quad [4]$$

O progresso tecnológico tende a promover redução de custo, por isso se espera  $TC < 0$ . Da equação [4], distinguem-se três tipos de progresso: o neutro ( $T_1$ ), o não neutro ( $T_2$ ) e o crescente em escala ( $T_3$ ), que são especificados por:

$$T_1 = \beta_t + \beta_{it}t; \quad T_2 = \sum_i \beta_{it} \ln p_i; \quad T_3 = \beta_{tq} \ln q \quad [5]$$

O efeito tecnológico neutro,  $T_1$ , pode resultar de melhorias gerenciais, como as decorrentes das curvas de aprendizado. O efeito tecnológico não neutro,  $T_2$ , representa mudanças técnicas que afetam a combinação ótima de insumos. Mudanças tecnológicas intensivas em insumos (poupadoras de insumos) são indicadas por valores positivos (negativos) para  $\beta_{it}$ . O terceiro efeito tecnológico,  $T_3$ , reflete mudanças na escala eficiente de produção. Se  $\beta_{qt} < 0$  ( $\beta_{qt} > 0$ ), a escala de produção de custo mínimo é crescente (decrescente) no tempo.

### 2.3. Dados e Variáveis

A base de dados compõe-se de informações publicamente disponíveis para o mercado de energia elétrica no Brasil, que se encontram nos relatórios contábeis e gerenciais das firmas (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A., 2011; e Centrais Elétricas Brasileiras, 2011). A amostra é composta por 21 firmas, que representam cerca de 70%<sup>2</sup> da capacidade instalada na produção brasileira de eletricidade (EPE, 2011). Os dados abrangem o período 2000-2010, constituindo um painel não balanceado de 198 observações.

O não balanceamento do painel decorre do fato de que, a partir de 2005, a regulação do setor elétrico obrigou a separação contábil das atividades da indústria, de modo que a geração de eletricidade deveria dispor de registros contábeis distintos dos dedicados às atividades de distribuição e transmissão (Lei nº

---

<sup>2</sup> 80% quando desconsiderados produtores para consumo próprio (EPE, 2011).



10.848/2004). Assim, para parte das firmas da amostra que atua em outros segmentos do setor, não há dados contábeis publicamente disponíveis para o segmento de geração no período precedente a 2005. Ademais, há firmas entrantes, cuja operação se iniciou após os primeiros anos do período observado – vale lembrar que o mercado em tela era um monopólio estatal até meados dos anos 90. Por fim, mesmo para algumas firmas que atuam somente no segmento de geração, não estão publicamente disponíveis os relatórios contábeis dos primeiros anos do período 2000/2010.

No tocante ao cálculo das variáveis da função custo, o preço da mão de obra ( $p_w$ ) foi calculado dividindo-se os custos anuais de trabalho pelo número de empregados. Já os preços dos combustíveis ( $p_e$ ) foram calculados dividindo-se os custos anuais de combustível pelo respectivo nível de produção de eletricidade; esses gastos representam as despesas com os insumos combustível e/ou água, incluindo eventualmente despesas com eletricidade adquirida de terceiros. Quanto ao preço do capital ( $p_r$ ), o cálculo baseou-se no custo médio ponderado de capital (WACC), que depende da estrutura de financiamento da firma. Os dois principais componentes do WACC são os seguintes: i) dívida ( $d$ ), que é composta por todos os empréstimos informados na conta de *Passivos* do Balanço Patrimonial de um balanço contábil; e ii) capital próprio ( $p$ ), informado como o valor do Capital Social na mesma conta do balanço contábil. O WACC é calculado usando a seguinte equação:

$$WACC = \delta_d k_d + \delta_p k_p \quad [6]$$

Em que  $\delta_i$  ( $i = d, p$ ) representa o peso relativo de cada componente do capital na estrutura de financiamento da firma e  $k_i$  ( $i = d, p$ ) é o custo do componente (montante de juros e dividendos). A Tabela 1 exibe estatísticas descritivas da base de dados.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas da Base de Dados: 2000/2010

Variáveis (dados anuais) *	Mediana	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Produção de Eletricidade (GWh)	11.659,82	21.288,38	23.348,12	94.344,52	339,00
Custo do Capital	10,07%	11,24%	7,37%	48,17%	0,50%
Salário Médio (US\$ 1.000)	71,88	77,00	37,33	397,92	14,60
Custo do Capital (US\$ 1.000)	219.225,99	385.137,62	705.250,42	4.991.048,17	1.094,09
Custo do Trabalho (US\$ 1.000)	40.592,33	73.997,06	99.787,99	563.489,93	524,07
Custo do Combustível e água (US\$ 1.000)	96.765,25	310.052,59	768.634,89	6.654.485,23	646,70
Custo Total (US\$ 1.000)	383.852,33	769.187,26	1.184.047,89	7.078.474,39	6.822,57
	53,77%	49,76%	27,03%	91,61%	1,32%
Participação do Capital (%)					
Participação do Trabalho (%)	11,47%	16,67%	16,96%	83,05%	0,26%
Participação do Combustível e água (%)	24,54%	33,57%	24,68%	95,02%	3,63%

\*Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).  
 Fonte: Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A. (2011), Centrais Elétricas Brasileiras (2011).

## 2.4. Estimativa da Função Custo

As equações [1] e [3] compõe o sistema de equações estimado por meio do SUR. Para satisfazer a hipótese teórica de homogeneidade linear da função custo, dividiu-se o custo total, os preços do capital e trabalho por  $p_e$ , que é o preço do combustível (e/ou água e/ou energia comprada de terceiros). A equação de proporção do insumo no custo referente ao combustível foi excluída da estimação do SUR de modo a se ter um sistema de equações independente. As hipóteses de simetria foram impostas como restrições ao sistema de equações. Tanto o custo, como as demais variáveis explicativas, encontram-se no modelo em logaritmo e normalizadas pela mediana da amostra. A normalização implica que os coeficientes dos preços dos insumos podem ser interpretados como elasticidades da função custo em relação a esses preços, na mediana da amostra.

A Tabela 2 apresenta os parâmetros estimados da função custo translog. Três modelos representativos da tecnologia não-homotética são testados com efeitos fixos individuais. O Modelo 1 contém os resultados principais e os Modelos 2 e 3

realizam testes adicionais. Nos três modelos, os parâmetros típicos da tecnologia não-homotética –  $\beta_{rq}$ ,  $\beta_{wq}$  e  $\beta_{eq}$  – são significativos e indicam que não se pode descartar a hipótese de que a função custo é separável no produto e no preços dos insumos. Para avançar nesse ponto, testaram-se hipóteses de que a tecnologia poderia assumir formas mais restritivas por meio do teste *likelihood ratio*. A Tabela 3 apresenta os resultados do teste, que rejeita as três hipóteses de tecnologia produtiva mais restritiva: a homotética, a homogênea e a Cobb-Douglas. Isso atesta a adequação de se utilizar uma forma funcional mais flexível para a estrutura de custo, como a função translog, de modo a permitir a representação de tecnologias mais genéricas, que é o caso da não-homotética exibida na tabela.

A estimação do modelo não-homotético revela que os coeficientes das variáveis-chave da função custo – nível de produto e preços dos insumos – são significativos e possuem o sinal esperado. Os resultados exibem também uma função custo bem comportada, uma vez que ela é crescente no nível de produto e no preço dos insumos. Em conformidade com a expectativa de que o mercado de geração tende a ser capital-intensivo, o coeficiente do preço do capital é superior ao dos outros insumos.

Os custos de combustível e água representam aproximadamente um terço dos custos totais de produção. Essa proporção cresceu durante o período investigado, como atesta o coeficiente positivo e significativo  $\beta_{et}$ . Tal crescimento pode refletir, em parte, o uso crescente de tecnologia termoelétrica na geração de eletricidade, uma vez que o preço relativo de combustível tende a ser superior ao da água consumida pela geradora hidroelétrica. De fato, para mitigar o risco de novos racionamentos, as políticas públicas têm incentivado a entrada de firmas termoelétricas no mercado, ainda que impliquem aumentem do custo operacional de

produção de energia (Marreco e Carpio, 2006). O aumento da participação do combustível e água nos custos totais pode estar relacionado também com os custos ambientais crescentes no Brasil, que tornaram mais cara a exploração de recursos naturais, inclusive os de origem hídrica, que suportam a operação da maior parte das companhias em atividade (Sternberg, 2010).

Outra variável testada é a *dummy* de interação  $DQ$ , que interage com a variável  $\ln q$  na função custo. A *dummy*  $DQ$  separa as firmas da amostra em dois grupos: i) as relativamente pequenas, cuja geração de eletricidade se situa abaixo do produto mediano da amostra (11.660 GWh), majoritariamente alcançando até 5 mil GWh por ano; e ii) as relativamente grandes, que produzem acima do produto mediano. A *dummy* é igual a um para as firmas pequenas. O coeficiente de  $DQ$  foi positivo e significativo, indicando que as firmas menores possuem maiores elasticidades de custo, relativamente ao produto, na mediana da amostra. Logo, as firmas menores apresentam menores economias de escala, como detalha a seção seguinte. Sobre essas economias, note-se ainda que o coeficiente  $\beta_{qq}$  foi significativo e positivo, implicando que as elasticidades de custo aumentam com o nível de produção de eletricidade para os dois grupos de firmas – e o oposto acontece com as economias de escala.

Dos testes adicionais aplicados na função custo, o Modelo 2 avalia o efeito potencial do racionamento do consumo de eletricidade imposto em 2001. Utiliza-se a *dummy*  $D2001$ , que é igual à unidade para as observações desse período. Concomitantemente, investiga-se o efeito da reforma da última reforma regulatória do setor elétrico, cujas regras passaram a vigorar a partir de 2005. O efeito é investigado por intermédio da *dummy*  $D2005/2010$ , que igual à unidade para as observações do período 2005/2010. As duas *dummies* não são significativas e os

demais parâmetros permanecem consistentes com os obtidos no modelo não-homotético comentado anteriormente.

O Modelo 3 exibe um segundo teste para efeitos potenciais de algumas características observáveis das firmas. Essas características são representadas por três *dummies* de grupo: i) *VER*, que é igual a 1 se a firma é integrada verticalmente nos três segmentos da indústria; ii) *TER*, que é igual a 1 se a firma adota predominantemente tecnologia termoelétrica; e iii) *EST*, que é igual a 1 se a firma é estatal. As três *dummies* são significativas e sua inclusão não altera os resultados já apresentados, indicando a consistência dos mesmos<sup>3</sup>. Sobre a *dummy VER*, seu coeficiente é negativo, de modo que se falha em rejeitar a hipótese de vantagens de custo das firmas integradas na mediana da amostra. Já o coeficiente de *TER* é positivo, não se rejeitando a hipótese de que as termelétricas tenham custos maiores na mediana da amostra. Quanto ao coeficiente negativo da *dummy EST*, deve-se considerar seu menor endividamento, uma vez que são mais antigas no mercado e puderam amortizar proporção maior do capital fixo. Ademais, o custo de capital das estatais é menor: seu WACC é 25% menor do que o verificado para as rivais privadas. O menor custo de capital constitui uma vantagem de custo não desprezível para as estatais, levando em conta que a produção de eletricidade é intensiva nesse insumo.

---

<sup>3</sup> A estimação do sistema SUR por iteração (no Software Stata), com as três *dummies* de grupo na função custo, elimina automaticamente três *dummies* individuais para evitar o problema colinearidade.

Tabela 2 – Parâmetros Estimados da Função Custo

Parâmetros	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão
$\beta_r$	0,509721*	0,0112835	0,50948*	0,011284	0,509721*	0,0112835
$\beta_w$	0,1828783*	0,0093898	0,182911*	0,009388	0,1828783*	0,0093898
$\beta_e$	0,3074007*	0,0083294	0,3076089*	0,0083261	0,3074007*	0,0083294
$\beta_q$	0,5344760*	0,0929164	0,538854*	0,092987	0,5344766*	0,0929164
$\beta_t$	-0,0463376*	0,0050993	-0,04522*	0,006082	-0,0463377*	0,0050993
$\beta_{rr}$	0,0672424*	0,0040257	0,067371*	0,004025	0,0672424*	0,0040257
$\beta_{ww}$	0,03349280*	0,0046616	0,033683*	0,004658	0,03349288*	0,0046616
$\beta_{ee}$	0,0795013*	0,0036542	0,0798016*	0,0036606	0,0795013*	0,0036542
$\beta_{wr}$	-0,0106169*	0,0038982	-0,01063*	0,003892	-0,0106169*	0,0038982
$\beta_{we}$	-0,0228759*	0,0026465	-0,0230569*	0,0026539	-0,0228759*	0,0026465
$\beta_{re}$	-0,0566254*	0,0025197	-0,0567447*	0,0025213	-0,0566254*	0,0025197
$\beta_{qq}$	0,1029704*	0,0301362	0,102679*	0,03013	0,1029702*	0,0301362
$\beta_{tt}$	-0,0006176	0,0008565	-0,00045	0,000969	-0,0006177	0,0008565
$\beta_{wt}$	-0,0020677	0,0024724	-0,00208	0,002475	-0,0020677	0,0024724
$\beta_{rt}$	-0,0074966*	0,0022703	-0,00737*	0,002272	-0,0074966*	0,0022703
$\beta_{et}$	0,0095643*	0,0015961	0,0094539*	0,0016074	0,0095643*	0,0015961
$\beta_{rq}$	0,0015432	0,0066501	0,002032	0,006674	0,0015432	0,0066501
$\beta_{wq}$	-0,0470939*	0,0059276	-0,04736*	0,005937	-0,0470939*	0,0059276
$\beta_{eq}$	0,0455507 *	0,0051371	0,04533*	0,0051385	0,0455507 *	0,0051371
$\beta_{tq}$	-0,0020214	0,0018303	-0,00211	0,001831	-0,0020214	0,0018303
<i>DQ</i>	0,5935506*	0,1646027	0,585755*	0,164782	0,5935506*	0,1646027
<i>D2001</i>			-0,0274152	0,0319943		
<i>D2005/2010</i>			-0,010988	0,0285104		
<i>VER</i>					-0,3299407*	0,0564066
<i>TER</i>					0,3417279*	0,1036738
<i>EST</i>					-0,1620985*	0,0531731
<i>Constante</i>	0,0716965**	0,0355094	0,080791**	0,041947	0,0716963**	0,0355094

Níveis de significância: \* 1%, \*\* 5%, \*\*\* 10%.

Fonte: elaboração própria.

Tabela 3 – Testes para Especificações da Função Custo.

Hipótese Nula	G.L.	Estatística LR X <sup>2</sup>	Estatística X <sup>2</sup> (0.99)	Prob > X <sup>2</sup>	Resultado
$\beta_{rq} = \beta_{wq} = \beta_{eq} = \beta_{tq} = 0$ Homoteticidade	3	102,29	11,34	0,000	Rejeita-se hipótese nula por 1%
$\beta_{rq} = \beta_{wq} = \beta_{eq} = \beta_{tq} = \beta_{qq} = 0$ Homogeneidade	4	108,75	13,28	0,000	Rejeita-se hipótese nula por 1%
$\beta_{rq} = \beta_{wq} = \beta_{eq} = \beta_{tq} = \beta_{qq} = \beta_{rw} = \beta_{ew} = \beta_{ee} = \beta_{er} = \beta_{ww} = \beta_{rr} = \beta_{et} = \beta_{rt} = \beta_{wt} = \beta_{tt} = 0$ Cobb-Douglas	10	563,04	23,21	0,000	Rejeita-se hipótese nula por 1%

Fonte: elaboração própria.

## 2.5. Economias de Escala

As economias de escala de longo prazo (*ES*) são calculadas mantendo constante o preço dos insumos e utilizando a expressão:

$$ES = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q} \quad [7]$$

Em que  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln q}$  é a elasticidade do custo em relação ao produto (*EL*) e resulta da derivação da equação [1] relativamente à variável *lnq*. Valores positivos para *ES* indicam presença de economias de escala, valores iguais a zero significam retornos constantes de escala e valores negativos implicam deseconomias de escala.

A Tabela 4 exhibe as elasticidades de custo utilizadas no cômputo das economias de escala na mediana da amostra, a partir do Modelo 1 da Tabela 2, que é utilizado para todos os testes desta seção e das subsequentes. Para as firmas produzindo acima da mediana, a elasticidade de custo em relação ao nível de produto é  $\beta_q = 0,5345$ . Essa elasticidade implica que as economias de escala são positivas e dadas por:  $1 - \beta_q = 0,4655$ , dado que  $DQ = 0$  para esse grupo. Logo, as maiores firmas auferem economias de escala expressivas, na mediana do nível de produto e do preço dos insumos.

O oposto ocorre com as firmas menores. Na mediana da amostra, sua elasticidade de custo é:  $EL = (\beta_q + \beta_{DQ}) = 1,128$ . As respectivas economias de escala são negativas:  $ES = (1 - \beta_q - \beta_{DQ}) = -0,1280$ , dado que  $DQ = 1$  para as menores firmas. Assim, na mediana do nível de produto e do preço dos insumos, as firmas menores obtêm deseconomias.

Considerando que a produção de ITAIPU é ligeiramente superior a 20% da eletricidade total gerada por todas as demais companhias da amostra – correspondendo a cerca de 8 vezes o nível de produto mediano – cabe questionar em que medida as economias de escala estimadas para as maiores firmas não são influenciadas por esse *outlier*. Por esse motivo, as economias de escala foram estimadas novamente, excluindo Itaipu da amostra. Os resultados são exibidos na Tabela 4. Constata-se que as elasticidades de custo e as economias estimadas da escala são muito similares às estimadas para a amostra completa. Conseqüentemente, as economias de escala estimadas para as maiores firmas não foram enviesadas pelo *outlier* Itaipu.

Tabela 4 – Elasticidade (EL) de custo em relação a produto por Grupo e Amostra nas respectivas medianas de cada grupo em cada amostra

Grupo	EL calculada	Amostra			
		Completa		Sem ITAIPU	
		Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
Firmas que produzem abaixo da mediana.	$EL = \beta_q + \beta_{DQ}DQ$ , com $DQ = 1$ .	1,128*	0,101	1,099*	0,098
Firmas que produzem acima da mediana.	$EL = \beta_q$ , pois $DQ = 0$ .	0,534*	0,093	0,507*	0,089

Nível de significância: \* 1%. Fonte: elaboração própria.

A Tabela 5 explicita as economias de escala estimadas para vários níveis de produção ao ano. As estimativas foram realizadas para os dois grupos de firmas em



comento, simulando uma variação discreta do nível de produto no modelo não homotético (Modelo1/Tabela 2) e mantendo constantes os preços dos fatores na mediana da amostra. Os resultados revelam que as economias de escala são esgotadas para níveis de produção anual acima de 6.000 GWh, quando o grupo de firmas menores é considerado. Nesse nível de produto, as economias de escala são positivas, mas não significativas estatisticamente. Ademais, o grupo têm significativas deseconomias de escala para níveis de produto anual em torno ou maiores do que 18.000 GWh. Portanto, há um vasto intervalo de produção em que as firmas menores operam sem significativos ganhos ou perdas de escala.

A Tabela 5 explicita que as economias de escala diminuem com o aumento do nível de produto para ambos os grupos estudados. Particularmente para as firmas maiores, as economias de escala são substanciais nas faixas de menor nível de geração de eletricidade. No nível de produção anual de 50.000 GWh, as economias de escala das maiores empresas são positivas, mas significativas apenas no nível de significância de 10%. No patamar de 90.000 GWh, as economias de escala são claramente exauridas por não serem significativas mesmo a 10%. Em que pesem esses e outros indícios de limites para a exploração de economias de escala, o exposto para as grandes firmas indica que elas possuem grandes economias de escala. Por conseguinte, na geração de energia elétrica do Brasil, características de monopólio natural tendem a prevalecer sobre ganhos de eficiência do mercado competitivo.

Tabela 5 – Economias de Escala\* por Grupo e Níveis de Produção ao ano

Nível de Produto (GWh)	Economias de Escala por Grupo (desvio padrão entre parêntesis)	
	Abaixo do Nível de Produto Mediano Anual	Acima do Nível de Produto Mediano Anual
2.000	23,50% (4,25%)	81,94% (17,07%)
6.000	,88% (6,65%)	59,32% (11,64%)
12.000	-13,39% (10,29%)	45,04% (9,08%)
15.000	-17,99% (11,54%)	40,45% (8,52%)
18.000	-21,75% (12,57%)	36,69% (8,21%)
25.000	-28,51% (14,46%)	29,93% (8,01%)
30.000	-32,26% (15,52%)	26,17% (8,10%)
50.000	-42,78% (18,51%)	15,65% (9,10%)
90.000	-54,89% (21,98%)	3,55% (11,23%)

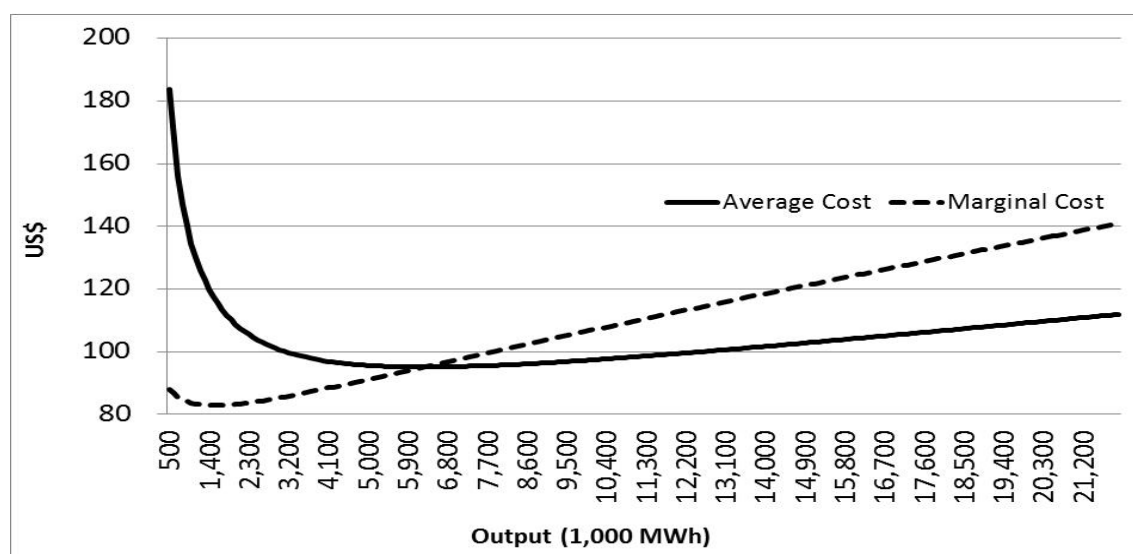
\* Calculada na mediana de produto de cada grupo e na mediana dos preços e tempo da amostra completa.

Fonte: elaboração própria.

A Figura 1 adiante ilustra as curvas de custo marginal e médio das firmas menores, também para níveis simulados de produção anual e demais variáveis da função custo centralizadas na mediana do grupo. Até o nível de produção anual de 6.000 GWh, os custos unitários são decrescentes. Entre 6.000 e 12.000 GWh, o custo médio aumenta ligeiramente (de US\$ 95 para US\$ 100), sugerindo uma curva relativamente plana nesse intervalo de produção – que é próximo do produto mediano da amostra completa (11.660 GWh). Já a Figura 2 esclarece que as firmas menores têm custos médios mais baixos ou similares aos das firmas maiores até o nível de produto anual de 2.400 GWh. Isso significa que alguns nichos de mercado ou consumidores individuais com demanda anual inferior a 2.400 GWh, poderiam ser mais eficientemente providos pelas firmas menores. Dessa forma os segmentos de mercado com demanda relativamente pequena podem ser eficientemente

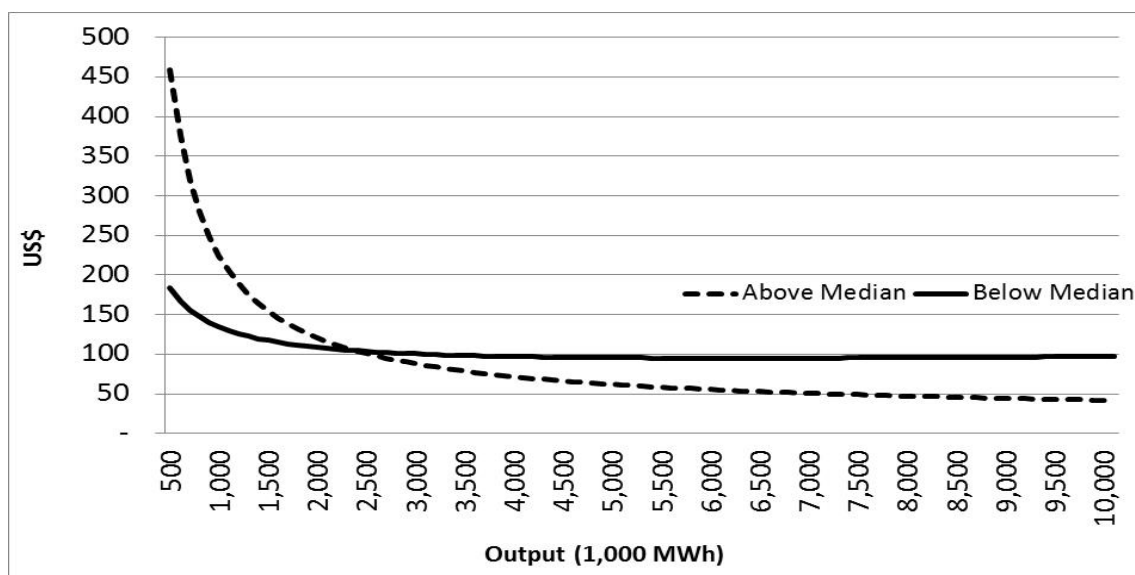
atendidos por firmas competitivas. Esse provavelmente é o caso do mercado de livre negociação, o ACL. Nesse ambiente, a demanda é composta por grandes consumidores finais de energia, mas que individualmente não são significativos na demanda total de eletricidade da economia; o ACL atende também os incrementos inesperados de consumo do mercado regulado, o ACR, e nesse sentido supre a demanda residual desse último. O referido potencial de eficiência do ACL é consistente com o aumento do número de produtores de eletricidade no Brasil e sugere que a competição tem sido fomentada ao menos nesse nicho de mercado.

Figura 1 – Curvas de Custo Marginal e Médio do Grupo cuja Geração de Eletricidade se encontra abaixo do Nível de Produto Mediano da Amostra



\* Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).  
 Fonte: elaboração própria.

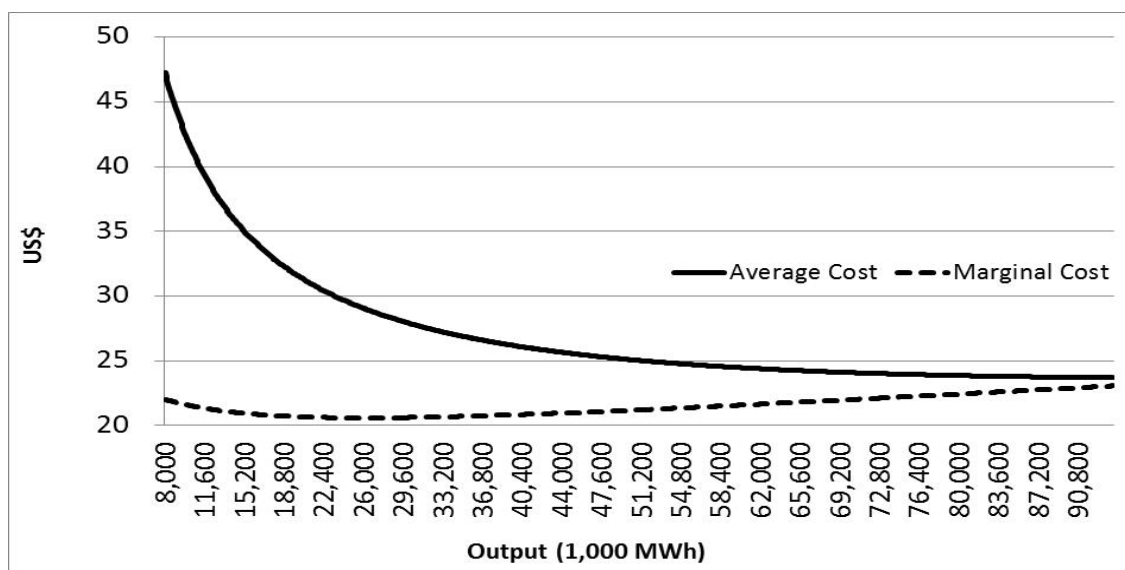
Figura 2 – Curvas de Custo Médio dos Grupos cuja Geração de Eletricidade se encontra abaixo e acima do Nível de Produto Mediano da Amostra



\* Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).  
 Fonte: elaboração própria.

A Figura 3 apresenta quadro distinto para as firmas produzindo acima da produção mediana. A curva de custo médio diminui ao longo do intervalo relevante de produção, situando-se acima da curva de custo marginal e evidenciando a existência de elevadas economias de escala para as grandes companhias. Esses indícios advogam a favor da última reforma regulatória e sua principal inovação: o ACR. No contexto de amplas economias de escala, a agregação intertemporal de demanda e contratos no ACR favorece ganhos de bem estar. Isso porque a agregação diminui os custos de transação para as grandes firmas, incentivando sua entrada no mercado e a consequente exploração de elevadas economias de escala. O ACR reduz custos de transação na medida em que permite concentrar em poucos ou em um único contrato a venda da produção das grandes firmas, ao invés de expô-las a diversos contratos cujas características (risco, especificidade, frequência, etc.) elevariam sobremaneira os referidos custos.

Figura 3 – Curvas de Custo Marginal e Médio do Grupo cuja Geração de Eletricidade se encontra acima do Nível de Produto Mediano da Amostra



\* Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).  
 Fonte: elaboração própria.

Sobre as economias (deseconomias) de escala com o consumo de insumos, o coeficiente  $\beta_{rq}$  não é significativo, mas os demais são:  $\beta_{wq}$  e  $\beta_{eq}$  alcançam, respectivamente, -0,047 e 0,0456. Portanto, o trabalho cria economias de escala, enquanto combustível e água geram deseconomias de escala. Particularmente para as companhias hidroelétricas, que respondem pela maior parte da produção brasileira de eletricidade (EPE, 2011), o resultado sugere que a dotação de recursos hídricos já é uma restrição ao aumento das economias de escala.

## 2.6. Mudança Tecnológica

O teste *likelihood-ratio* confronta as hipóteses do tipo de progresso técnico prevalente na geração de eletricidade brasileira entre os anos 2000 e 2010 – ver expressão [5] da seção metodológica. Os resultados do teste encontram-se na Tabela 6 e foram estimados pelo Modelo 1 da Tabela 2. Os testes rejeitam as

hipóteses nulas de que não existem os efeitos tecnológicos Hicks neutro (mudança tecnológica “pura”) e não neutro na utilização dos insumos.

Tabela 6 – Teste *Likelihood* para Diferentes Efeitos Tecnológicos

Hipótese nula	G.L.	Estatística LR ( $X^2$ )	Estatística $X^2$ (0.99)	Prob > $X^2$	Resultado
$\beta_{rt} = \beta_{wt} = \beta_{et} = 0$ Efeito tecnológico não neutro	2	35.18	9.21	0.00	Rejeita hipótese nula por 1%
$\beta_{qt} = 0$ Efeito tecnológico crescente em escala	1	1.19	6.63	0.28	Não se rejeita hipótese nula por 1%
$\beta_{tt} = \beta_t = 0$ Efeito tecnológico neutro	2	66.68	9.21	0.00	Rejeita hipótese nula por 1%

Fonte: elaboração própria.

Finalmente, o cálculo da taxa de mudança tecnológica (TC) na função custo indica que essa mudança promoveu uma redução de custo de 3,96% ao ano, em média, no período 2000-2010. A redução foi proporcionada pelo efeito Hicks-neutro ( $T_1$ ), negativo em 4,5%, e anulada parcialmente pelos demais efeitos. O efeito escala ( $T_3$ ) foi praticamente nulo (0,038%). A mudança tecnológica não neutra ( $T_2$ ), por sua vez, foi positiva em 0,52% e sugere que o incremento das despesas em combustível e água ( $\beta_{et} > 0$ ) suplantou a diminuição de custos decorrentes da poupança de capital e trabalho ( $\beta_{rt}, \beta_{wt} < 0$ ). Essa dominância pode refletir, como já observado, a maior presença de tecnologia termoelétrica e o aumento dos custos ambientais no mercado de geração. Ademais, o movimento ascendente dos gastos em combustível e água sinaliza a crescente escassez desses recursos para a produção de energia. Como se salientou anteriormente, os referidos recursos já são uma restrição às economias de escala. Assim, a sua crescente escassez tende a restringir ainda mais essas economias.

## **2.7. Conclusão do Capítulo**

As economias de escala do mercado de geração de energia elétrica do Brasil são examinadas a partir de: i) painel de 21 firmas no período 2000/2010; e ii) estimação de função custo translog pelo modelo SUR. As economias de escala diminuem com o incremento do nível de produção, mas alcançam grandes proporções entre as maiores firmas. As companhias menores exaurem suas economias de escala em níveis mais baixos de produção, contudo, incorrem em custo médio inferior ao das grandes firmas em parte desse intervalo e não apresentam aumento acentuado de custo até patamares elevados de produção. Essas circunstâncias amparam a possibilidade de segmentos de mercado de menor consumo serem supridos eficientemente por uma oferta competitiva. Tais segmentos de mercado são alcançados pelo ambiente não regulamentado do setor, o ACL, que complementa o ambiente regulamentado, ACR, fornecendo eletricidade para: i) a demanda residual das companhias de distribuição que resulta de erros de previsão de oferta e demanda no ACR; e ii) consumidores que não têm acesso, ou optam por não incorrer nos custos associados, às infraestruturas de transmissão e distribuição de eletricidade.

Para as maiores firmas, economias de escala substanciais prevalecem nos níveis correntes de produção. Portanto, não se pode rejeitar a hipótese de que grandes economias de escala são uma característica típica do mercado de geração de energia elétrica no Brasil e, em geral, não são esgotadas nos níveis mais baixos de produção. Esse resultado suporta a visão, predominante na última reforma regulatória do setor, de que indivisibilidades tendem a restringir ganhos da livre concorrência na produção de eletricidade. A predominância de elementos de monopólio natural sobre ganhos de eficiência da concorrência é esperada,

sobretudo, no *Sistema Interligado Nacional* (SIN), cuja dinâmica competitiva (mercado relevante) abrange grande parte do território brasileiro e possibilita a obtenção de economias de escala expressivas. Tais circunstâncias, inclusive, podem estar relacionadas com o fato de que a estrutura da indústria de energia elétrica ainda é relativamente concentrada, com algumas firmas detendo parte significativa do mercado.

Sobre o efeito do consumo de insumos nas economias de escala, verifica-se que os insumos combustível e água geram deseconomias de escala. Particularmente para as companhias hidroelétricas, que respondem pela maior parte da produção brasileira de eletricidade, o resultado sugere que a dotação de recursos hídricos já é uma restrição ao aumento das economias de escala.

O progresso técnico estimado pelo modelo não-homotético favoreceu redução de custos. A mudança tecnológica assume ambos os efeitos Hicks-neutro e não neutro. Acerca do último, há poupança dos insumos capital e trabalho no período 2000/2010. No entanto, o maior gasto de combustível e água suplantou a mencionada poupança, sinalizando a crescente escassez desses recursos para a produção de eletricidade.



### 3. EFICIÊNCIA DE CUSTO E FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

O capítulo anterior e outros estudos na literatura indicam falhas de mercado que podem restringir a concorrência na geração de energia elétrica (Borenstein et al, 2002; Joskow, 1997; Green e Newbery, 1992). Nesse contexto, torna-se mais provável que as firmas operem com perdas de eficiência. Este capítulo investiga a questão, aplicando o modelo de fronteira estocástica para testar a significância estatística dessas perdas no mercado brasileiro e mensurar sua evolução ao longo do período estudado.

Entres as fronteiras estocásticas testadas, destaca-se a de coeficientes variáveis. O mérito desse modelo é a presença de mais controles para o possível problema de heterogeneidade das firmas. Essa heterogeneidade pode assumir natureza tanto institucional, quanto tecnológica, haja vista que as políticas regulatórias adotadas nos últimos vinte anos no setor elétrico brasileiro – privatizações, restrições à integração vertical, fomento a novas fontes de energia, etc. – incentivaram a diversificação de estruturas de governança e tecnologias produtivas no mercado de geração<sup>4</sup> (Pinto et al, 2007).

As fronteiras estocásticas estimadas adotam novamente a função custo translog, com o intuito de não impor hipóteses mais restritivas de tecnologia de produção e dirimir os problemas de especificação correlatos. A função translog, entretanto, tem a desvantagem de aumentar os parâmetros a serem estimados pelo modelo, o que é problemático principalmente na estimação da fronteira estocástica de coeficientes variáveis, igualmente caracterizada por número considerável de parâmetros. Não obstante o exposto, as fronteiras estocásticas estimadas permitem analisar a

---

<sup>4</sup> Por exemplo, a tecnologia de produção hidrelétrica respondia por 87% do abastecimento de eletricidade no Brasil em 1995. Em 2010, essa participação diminuiu para 71%, exibindo incipiente processo de diversificação da tecnologia produtiva após as reformas regulatórias (EPE, 2011).

eficiência no mercado em tela e mostraram resultados consistentes com os apresentados no capítulo precedente. A base de dados acessada é o mesmo painel já descrito, de modo que foi possível aferir a evolução da eficiência de custo no período 2000/2010.

O capítulo organiza-se da seguinte forma. A Seção 3.1 descreve brevemente a literatura dos modelos de fronteira estocástica. A Seção 3.2 apresenta a metodologia aplicada para estimar a fronteira estocástica, mencionando a base de dados. A Seção 3.3 apresenta os resultados econométricos e a Seção 3.4 aprofunda a análise da eficiência de custo. Finalmente, a última seção destaca as observações conclusivas.

### 3.1. Literatura de Fronteiras Estocásticas

O modelo básico de fronteira estocástica foi proposto pelo trabalho pioneiro de Aigner et al. (1977). O modelo representa uma função de produção na estrutura de dados *cross-section*, como detalha a equação a seguir:

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp(\varepsilon_i), \quad \varepsilon_i = v_i - u_i, \quad i = 1, \dots, n. \quad [8]$$

Em que  $i$  é o índice de observações na amostra que soma  $n$ ;  $y_i$  representa a fronteira de eficiência e  $f(x_i; \beta)$ , a tecnologia de produção;  $x_i$  é um vetor de entradas e  $\beta$  é um vetor de parâmetros desconhecidos para ser estimado;  $\varepsilon_i$  é o termo de erro composto, cujo componente  $v_i$  reflete o ruído estatístico e  $u_i$  representa a ineficiência a ser medida; o componente  $v_i$  supostamente tem distribuição normal, centralizada em zero, com variância constante e independente identicamente distribuído (iid). A ineficiência técnica  $u_i$  também é iid com variância constante ( $\sigma^2_u$ ), mas é uma variável não-negativa que segue uma distribuição unilateral (uma distribuição meio-normal):  $|N(0, \sigma^2_u)|$ .

Na literatura recente, há modelos em painel que distinguem a medida de ineficiência do termo idiossincrático não observado da tecnologia (Greene, 2005).

Esses modelos podem ser representados da seguinte forma:

$$\begin{aligned}y_{it} &= f(x_{it}) + w_i + v_{it} - u_{it}, \quad \varepsilon = v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \\w_i &= a \in \mathfrak{R}, \quad \text{ou} \\w_i &\sim N(0, \sigma_w^2)\end{aligned} \quad [9]$$

Em que  $w_i$  representa o termo idiossincrático não observado e “ $a$ ” é uma constante pertencente ao conjunto dos números reais. Esses dois elementos são iguais no modelo conhecido como *true fixed effect*. Se  $w_i$  é efeito aleatório com média zero e variância simbolizada por  $\sigma_w^2$ , a literatura denomina o modelo de *true random effect*.

Enquanto os modelos em painel descritos aqui permitem o controle da heterogeneidade não observada, há outra classe de modelos que relaxa também a hipótese de que todas as empresas possuem as mesmas características observadas da tecnologia. As características observadas são modeladas com variação contínua, ou categórica, dos parâmetros da tecnologia de produção. A metodologia que permite a variação contínua desses parâmetros é conhecida como modelo de coeficientes variáveis. Nessa metodologia, a hipótese nula é a de que cada empresa tem uma tecnologia de produção distinta. Portanto, os parâmetros que representam a tecnologia variam entre as firmas da amostra.

Além do modelo básico de fronteira estocástica, este trabalho estima o modelo de coeficientes variáveis. Nesse último, os parâmetros são tratados como variáveis aleatórias que são funções: i) da heterogeneidade não observada; e ii) de algumas características tecnológica e institucionais observáveis das firmas do painel – como os tipos de gerência, integração e tecnologia predominante. A seção a seguir detalha como a fronteira de coeficientes variáveis é estimada.

### 3.2. Modelo de Fronteira Estocástica, Dados e Variáveis.

O modelo de coeficientes variáveis estimado neste capítulo é uma fronteira estocástica de custo. A equação a seguir exhibe a fronteira:

$$\begin{aligned}C_{it} &= c(\beta_i x_{it}) + v_{it} + u_{it}, \quad \varepsilon_{it} = v_{it} + u_{it} \\ \beta_i &= \beta + \Delta z_i + \Gamma w_i \\ v_{it} &\sim N(0, \sigma^2_v), \quad v_{it} \perp u_{it} \\ u_{it} &= |U_{it}|, \quad U_{it} \sim N(\mu, \sigma^2_u), \quad \mu > 0\end{aligned} \quad [10]$$

Em que  $C_{it}$  é o custo da empresa  $i$  no período  $t$  para a tecnologia  $c$ ;  $x_{it}$  é a matriz composta pelos vetores de preços dos insumos e de produto;  $\beta_i$  representa o vetor de parâmetros aleatórios, que é uma função das heterogeneidades observável e não observável da tecnologia de produção; tais heterogeneidades são representadas por  $z_i$  e  $w_i$ , respectivamente. De modo geral, assume-se que  $w_i$  possui distribuição normal, suposto esse adotado nas estimações adiante. Além do termo constante  $\beta$  e da matriz  $\Delta$ , que contém as características observadas ( $z_i$ ) da firma, a matriz triangular inferior sem restrições  $\Gamma$  também é estimada. Os demais parâmetros e variáveis foram explicados na seção precedente.

A fronteira estocástica em [10] é estimada neste trabalho por máxima verossimilhança simulada. Isso porque a integral que compõe a função objetivo não possui forma fechada e é resolvida por simulação. As amostras são simuladas a partir da distribuição assumida para  $w_i$  (Greene, 2005). O estimador de máxima verossimilhança simulado é aplicado na mesma função custo translog apresentada no capítulo anterior. Nesse capítulo, esmiuçou-se também a base de dados e as variáveis da fronteira de custo translog estimada adiante. Para evitar repetições, os referidos detalhes de dados e modelo translog são omitidos aqui.

### 3.3. Estimativa da Fronteira Estocástica

As fronteiras de custo estocásticas foram estimadas com o software Limdep 8.0 (Greene, 2003). No caso do modelo com coeficientes variáveis, apenas os termos de primeira ordem da função custo translog podem variar entre as firmas. A estimação desse modelo segue ainda recomendação da literatura de aproximar as funções de máxima verossimilhança simulada e teórica com várias amostragens de Halton – mais eficientes do que as reamostragens do processo padrão gerador de números aleatórios (Greene, 2005). A estimação da função de máxima verossimilhança simulada foi implementada com 1.000 amostragens Halton.

A fronteira de custo de coeficientes variáveis (RPM) é comparada com outros modelos de fronteira estocástica na Tabela 8. A primeira coluna apresenta o modelo *Pooled*, que é a fronteira estocástica básica proposta por Aigner (1977) e detalhada na equação [8]. Completam a comparação a versão básica da fronteira RPM que é o modelo em painel *true random effect* (TRE). Para as principais variáveis da fronteira de custo estocástica (nível de produto e preço dos insumos), os coeficientes são significativos e possuem o sinal esperado nos três modelos estimados. Os modelos também reportam diferença significativa entre a medida de ineficiência e o distúrbio aleatório, confirmando a adequação do modelo de fronteira estocástica na estimação da função custo. Esse resultado é dado pelo teste *t* para  $\sigma$  e  $\lambda$ , em que: i)  $\sigma$  é a raiz quadrada da variância conjunta da ineficiência ( $\sigma^2_u$ ) e do resíduo aleatório ( $\sigma^2_v$ ):  $\sigma = (\sigma^2_u + \sigma^2_v)^{1/2}$ ; e ii)  $\lambda$  é a taxa entre o desvio padrão da ineficiência ( $\sigma_u$ ) e o desvio padrão do erro aleatório ( $\sigma_v$ ):  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ . Os modelos apontam que  $\sigma$  e  $\lambda$  são significativamente diferentes de zero.

A Tabela 7 exibe o valor calculado da função logarítmica de máxima verossimilhança das fronteiras de custo estocásticas. Esse valor é mais elevado no

modelo de coeficientes variáveis, o que sugere seu melhor ajustamento na representação da fronteira de eficiência do mercado brasileiro de geração de energia elétrica. O fato de o modelo de coeficientes variáveis ter mais parâmetros individualmente significativos advoga também a favor do seu melhor ajustamento.

Tabela 7 – Parâmetros Estimados das Fronteiras Estocásticas de Custo: 2000/2010

Parâmetro	Pooled		TRE		RPM	
	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão
$\beta_o$	-0,737*	0,057	-0,387*	0,014	-0,415*	0,009
$\sigma_{\beta_o}$			0,468*	0,010	0,277*	0,005
$\beta_r$	0,273*	0,046	0,414*	0,010	0,464*	0,007
$\sigma_{\beta_r}$					0,099*	0,006
$\beta_w$	0,373*	0,062	0,227*	0,013	0,177*	0,008
$\sigma_{\beta_w}$					0,033*	0,005
$\beta_e$	0,354*	0,077	0,359*	0,016	0,359*	0,011
$\sigma_{\beta_e}$					0,104*	0,008
$\beta_q$	0,972*	0,019	0,823*	0,006	0,650*	0,006
$\sigma_{\beta_q}$					0,159*	0,004
$\beta_t$	-0,0003	0,002	-0,028*	0,002	-0,034*	0,002
$\sigma_{\beta_t}$					0,041*	0,002
$\beta_{ww}$	0,0008	0,072	0,037*	0,017	0,035*	0,010
$\beta_{rr}$	0,010	0,037	0,059*	0,008	0,071*	0,005
$\beta_{ee}$	0,177	0,154	0,020	0,038	0,088*	0,022
$\beta_{wr}$	0,083	0,093	-0,038***	0,023	-0,009	0,013
$\beta_{we}$	-0,084	0,118	0,001	0,029	-0,026	0,016
$\beta_{re}$	-0,093	0,100	-0,021	0,024	-0,062*	0,014
$\beta_{qq}$	0,019	0,018	0,050*	0,004	-0,039*	0,003
$\beta_{tt}$	0,0008	0,003	0,001	0,001	0,001***	0,0005
$\beta_{wt}$	0,0003	0,017	-0,011*	0,003	-0,010*	0,002
$\beta_{rt}$	-0,002	0,012	-0,008*	0,003	-0,005*	0,002
$\beta_{et}$	0,002	0,021	0,019*	0,004	0,015*	0,003
$\beta_{rq}$	0,004	0,032	0,008	0,006	-0,008***	0,005
$\beta_{wq}$	0,019	0,037	-0,070*	0,007	-0,041*	0,005
$\beta_{eq}$	-0,023	0,049	0,062*	0,009	0,049*	0,007

Parâmetro	Pooled		TRE		RPM	
	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão	Coeficiente	D. Padrão
$\beta_{tq}$	-0,004	0,007	0,002*	0,001	-0,001	0,001
$\sigma$	0,572*	0,049	0,136*	0,003	0,110*	0,004
$\lambda$	40,92*	10,41	0,00007	0,073	10,33*	0,151
$\text{Log } LF$	-61,82		65,21		102,36	

Níveis de significância: \* 1%, \*\* 5%, \*\*\* 10%.

Fonte: elaboração própria.

Uma segunda fronteira de custo estocástica com coeficientes variáveis é explicitada na Tabela 8. Diferentemente da anterior, a próxima fronteira testa se algumas características observáveis dos produtores de eletricidade explicam a heterogeneidade de sua tecnologia de produção. As referidas características são representadas pelas *dummies* já explicadas no segundo capítulo:

- i) EST (igual a 1 para firma estatal);
- ii) VER (igual a 1 para a firma integrada verticalmente); e
- iii) TER (igual a 1 para termoelétrica).

As *dummies* EST e VER representam características institucionais das firmas, enquanto a terceira é claramente uma característica tecnológica. Para entender como as *dummies* são incorporadas no modelo, observem-se as equações em [10]. As *dummies* são as variáveis observáveis potencialmente explicativas dos coeficientes variáveis, as quais são representadas nas equações pela letra *z*.

A inclusão das *dummies* não impediu a estimativa de uma fronteira de custo bem comportada – crescente nos níveis de produto e preço dos insumos. A despeito do aumento do número de parâmetros, principalmente em comparação com o SUR aplicado no segundo capítulo, os coeficientes do modelo não homotético ( $\beta_{rq}$ ,  $\beta_{wq}$  e  $\beta_{eq}$ ) permanecem significativos, reforçando a adequação de especificações mais genéricas, como a função translog. As economias de escala na mediana da amostra

(dadas por  $1-\beta_q$ ) aumentaram para 41%, tornando-se mais próximas das estimativas do capítulo anterior e corroborando os indícios de indivisibilidades. Outra convergência com o modelo SUR é a indicação de mercado capital-intensivo e com gastos crescentes em combustível e água – ver coeficientes  $\beta_r$  e  $\beta_{et}$ .

A Tabela 8 mostra que as *dummies* EST, VER e TER são de modo geral variáveis significativas para explicar as diferenças de tecnologia entre as companhias. Em relação aos parâmetros que separam a medida de ineficiência e o erro aleatório,  $\sigma$  e  $\lambda$ , ambos permanecem estatisticamente significativos na fronteira. Por fim, observa-se aumento no valor calculado da função logarítmica de máxima verossimilhança. Todas essas circunstâncias apontam que a inclusão das *dummies* como variáveis explicativas dos parâmetros variáveis da fronteira estocástica melhora o ajustamento do modelo.

No caso das firmas estatais, a Tabela 8 mostra que elas são mais intensivas em mão de obra (ver  $\beta_w$  com EST=1); o insumo consome 33% de seus custos, o que diminui para 24% entre as outras companhias, na mediana da amostra. Por outro lado, as estatais são menos intensivas em capital, que representa 32% de seu custo na mediana. Para as empresas privadas, a proporção sobe para 52%. Essa diferença pode refletir o fato do custo médio ponderado de capital (WACC) das estatais ser 25% inferior ao dos concorrentes privados, o que é uma vantagem competitiva considerável em um mercado intensivo em capital e sinaliza um potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das firmas privadas.

As estatais possuem menores economias de escala, que alcançam 28% na mediana da amostra, enquanto as demais detêm 41%. As menores economias de escala e a maior intensidade de consumo do insumo trabalho das estatais são características de tecnologias mais antigas e podem refletir o fato delas atuarem no



mercado há mais tempo (Pinto et al, 2007). Corroborando o exposto, o progresso técnico das estatais (coeficiente  $\beta_t$  com EST=1) é inferior aos das demais firmas na mediana.

Em relação às firmas integradas verticalmente, a despesa relativa com o insumo trabalho representa 18% do custo, ao passo que para outras empresas é 24%, na mediana. O menor gasto relativo com mão de obra das firmas verticalizadas sugere que aumentos na produtividade desse insumo, decorrentes de ganhos de especialização, podem não ser relevantes na indústria de eletricidade. As estatísticas da Tabela 8 falham em descartar a hipótese de vantagem de custo da tecnologia utilizada pelas firmas verticalizadas. Essa vantagem, dada pelo termo constante da fronteira de custo estocástica, é de cerca de 39% na mediana dos dados. Resultados semelhantes foram relatados por Kwoka (2002), que estima uma economia de custo de 42% a favor da tecnologia das firmas verticalizadas com produção em torno de 14 mil GWh – próxima à produção mediana de eletricidade da nossa amostra (11,7 mil GWh). A literatura enumera diversas circunstâncias, não necessariamente associadas a comportamentos oportunistas, que podem conferir vantagens competitivas para as firmas verticalizadas na indústria de eletricidade. É o caso de custos de transação decorrentes de:

- i) concorrência imperfeita em um dos três segmentos da indústria (geração, transmissão e distribuição);
- ii) incertezas de demanda e oferta de bens intermediários; ou
- iii) investimentos específicos na atividade (Arocena, 2012; Kaserman e Mayo, 1991; Joskow e Schmalensee, 1983).

No Brasil, especialmente, duas circunstâncias mitigam a possibilidade de que comportamentos oportunistas sustentem vantagens de custo de firmas verticalizadas no setor elétrico. A primeira é que parte considerável das transações do setor ocorre no ACR e, portanto, obedecem as regras regulatórias do setor<sup>5</sup>. A segunda circunstância que mitiga o oportunismo no setor é o fato de o segmento de transmissão ser totalmente regulado; as firmas do setor não controlam a utilização de sua capacidade instalada, sendo remuneradas apenas para mantê-la disponível.

A regulação do setor elétrico brasileiro, entretanto, não eliminou por completo os incentivos à integração vertical. Segundo Leite e Castro (2008), as firmas do setor buscam se estruturar sob a forma de *holdings*, com o intuito de verticalizar suas atividades sem transgredir as normas regulatórias que restringem a integração. Vários exemplos da estratégia de composição de *holdings* são descritos e uma das motivações citadas é a possibilidade de utilizar o conhecimento do segmento de distribuição para atrair consumidores do mercado regulado (ACR) para o não regulado (o ACL).

De acordo com Santana (1999 e 2006), custos de transação são um incentivo potencial à estratégia de verticalização na indústria de eletricidade brasileira. O autor considera que o crescimento da regulação na indústria, a partir de 2005, favorece a verticalização, assim como o risco de alta de preços decorrente da vulnerabilidade do mercado às condições meteorológicas. O autor cita ainda possibilidades de congestionamento na rede transmissão como um custo de transação que incentiva a integração vertical, tendo em vista a complexidade, frequência e extensão do fluxo de eletricidade entre as diversas regiões do país.

---

<sup>5</sup>O mercado cativo de energia elétrica, atendido pelo ACR, abrange pequenos consumidores individuais que responderam por 47% do consumo final de eletricidade no Brasil em 2010 (EPE, 2011).

Constata-se, então, da literatura dedicada ao caso brasileiro, que os custos de transação, ao invés do comportamento oportunista, são o fator mais provável de sustentação das vantagens de custo estimadas para as firmas verticalizadas. Cabe registrar que mais inferências sobre a questão requerem dados sobre transmissão e distribuição de energia elétrica, pois a estimação precisa de economias de integração necessita dos mesmos.

Passando para a utilização predominante de tecnologia termelétrica, representada pela *dummy* TER, o modelo de coeficientes variáveis indica que há: i) um gasto relativo mais intensivo do insumo combustível/água, que responde por 40% do custo, enquanto para as outras firmas é 23%, na mediana da amostra; e ii) obtenção de menores economias de escala, da ordem de 20%, praticamente metade das obtidas pelas demais. Essas características coadunam-se com os registros da literatura, que apontam custos fixos mais baixos e custos operacionais mais elevados da tecnologia termoelétrica, devido principalmente às despesas de combustível (Santana, 2006).

As particularidades supracitadas relativas às companhias termoelétricas sugerem que suas vantagens competitivas tendem a se concentrar nos nichos de mercado: i) de menor preço relativo do insumo combustível; e ii) menor consumo absoluto de energia, que implica menor possibilidade de obtenção de economias de escala. Essas duas circunstâncias têm sido exploradas pela indústria brasileira de eletricidade, que privilegia o uso de termoelétricas nos submercados: i) com maior restrição de acesso à rede nacional de transmissão de eletricidade; e ii) maior escassez de água para a tecnologia hidroelétrica (EPE, 2011).

Tabela 8 – Fronteira Estocástica de Custo com Coeficientes Variáveis e controle para Heterogeneidade Observável: 2000/2010

Parâmetros	Média		Características Observáveis					
			TER		VER		EST	
	Coefic.	Desvio Padrão	Coefic.	Desvio Padrão	Coefic.	Desvio Padrão	Coefic.	Desvio Padrão
$\beta_0$	-0,299*	0,012	-0,031	0,0289	-0,394*	0,015	0,031***	0,018
$\sigma_{\beta_0}$	0,244*	0,007						
$\beta_r$	0,525*	0,018	0,067*	0,025	-0,015	0,019	-0,151*	0,016
$\sigma_{\beta_r}$	0,072*	0,004						
$\beta_w$	0,243*	0,018	-0,238*	0,0339	-0,066*	0,026	0,083*	0,024
$\sigma_{\beta_w}$	0,093*	0,005						
$\beta_e$	0,232*	0,025	0,171*	0,055	0,081***	0,048	0,068	0,046
$\sigma_{\beta_e}$	0,118*	0,006						
$\beta_q$	0,591*	0,011	0,211*	0,020	-0,027	0,017	0,134*	0,013
$\sigma_{\beta_q}$	0,116*	0,003						
$\beta_t$	-0,072***	0,004	-0,029*	0,006	0,014*	0,004	0,023*	0,005
$\sigma_{\beta_t}$	0,043*	0,002						
$\beta_{rr}$	0,063*	0,006						
$\beta_{ww}$	0,0005	0,011						
$\beta_{ee}$	0,118*	0,025						
$\beta_{wr}$	0,027***	0,015						
$\beta_{we}$	-0,028	0,019						
$\beta_{re}$	-0,090*	0,016						
$\beta_{qq}$	0,015*	0,006						
$\beta_{tt}$	-0,0004	0,0004						
$\beta_{wt}$	0,003	0,003						
$\beta_{rt}$	-0,013*	0,002						
$\beta_{et}$	0,010*	0,004						
$\beta_{rq}$	-0,013*	0,006						
$\beta_{wq}$	-0,053*	0,010						
$\beta_{eq}$	0,066*	0,012						
$\beta_{tq}$	0,015*	0,001						
$\sigma$	0,116*	0,003						
$\lambda$	3,15*	0,361						
<i>Log LF</i>	118,16							

Níveis de significância: \* 1%, \*\* 5%, \*\*\* 10%.

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 9 detalha adiante o custo médio e a elasticidade custo do produto (EL) estimados para cada firma da amostra. A estimação foi realizada na mediana do nível de produto, do tempo e do preço dos insumos da base de dados. A elasticidade de custo do produto é próxima de 1 para as firmas termoelétricas. Dessa forma, as termoelétricas esgotam as economias de escala ao se aproximar do nível de produção mediano anual (11.660 GWh). Já para as firmas de base hidroelétrica, as economias de escala persistem até um nível muito superior de produção anual, de aproximadamente 56 mil GWh. Esses resultados coadunam-se com os descritos no capítulo anterior, que sustentam também a possibilidade de exploração de grandes economias de escala no mercado brasileiro de geração de eletricidade.

Em que pesem as vantagens das companhias de base hidroelétrica no aproveitamento de economias de escala, a Tabela 9 mostra que as firmas termoelétricas são as de menor custo médio entre as empresas que geram eletricidade abaixo do nível de produção mediano da amostra. Isso indica a vantagem das termoelétricas nos submercados de menor consumo de energia, em que as economias de escala não são o principal fator de competitividade.

Tabela 9 – Elasticidade de Custo e Custo Médio por firma: 2000/2010

Firma (Tecnologia)	Produto Mediano (GWh)	Elasticidade de Custo (EL) (Desvio Padrao)	Custo médio (R\$/MWh)
CELESC (Hidroelétrica)	495,24	0,882* (0,024)	124,416
CJORDÃO (Hidroelétrica)	1.186,10	1,007* (0,057)	78,642
CERON (Termoelétrica)	1.413,00	0,972* (0,053)	83,812
EMAE (Hidroelétrica)	1.695,00	0,517* (0,033)	198,160
ITAPEBI (Hidroelétrica)	2.075,00	0,727* (0,001)	123,684
TERMOPE (Termoelétrica)	3.986,00	0,941* (0,030)	80,014
CEEE (Hidroelétrica)	4.060,00	0,724* (0,069)	100,440
CPFL (Energia hidráulica)	4.574,00	0,508* (0,004)	118,572
LIGHT (Hidroelétrica)	4.967,00	0,554* (0,081)	109,225
DUKE (Hidroelétrica)	9.908,00	0,544* (0,065)	79,545

Firma (Tecnologia)	Produto Mediano (GWh)	Elasticidade de Custo (EL) (Desvio Padrao)	Custo médio (R\$/MWh)
TERMONC (Termoelétrica)	12.415,00	0,992* (0,002)	73,796
AES-Tietê (Hidroelétrica)	12.475,00	0,441* (0,035)	71,097
COPEL (Hidroelétrica)	19.111,00	0,656* (0,062)	62,528
TRACTABEL (Hidroelétrica)	29.822,00	0,577* (0,052)	50,292
CEMIG (Hidroelétrica)	30.412,00	0,567* (0,104)	49,446
ENORTE (Hidroelétrica)	38.871,00	0,694* (0,077)	52,205
CESP (Hidroelétrica)	40.725,00	0,701* (0,094)	51,980
CHESF (Hidroelétrica)	49.911,00	0,734* (0,038)	51,728
FURNAS (Hidroelétrica)	55.743,00	0,761* (0,085)	52,708
ITAIPU (Hidroelétrica)	89.082,00	1,078* (0,010)	92,100

\* Nível de significância: 1%. Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100).

Fonte: elaboração própria.

### 3.4. Eficiência de Custo

A medida de eficiência econômica analisada neste trabalho é a proximidade entre: i) o nível de despesas da firma; e ii) a função custo prevalecente no mercado, que representa o mínimo de gasto necessário para a produção de energia, dado o vetor exógeno de preços de insumos. A equação seguinte detalha a medida, que a literatura denomina de eficiência de custo:

$$EF_{it} = \frac{E(c_t | q_{it}, p_{it})}{E(C_{it} | u_{it} > 0, q_{it}, p_{it})} = \frac{E(C_{it} | u_{it} = 0, q_{it}, p_{it})}{E(C_{it} | u_{it} > 0, q_{it}, p_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad [11]$$

Em que  $c_t$  representa a fronteira de custo estocástica no tempo  $t$  e  $C_{it}$  é o custo real da firma  $i$  para produzir  $q_{it}$ , dado um vetor exógeno de preços de insumos  $p_{it}$ . A equação [11] explicita que a medida de eficiência de custo  $EF_{it}$  depende dos parâmetros estimados da função custo, assim como da medida de ineficiência  $u_{it}$ ; essa última, como se explicou, é parte do resíduo da fronteira estocástica  $c_t$ , o qual engloba adicionalmente o erro aleatório do modelo ( $v_{it}$ ) e o termo idiossincrático não observado da firma ( $w_i$ ), conforme as equações em [11]. A medida de eficiência varia no intervalo (0,1], sendo 0 limite inferior de eficiência e 1 o limite superior.

A Tabela 10 exibe as estatísticas descritivas da medida de eficiência de custo dos modelos *Pooled* e de Coeficientes Variáveis – esse último inclui as características institucionais e tecnológica explicativas dos coeficientes variáveis. As estatísticas revelam perdas significativas de eficiência em ambos os modelos, em conformidade com os resultados exibidos na seção precedente (Tabelas 7 e 8).

A eficiência média de custo dos modelos *pooled* e de coeficientes variáveis é de 70% e 83%, respectivamente. As Figuras 4 e 5 esboçam as distribuições da eficiência estimada por ambos os modelos, a partir da função de densidade de Kernel. Mesmo no modelo de coeficientes variáveis, em que a eficiência atinge patamares mais elevados, há um número razoável de firmas com eficiência abaixo dos níveis de 80 e 90%. As figuras apontam adicionalmente que, entre as funções de densidade ilustradas, a calculada a partir do modelo de coeficientes variáveis aproxima-se mais da distribuição teórica seminormal. Essa distribuição parametriza a estimação da ineficiência, de modo que sua maior proximidade com a densidade do modelo de coeficientes variáveis é uma evidência adicional do melhor ajustamento desse modelo.

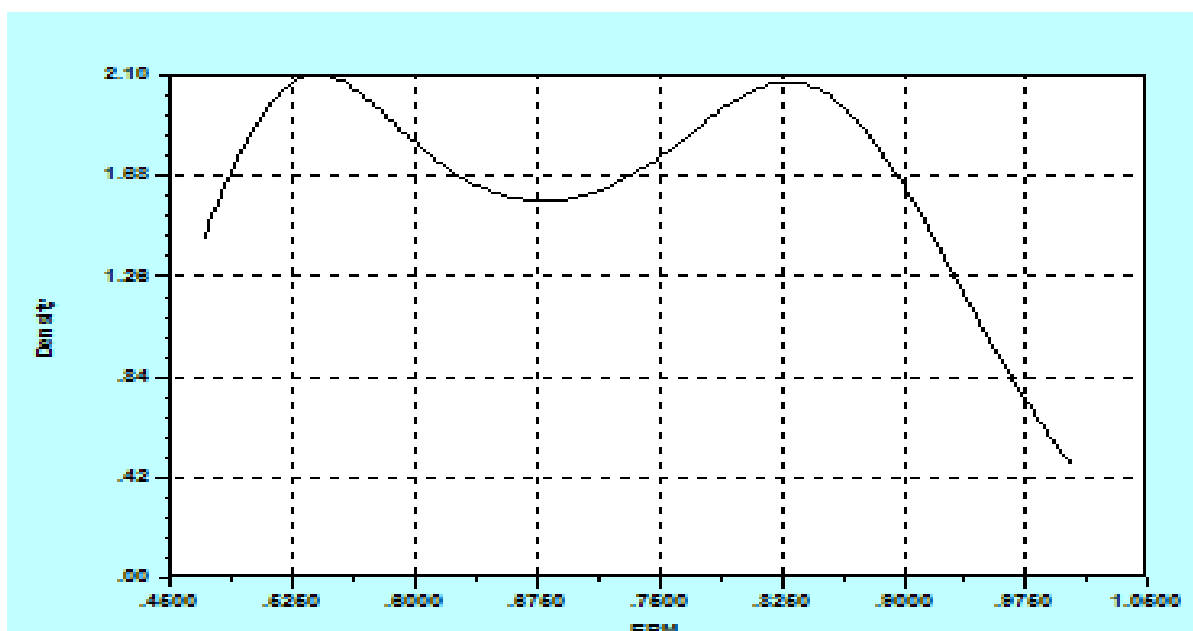
A eficiência média de custo do modelo de coeficientes variáveis é maior do que a estimada pelo modelo *pooled*. Tal diferença é esperada uma vez que o primeiro modelo distingue os desvios da fronteira de custo decorrentes da ineficiência ( $u_{it}$ ) e da heterogeneidade não observável da tecnologia ( $w_i$ ), ao passo que o modelo *pooled* trata ambos os desvios como um só. Dessa forma, o modelo *pooled* tende a superestimar a ineficiência e, por conseguinte, subestimar a eficiência.

Tabela 10 – Estatísticas Descritivas da Eficiência de Custo estimada pelos Modelos Pooled e de Coeficientes Variáveis: 2000/2010

Estatísticas	Modelos	
	Pooled	Coeficientes Variáveis
Média	0,699	0,827
Desvio padrão	0,011	0,012
Intervalo de confiança de 95%	[0,679; 0,720]	[0,803; 0,851]
Mínimo	0,517	0,511
Máximo	0,961	0,995

Fonte: elaboração própria.

Figura 4 – Distribuição da Densidade de Kernel para a Eficiência de Custo Estimada pelo Modelo Pooled: 2000/2010

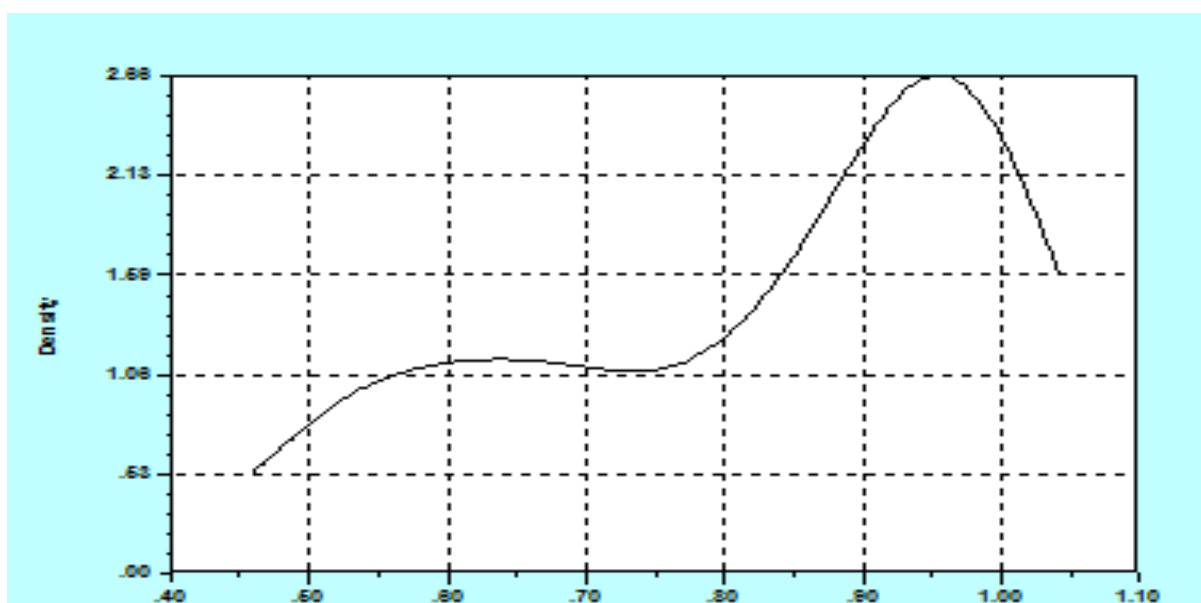


Fonte: elaboração própria.



Figuras 5 – Distribuição da Densidade de Kernel para a Eficiência de Custo

Estimada pelo Modelo de Coeficientes Variáveis: 2000/2010



Fonte: elaboração própria.

As próximas tabelas focam nas diferenças de eficiência de custo entre grupos de firmas. A classificação dos grupos baseia-se nas características observáveis que foram representadas no modelo de coeficientes variáveis pelas *dummies* EST, VER e TER. A Tabela 11 apresenta as estatísticas descritivas das eficiências estimadas para os grupos. Já a Tabela 12 exhibe o teste *t* calculado para verificar a significância estatística de eventuais diferenças na média das eficiências dos grupos. O teste aponta de modo mais claro o impacto negativo das duas características institucionais – gerência estatal (EST) e verticalização (VER). Para níveis de significância de até 5%, o teste não rejeita as hipóteses de que as firmas estatais e verticalizadas possuem em média menor eficiência do que seus pares privados e não verticais, respectivamente. Para os mesmos níveis de significância, o teste rejeita a hipótese de que as firmas termoeletricas são menos eficientes em média do que as firmas amparadas em tecnologia hidroeétrica.

No tocante à menor eficiência de custo das firmas estatais, Tannuri et al. (2009) apresenta resultados similares para o mercado brasileiro de distribuição. A menor eficiência das estatais aparece também em outros trabalhos e é uma hipótese comumente assumida nas experiências internacionais de reforma regulatória do setor elétrico (Joskow, 1997; Newbery, 2002; Jamasb e Pollitt, 2000; Sarica e Or, 2007).

Na seção anterior (Tabela 8), a estimação da fronteira de custo estocástica não rejeitou a hipótese de que a tecnologia de produção das firmas verticais propicia-lhes vantagens constantes de custos. Essas vantagens tendem a ser parcialmente anuladas pelas perdas de eficiência sugeridas pelas estatísticas descritivas e pelo teste *t* das Tabelas 11 e 12, respectivamente. Ambos os resultados não se contrapõem a teoria econômica, uma vez que a mesma prevê que as estratégias verticais são incentivadas por fatores institucionais (custos de transação) e anticompetitivos (comportamento oportunista), e não por fatores associados à tecnologia produtiva (ganhos de eficiência técnica e alocativa).

Tabela 11 – Estatísticas Descritivas da Eficiência de Custo estimada pelo Modelo de Coeficientes Variáveis: 2000/2010

Estatísticas	Características Observáveis		
	Termoelétricas (TR=1)	Estatais (ST=1)	Verticais VER=1
Média	0,771	0,807	0,697
Desvio Padrão	0,036	0,016	0,016
Intervalo de confiança de 95%	[0,698; 0,844]	[0,776; 0,839]	[0,665; 0,729]
Mínimo	0,511	0,511	0,511
Máximo	0,991	0,995	0,995
Número de observações	35	135	74

Fonte: elaboração própria

Tabela 12 – Resultados do teste *t* para a diferença de eficiência média dos grupos de firmas classificados conforme tecnologia de produção, integração vertical e propriedade e gerência estatal: 2000/2010

Estatísticas	Comparativo entre Grupos		
	Termoelétricas X Hidroelétricas	Estatais X Privadas	Verticais X Não Verticais
Diferença das eficiências médias	-0,068	-0,063	-0,209
Estatística-t da diferença acima	1,785	2,804	10,386

Fonte: elaboração própria

Encerra esta seção a análise da evolução da eficiência e da mudança tecnológica no período entre 2000 e 2010. A eficiência de custo é definida pela equação [11], enquanto a mudança tecnológica (TC) é derivada da fronteira de custo ao modo detalhado na seção metodológica do capítulo anterior. Calcula-se que a eficiência de custo aumentou em média 0,97% ao ano, enquanto a mudança tecnológica ocorreu a uma taxa mais expressiva: 2,97% ao ano. Então, a incorporação de novas tecnologias promoveu muito mais redução de custo do que a melhoria da eficiência.

A decomposição do progresso técnico demonstra que o efeito Hicks neutro ( $T_1$ ), que são mudanças tecnológicas sem efeito sobre a escala e o uso relativo de insumos, alcançou 3,14% ao ano. Houve aumento da eficiência de escala ( $T_3$ ), que permitiu redução de custo de 0,28% ao ano. Esses avanços tecnológicos foram parcialmente anulados pela mudança não neutra ( $T_2$ ), que elevou os custos em 0,44% ao ano devido ao incremento de gasto com os insumos combustível e água. O maior gasto com esses insumos (dado por  $\beta_{et} \ln p_{it}^e$ ) prevaleceu sobre a redução de custo proporcionada pelo insumo capital (dada por  $\beta_{rt} \ln p_{it}^r$ ). A predominância dos gastos com combustível e água sinaliza a maior escassez desses recursos para a geração de energia elétrica no Brasil, conforme já observado no capítulo precedente.

### 3.5. Conclusão do Capítulo

Analisa-se a eficiência de custo da produção brasileira de eletricidade, com base em painel de 21 firmas no período 2000/2010 e modelos de fronteira estocástica. Os desvios das firmas da fronteira de eficiência são estatisticamente significativos e, por conseguinte, não devem ser interpretados como eventos aleatórios, e sim perdas sistemáticas de eficiência. Nesse contexto, os modelos de fronteira estocástica têm a vantagem de segregar gastos necessários à produção de gastos resultantes de ineficiência. Entre os modelos testados, as fronteiras de coeficiente variáveis mostram melhor grau de ajustamento a julgar por estatísticas diversas, como o valor da função de máxima verossimilhança, a significância dos parâmetros estimados e a distribuição da densidade de Kernel. Por esse motivo, os resultados comentados a seguir referem-se aos resultados dos modelos de coeficientes variáveis.

A fronteira estocástica estimada indica particularidades da tecnologia de produção de eletricidade, como a utilização mais intensiva do insumo capital e a existência de economias de escala substanciais. Esses resultados foram obtidos no capítulo anterior a partir da aplicação de metodologia distinta, o que lhes confere robustez.

Foram estimadas duas fronteiras estocásticas de coeficientes variáveis. Ambas são modelos em painel e, portanto, possuem controles para características não observáveis das companhias geradoras. Um dos modelos, em especial, dispõe de controles adicionais para a heterogeneidade observada das companhias. São *dummies* que permitem estimar parâmetros de tecnologia distintos para cada grupo do painel. Confrontam-se as diferenças de tecnologia de produção entre companhias: i) estatais e privadas; ii) integradas verticalmente e não verticalizadas; iii) termoelétricas e hidroelétricas.

Em relação às companhias estatais e privadas, estima-se que as primeiras são mais intensivas em mão de obra e dispõem de menores economias de escala. Essas especificidades podem decorrer da tecnologia mais antiga das estatais, que são as primeiras incumbentes no mercado. Inclusive, o progresso técnico das estatais é inferior ao estimado para as companhias privadas. Por último, as estatais gastam menos proporcionalmente com o insumo capital do que as firmas privadas. Essa diferença pode refletir o fato de o custo médio ponderado de capital (WACC) das estatais ser 25% inferior ao das concorrentes privadas, o que é uma vantagem competitiva considerável em um mercado intensivo em capital e sinaliza um potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das empresas privadas.

A respeito das companhias integradas verticalmente, a fronteira de coeficientes variáveis indica que sua tecnologia de produção apresenta vantagens constantes de custo, portanto, independentes do nível de produto, do consumo de insumos e do progresso técnico. As referidas vantagens são relatadas na literatura, que as explicam com base em evidências de comportamentos oportunistas e custos de transação. No caso do Brasil, as regras regulatórias e estudos precedentes sugerem que custos de transação são o fator mais provável de sustentação das referidas vantagens. Em termos de políticas públicas, a constatação é de que os incentivos à desverticalização, promovidos pelas reformas regulatórias no setor elétrico desde os anos 90, podem não ter sido suficientes para anular vantagens de custo de firmas integradas verticalmente. Maiores esclarecimentos sobre a questão são pertinentes em agenda de pesquisa futura, tendo em vista que a avaliação mais acurada de economias de integração requer dados sobre transmissão e distribuição de energia elétrica não presentes nesta pesquisa.

Sobre a utilização de tecnologia termoelétrica, a fronteira de coeficientes variáveis confirma as expectativas de que essa tecnologia possui menos economias de escala e é mais intensiva na utilização do insumo combustível/água do que as demais. Nesse contexto, a escolha da tecnologia termoelétrica tende a ser influenciada pelo tamanho do mercado consumidor que se pretende atender e do preço relativo do combustível disponível à firma.

No tocante à proporção da eficiência de custo, estima-se que foi 83% em média entre os anos 2000 e 2010. Nesse período, a eficiência aumentou e promoveu redução de custo. O progresso tecnológico também propiciou diminuição de despesas produtivas, mas em proporção consideravelmente maior do que a melhoria de eficiência. Isso sugere que a eficiência é uma variável que ainda pode contribuir sobremaneira para aumentar a produtividade e, eventualmente, mais do que a incorporação de novas tecnologias.

Por último, vale citar que as estatísticas descritivas e o teste  $t$  apontam menor eficiência de custo das estatais comparativamente às companhias privadas. Quanto às empresas verticalizadas, não se rejeita a hipótese de que sejam menos eficientes em custo, o que anula parte das vantagens constantes de custo de sua tecnologia de produção. Já a respeito das firmas termoelétricas, há menos clareza sobre sua eficiência em custo relativamente às demais.

#### 4. EFICIÊNCIA TÉCNICA EM ABORDAGEM NÃO PARAMÉTRICA

A literatura apresenta diversas metodologias para analisar a eficiência da firma. De modo geral, há dois grupos de método: os econométricos e os não paramétricos. Os primeiros são representados principalmente pelos modelos de fronteira estocástica, abordados no capítulo anterior. Como se verifica nas equações que os descreveram, uma de suas características principais é postular que a fronteira do conjunto produtivo pode ser representada por uma função de produção ou custo. Já as metodologias não paramétricas, ao invés de se basearem em uma função especificada *a priori*, consideram apenas que o conjunto de produção deve satisfazer determinadas propriedades tais como livre disponibilidade (*free disposal*) e convexidade.

Cada uma das duas abordagens apresenta vantagens e desvantagens. As fronteiras estocásticas têm a vantagem de levar em conta discrepâncias estatísticas e fatores exógenos. Além disso, os testes estatísticos padrões podem ser aplicados para se fazer inferência. As maiores limitações do método advêm do fato de que as medidas de eficiência tendem a variar de acordo com a forma funcional especificada – o que se controlou nos capítulos anteriores com a função translog. Além disso, a decomposição do resíduo do modelo em erro aleatório e ineficiência pode ser influenciada pelas hipóteses de distribuição dessas duas variáveis.

Já a abordagem não paramétrica, tem a vantagem de acomodar casos de múltiplos insumos e produtos, sem exigir uma distinção rígida entre ambos. Essa característica é conveniente para serviços privados e públicos, como a produção de eletricidade, em que a distinção entre insumo e produto nem sempre é clara. Contudo, a metodologia não paramétrica comumente não leva em conta fatores aleatórios, que podem enviesar sobremaneira a mensuração da eficiência. Ademais,

quando a base de dados é limitada, como é o caso das informações sobre o setor elétrico, a “maldição da dimensionalidade” leva à superestimação da eficiência medida pelos métodos não paramétricos.

Como o capítulo precedente analisou a eficiência a partir de modelos de fronteira estocástica, opta-se por aplicar aqui a metodologia não paramétrica. Para tanto, aplica-se a programação linear conhecida como análise de envoltória de dados (DEA). Outra distinção deste capítulo é a análise de desvios da função de produção, de modo que o objeto de estudo é a eficiência técnica do mercado de geração de energia elétrica do Brasil.

Finalmente, objetiva-se avaliar fatores que potencialmente afetam a eficiência técnica, como a última ampla reestruturação do setor elétrico e características institucionais e técnica das firmas em estudo. Por esse motivo, implementa-se o DEA em dois estágios, conjugando testes não paramétricos e o modelo de regressão truncada no segundo estágio. No primeiro estágio, aplica-se o estimador bootstrap de Simar e Wilson (2000), que permite a realização de inferência estatística, uma das principais limitações do método não paramétrico. O estimador possibilita, adicionalmente, medir a eficiência de forma mais compatível com a fronteira de produção teórica, que é contínua nos espaço de insumos e produtos, ao invés de discreta como no DEA tradicional.

A próxima seção sintetiza a literatura sobre os modelos DEA, enquanto a seguinte descreve a metodologia e a base de dados exploradas neste capítulo. A seção 4.4 mostra os resultados do estimador DEA e a seção 4.5 analisa o efeito potencial de algumas variáveis sobre a eficiência técnica. A seção 4.6 apresenta estimativas por firma, indicando as de maior eficiência técnica. A seção 4.7 conclui o capítulo.



## 4.2. Literatura dos Modelos DEA

O modelo básico do estimador DEA, proposto por Farrell (1957), é um problema de programação linear em que a função objetivo é um vetor de insumos (produto) e a restrição é um nível fixo de produto (insumos). A empresa minimiza (maximiza) seu vetor de insumos (produto), dada a restrição citada. A minimização do consumo de insumos é a versão insumo-orientada do método DEA, enquanto a maximização do vetor de produto, para um consumo dado de insumos, é a versão produto-orientada do método. A equação [12] especifica a versão insumo-orientada com  $n$  insumos  $x$ ,  $m$  produtos  $y$  e  $k$  firmas:

$$\begin{aligned} \theta_k &\equiv \min_{\theta, \lambda} (\theta) \\ \text{s.a.} \quad \theta x_{kn} &\geq \sum_{j=1}^K \lambda_j x_{jn} \quad n = 1, \dots, N \\ y_{km} &\leq \sum_{j=1}^K \lambda_j y_{jm} \quad m = 1, \dots, M \\ \theta, \lambda_j &\geq 0 \quad j = 1, \dots, K \end{aligned} \quad [12]$$

Em que  $\lambda_j$  são escalares positivos a serem ajustados para cada firma  $k$  minimizar  $\theta_k$ , o que significa minimizar o uso de insumos  $x_{kn}$  para gerar o vetor de produto  $y_k$ . Se  $\theta_k = 1$ , implica que a firma opera na fronteira de eficiência – a isoquanta no espaço de um único produto. Portanto, as empresas com  $\theta_k < 1$  são ineficientes e utilizam mais insumos do que o exigido pela função de produção do mercado estudado.

Na equação [12], assume-se que a tecnologia de produção possui retornos constantes de escala (CRS). Quando se admite essa hipótese, as versões insumo-orientada e produto-orientada do estimador DEA calculam exatamente a mesma eficiência técnica. O mesmo já não acontece quando se adota a hipótese de retornos variáveis de escala (VRS), que resulta da inclusão de uma restrição

adicional sobre os escalares  $\lambda_j$ , que devem somar 1. As diferenças entre as versões insumo-orientada e produto-orientada no caso VRS exigem que o pesquisador considere qual das duas versões representa melhor o mercado em apreço. Se a firma tem de cumprir níveis pré-determinados de produto, e possui mais flexibilidade para escolher a quantidade de insumos, então a versão insumo-orientada é mais adequada. Por outro lado, caso a firma tenha mais flexibilidade para escolher o nível de produto do que a quantidade de insumos, a versão produto-orientada torna-se mais apropriada. Para o mercado de geração de energia elétrica, em que o tamanho da planta restringe a flexibilidade da firma para escolher o nível de produto, considera-se mais adequada a versão insumo-orientada, cujos resultados são explicitados nas seções adiante.

Para estudar a eficiência da produção de eletricidade no Brasil, Sampaio, Ramos e Sampaio (2005) aplicou o modelo DEA básico em uma amostra com observações de hidrelétricas de 1998. Constata-se que as firmas de tamanho médio são as mais eficientes, enquanto entre as grandes e pequenas firmas não é claro quem é mais eficiente. Ambos os resultados são mais consistentes com a hipótese VRS. Outra constatação é que as geradoras estatais mostram-se mais eficientes em comparação com as concorrentes privadas; à época do estudo, essas últimas haviam entrado há pouco tempo no mercado (um monopólio estatal até 1995).

Outros trabalhos na literatura aplicam a metodologia DEA para investigar a eficiência na produção de eletricidade (Nemoto e Goto, 2003; Thakur, 2006; Sarica e Or, 2007), entretanto, parte considerável não possibilita a realização de inferência estatística. Tratar essa limitação é um dos objetivos deste capítulo e a solução adotada é aplicar a extensão do modelo básico DEA formulada por Simar e Wilson (2000). A próxima seção comenta o método.

### 4.3. Metodologia DEA, Dados e Variáveis

A eficiência técnica das companhias produtoras de eletricidade no Brasil é calculada aqui pelos modelos DEA: i) básico; e ii) *bootstrap* proposto por Simar e Wilson (2000). Esse último é uma extensão do modelo básico porque utiliza *bootstrap* e a função de densidade de Kernel para obter um *convex hull* que envolve a fronteira de eficiência discreta estimada pelo DEA original. A intuição é que na medida em que se aumenta o conjunto de dados, essa fronteira discreta se aproxima da fronteira contínua prevista teoricamente. Assim, tanto o *bootstrap* quanto a função de densidade de Kernel são utilizados para gerar amostras e, por conseguinte, os dados necessários ao cálculo da aproximação descrita.

Os estimadores DEA básico e *bootstrap* são aplicados na mesma base de dados estudada nos capítulos anteriores. A única diferença é a exclusão do ano 2000 do painel devido ao pequeno número de observações nesse período – menos da metade do disponível para os demais anos. A grande discrepância de observações entre o ano 2000 e os demais tende a afetar o resultado do modelo DEA, que estima a eficiência a partir da identificação de *benchmarks* no conjunto de possibilidades de produção, sem qualquer hipótese sobre sua distribuição. Por esse motivo, optou-se por excluir o ano 2000 da análise, diminuindo o tamanho da amostra para 190 observações.

Das variáveis consideradas na estimação da eficiência técnica, a única presente nos modelos dos capítulos precedentes é o nível de produção de eletricidade ( $y$ ), que é a variável explicativa das funções custo calculadas, mas aqui constitui uma restrição da programação linear que estima a eficiência técnica. Três insumos compõem a fronteira de produção em foco: trabalho, capital e combustível (e/ou água). Sobre o insumo trabalho ( $l$ ), trata-se do número de empregados relatado pelas

demonstrações contábeis e gerenciais das firmas. O insumo capital ( $k$ ), por sua vez, é um valor monetário real que resulta dos seguintes componentes<sup>6</sup>: i) Dívida, que é composta de todos os empréstimos registrados na Conta de Passivos do Balanço Patrimonial de um balanço contábil; e ii) Capital Próprio, que é o valor contabilizado como Capital Social na Conta de Passivos do referido balanço.

O insumo combustível ( $e$ ) é calculado dividindo-se os gastos anuais de combustível pelos seus respectivos preços no Brasil; esses gastos representam as despesas com os insumos combustível e/ou água, incluindo eventualmente despesas com eletricidade adquirida de terceiros. Os preços dos combustíveis fósseis e eletricidade foram consultados no periódico publicamente disponível Balanço Energético Nacional (EPE, 2011). Note-se que nas demonstrações gerenciais e contábeis comentadas é possível identificar o tipo de combustível<sup>7</sup> utilizado pelas firmas e sua respectiva despesa. Assim, foi possível dividir essa despesa pela informação de preço médio do combustível no mercado brasileiro para obter uma medida de quantidade de insumo na unidade barril de óleo equivalente.

De modo semelhante se procedeu com a despesa com água. Nesse caso, adotou-se como o preço do insumo a tarifa intitulada Compensação Financeira pela Utilização de Recursos Hídricos (CFRH)<sup>8</sup>. O valor dessa tarifa é igualmente de conhecimento público, por meio de diversas resoluções da agência reguladora do setor elétrico (ANEEL, 2013b). Ao dividir a despesa com água pela tarifa citada, obteve-se um *quantum* de água medida em barril de óleo equivalente. Por último,

---

<sup>6</sup> Deflacionados pelo índice de preços IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100).

<sup>7</sup> Os tipos de combustível utilizados pelas geradoras termoelétricas, que foram identificados a partir dos relatórios gerenciais mencionados, foram os seguintes: gás natural, carvão, óleo diesel e óleo combustível. Para a única termoelétrica nuclear presente na base de dados, não se dispõe de informação de preço do seu insumo energético utilizado e, por isso, utilizou-se como *proxy* desse preço a média dos preços dos quatro combustíveis fósseis enumerados.

<sup>8</sup>A Compensação Financeira pela Utilização dos Recursos Hídricos (CFRH) é uma espécie de tarifa paga pelas geradoras hidroelétricas pela utilização de recursos hídricos. A Agência Nacional de Energia Elétrica gerencia a arrecadação dessa tarifa (ANEEL, 2013b).

nos casos em que a firma compra energia elétrica de terceiros, essa energia é adicionada à produção da firma e os gastos associados são utilizados para o cálculo do respectivo insumo. Novamente, dividem-se esses gastos eventuais pelo preço médio de atacado da eletricidade, que se extrai do Balanço Energético Nacional (EPE, 2011). A divisão fornece um *quantum* de eletricidade, cuja unidade também é barril de óleo equivalente.

A Tabela 13 sintetiza as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise da eficiência técnica para o período 2001/2010.

Tabela 13 – Estatísticas Descritivas das Variáveis da Fronteira de Produção: 2001/2010

Variáveis	Mediana	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Produção (GWh)	11.633	21.333	23.523	94.345	339
Trabalho	768	993	886	3303	4
Capital (US\$ milhão)	967	1.750	3.402	21.286	9
Combustível (1.000 boe)*	472	832	876	4.182	3
Preço do Combustível (US\$ /boe)	71	85	45	191	25
Custo do Combustível (US\$ 1.000)	45.003	83.986	139.179	722.565	220
Água (1.000 boe)*	501	1.212	2.525	15.189	8
Preço da Água, CFRH (US\$ /boe)	59	59	10	79	45
Custo da água (US\$ 1.000)	28.987	68.523	135.415	741.769	446
Eletricidade de Terceiros (1.000 boe)*	91	815	3.555	35.551	0
Preço da Eletricidade de Terceiros (US\$ /boe)	262	236	46	290	160
Custo da Eletricidade de Terceiros (US\$ 1.000)	23.763	162.446	602.212	5.683.843	0

\* Barril de óleo equivalente.

Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).

Fontes: Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A. (2011); Centrais Elétricas Brasileiras (2011); EPE (2011); ANEEL (2013b).

#### 4.4. Estimação da Eficiência Técnica

O modelo DEA básico e sua extensão *bootstrap* são calculados por intermédio do software FEAR 1.13 (Wilson, 2008). Sobre a extensão *bootstrap*, registre-se que foi computada a partir de 1.000 repetições *bootstrap*. As estatísticas descritivas básicas da eficiência estimada por intermédio dos modelos básico e *bootstrap* são exibidas na Tabela 14. As ineficiências técnicas estimadas não são negligenciáveis em ambos os modelos, o que se coaduna com os resultados do terceiro capítulo e de outros trabalhos da literatura que investigam a eficiência na produção de eletricidade (Borenstein et al., 2002; Nemoto e Goto, 2003; Thakur, 2006; Sarica e Or, 2007). Supondo CRS, a ineficiência técnica varia entre 24% e 36%. Sem esse pressuposto, a ineficiência diminui, mas permanece considerável, situando-se em entre 17% e 31%.

Tabela 14 – Estatística Descritiva das Medidas de Eficiência Técnica: 2001/2010

Retornos de Escala	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Variável	0,6889060	0,2159247	0,1288569	0,9086094
Variável (Básico)	0,8270342	0,2691395	0,1422122	1
Constante	0,6374548	0,2304136	0,1077359	0,9086094
Constante (Básico)	0,7584744	0,286285	0,1266517	1

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 15 aponta que é estatisticamente significativa a diferença entre as medidas de eficiência que resultam dos pressupostos de CRS e VRS. A constatação ampara-se no teste *t* para a eficiência técnica média estimada pelos modelos básicos e *bootstrap*. Como CRS é o pressuposto mais restritivo, as próximas estimativas representam apenas o caso VRS.

O fato de a hipótese CRS afetar significativamente a medida de eficiência indica que o mercado em estudo não se conforma ao previsto no modelo plenamente

competitivo. Nesse modelo, espera-se a prevalência da CRS e sua suposição na estimativa não produz resultados distintos dos obtidos com a hipótese VRS. Assim, o efeito da hipótese CRS na estimativa de eficiência soma-se aos indícios dos capítulos anteriores de que existem imperfeições competitivas na produção brasileira de eletricidade.

Tabela 15 – Diferença entre Medidas de Eficiência Técnica decorrentes das hipóteses CRS e VRS: 2001/2010

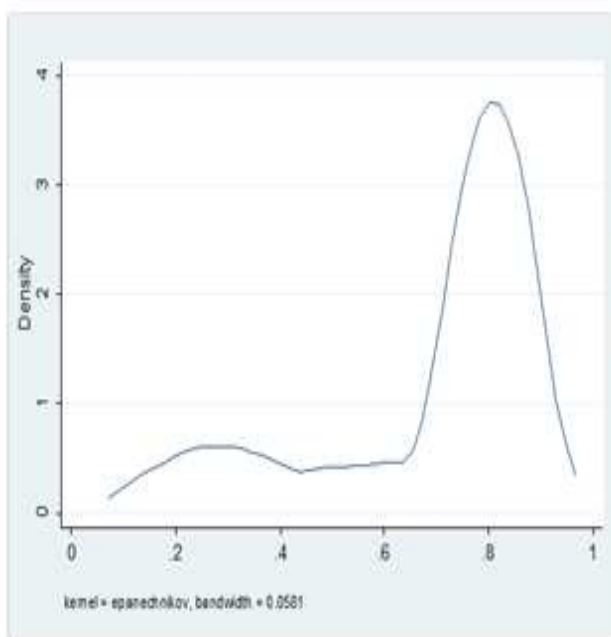
Modelos	Diferença entre as Medidas de Eficiência com CRS e VRS		
	Média	Desvio Padrão	Estatística t
Bootstrap	0,0515	0,0228	2,2577
Básico	0,0686	0,0286	2,4177

Fonte: elaboração própria.

Para explorar mais as semelhanças entre os modelos básico e *bootstrap*, estima-se a correlação simples de seus resultados e a correlação de Spearman. A correlação simples é alta (0,9863), mas a correlação de Spearman (0,7298) é consideravelmente inferior. Isso sugere que, apesar da semelhança das medidas de eficiência dos dois modelos, o ranking das firmas mais eficientes previstos por ambos tende a ser razoavelmente distinto.

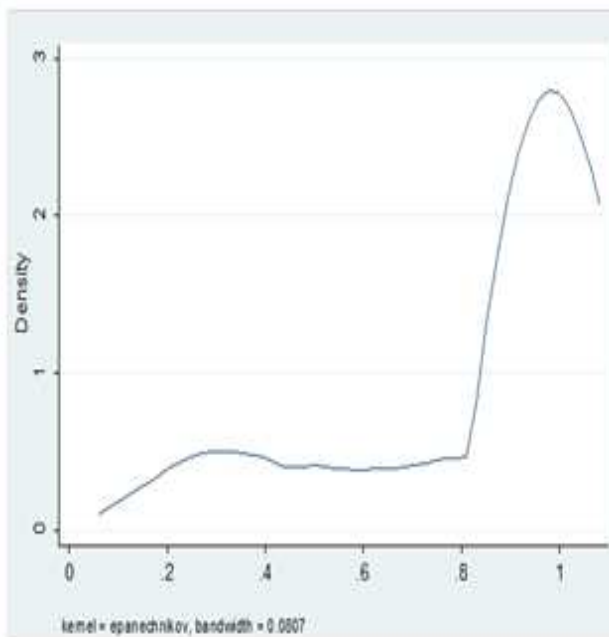
As Figuras 6 e 7 explicitam a distribuição das medidas de eficiência técnica dos modelos básicos e *bootstrap*. A densidade de Kernel, em todos os casos, aproxima-se da distribuição teórica *half-normal*, que é comumente assumida nas estimativas paramétricas de eficiência. A distribuição estimada pelo DEA básico posiciona as firmas de forma mais próxima da fronteira de eficiência, o que pode decorrer da vulnerabilidade do modelo à limitação da base de dados, superestimando a eficiência no problema já mencionado da “maldição da dimensionalidade”.

Figura 6 – Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA bootstrap)



Fonte: elaboração própria.

Figura 7 – Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA básico)



Fonte: elaboração própria.

#### 4.5. Efeitos Potenciais de Variáveis Institucionais e Técnica sobre a Eficiência

Testes paramétricos e não paramétricos são aplicados para averiguar o impacto potencial de variáveis institucionais e técnicas do painel estudado sobre a eficiência técnica. Os testes foram realizados pelo software STATA 12.0. A primeira questão investigada é se a eficiência técnica mudou após a última ampla reestruturação do setor elétrico, quando se criaram os mercados ACL e ACR, entre outras inovações institucionais. Para tanto, calcula-se a eficiência técnica nos períodos 2001/2004 e 2005/2010, esse último representativo dos anos em que passaram a vigorar as novas regras regulatórias. O segundo passo é aplicar testes paramétricos e não paramétricos para avaliar a diferença da eficiência mensurada nos dois períodos.

A Tabela 16 mostra os resultados dos testes supracitados. O teste  $t$ , a 1% de nível de significância, rejeita a hipótese de que a eficiência técnica média mudou após a reforma regulatória. A mesma hipótese é avaliada por dois testes não



paramétricos: o Kruskal-Wallis e o Kolmogorov-Smirnof. Ambos confirmam os resultados do teste  $t$ , para o mesmo nível de significância de 1%. Dessa forma, no período avaliado, não se dispõe de evidências de que a eficiência técnica do mercado de geração de energia elétrica foi afetada pela última reforma regulatória do setor.

Tabela 16 – Diferença de Eficiência Técnica entre os Períodos Pré-Reforma Regulatória (2001/2004) e Pós-Reforma Regulatória (2005/2010): Resultados dos testes  $t$ , Kruskal-Wallis e Kolmogorov

Estatísticas do teste $t$ (1%)				Estatísticas dos testes não-paramétricos		
Média pré	Média pós	Desvio padrão	Estatística $t$	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A <sup>1</sup> (p-valor)	Kolmogorov B <sup>2</sup> (p-valor)
0,6881	0,6894	0,0312	-0,0388	0,5159	0,574	0,332

1 – Kolmogorov A –  $H_0$ : eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B –  $H_0$ : eficiências do grupo 1 (antes da reforma) são menores do que as do grupo 2 (depois da reforma).

Fonte: elaboração própria.

Os próximos testes avaliam o efeito potencial de algumas características observáveis das empresas sobre a eficiência técnica. O primeiro deles verifica a hipótese de maior eficiência das empresas privadas em comparação com as estatais. A reestruturação da indústria de eletricidade em vários países assumiu essa hipótese (Jamash e Pollitt, 2000; Newberry, 2002), o que aconteceu também no Brasil em meados da década de 1990, quando se conduziu um programa extenso de privatização de estatais no setor (Pinto et al, 2007). A Tabela 17 mostra que a hipótese de maior eficiência das companhias privadas não é rejeitada pelo teste  $t$  para o nível de significância de 1%. A mesma inferência é sustentada pelo teste Kolmogorov. Por fim, o teste Kruskal-Wallis confirma a distinção de eficiência entre as firmas.

Tabela 17 – Diferença de Eficiência Técnica entre firmas privadas e estatais: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010

Estatísticas do teste <i>t</i>				Estatísticas dos testes não-paramétricos		
Média privada	Média estatal	Desvio padrão	Estatística <i>t</i>	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A <sup>1</sup> (p-valor)	Kolmogorov B <sup>2</sup> (p-valor)
0,8150	0,6316	0,0220	8,3418	0,0001	1,000	0,000

1 – Kolmogorov A – H<sub>0</sub>: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H<sub>0</sub>: eficiências do grupo 1 (estatais) são menores do que as do grupo 2 (privadas).

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 18 aplica os mesmos testes para verificar diferenças de eficiência técnica entre firmas verticalizadas nos três segmentos da indústria (geração, transmissão e distribuição) e as demais. O teste Kruskal-Wallis rejeita a hipótese de que sejam significativas as referidas diferenças. Os outros testes, entretanto, falharam em rejeitar a hipótese – considerando o nível de significância de 1% nos três testes.

Tabela 18 – Diferença de Eficiência Técnica entre firmas verticalizadas e não verticalizadas: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010

Estatísticas do teste <i>t</i>				Estatísticas dos testes não-paramétricos		
Média não vertical	Média vertical	Desvio padrão	Estatística <i>t</i>	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A <sup>1</sup> (p-valor)	Kolmogorov B <sup>2</sup> (p-valor)
0,6588	0,7965	0,0207	-6,6649	0,0350	0,001	0,001

1 – Kolmogorov A – H<sub>0</sub>: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H<sub>0</sub>: eficiências do grupo 1 (não vertical) são menores do que as do grupo 2 (verticalizadas).

Fonte: elaboração própria.

Outra característica observada no painel é a tecnologia predominantemente usada para a geração de energia elétrica, que permite separar a amostra em dois grupos de firmas: as termoelétricas e as amparadas em tecnologia hidroelétrica. De acordo com a Tabela 19, o teste *t* não rejeita a hipótese de que as firmas termoelétricas

operam, em média, com menor eficiência técnica. Os outros dois testes não paramétricos fornecem indicativo adicional de que as firmas termoelétricas podem divergir em eficiência das hidroelétricas, no nível de significância de 1%.

Tabela 19 – Diferença de Eficiência Técnica entre firmas termoelétricas e hidroelétricas: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.

Estatísticas do teste t			Estatísticas dos testes não-paramétricos			
Média térmica	Média hidrelé.	Desvio padrão	Estatística <i>t</i>	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A <sup>1</sup> (p-valor)	Kolmogorov B <sup>2</sup> (p-valor)
0,7644	0,3725	0,0381	10,2793	0,0001	1,000	0,000

1 – Kolmogorov A – H<sub>0</sub>: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H<sub>0</sub>: eficiências do grupo 1 (térmica) são menores do que as do grupo 2 (hidrelétrica).

Fonte: elaboração própria.

#### 4.5.1. Regressão Truncada

Os testes implementados na seção anterior são realizados simultaneamente na regressão truncada exibida na Tabela 20. Essa regressão se conforma às características da distribuição da eficiência estimada pelo modelo DEA, que é delimitada pelas extremidades do intervalo (0,1]. Devido a tais características, o erro aleatório do modelo é interpretado como truncado, ao invés de censurado<sup>9</sup>, o que torna a regressão truncada mais adequada do que o modelo Tobit, e outras regressões censuradas, para testar possíveis correlações com a medida de eficiência (Simar e Wilson, 2007).

<sup>9</sup> Em econometria, ambos os problemas de truncagem (truncation) e censura (censoring) de dados implicam perdas de informação sobre a variável dependente em comparação com o modelo clássico de regressão linear. Quando alguma informação é perdida apenas para a variável dependente das observações censuradas, mas existem dados para as variáveis independentes de tais observações, o modelo censurado é a abordagem correta. Já nos casos em que, para algumas observações, não há qualquer informação tanto para as variáveis dependentes como para as independentes, o modelo truncado é a metodologia adequada. Note-se que a perda de informações no caso de truncamento é maior que no caso de censura (Simar e Wilson, 2007).

Primeiramente, a eficiência técnica é regredida nas características observáveis das firmas comentadas anteriormente. Posteriormente, o mesmo modelo é estimado com efeito fixo individual a fim de controlar para características não observadas das empresas. Em ambos os casos, a eficiência é medida pelos modelos *bootstrap* que assumem VRS em vista das razões já explicadas.

Utiliza-se o STATA 12.0 para estimar as regressões truncadas. De acordo com os resultados exibidos da Tabela 20, a *dummy* de firma estatal (EST) e sua interação com a *dummy* de tecnologia termelétrica (ESTxTER) são as únicas variáveis explicativas que são significativas em ambos os modelos: o *pooling* e o painel com efeito fixo. As estimativas da regressão vão ao encontro dos testes paramétricos e não paramétricos descritos na seção anterior, que apontam a menor eficiência das estatais. Dos resultados, depreende-se que favorecer a entrada de firmas privadas é uma opção de política que ainda pode contribuir para aumentar a eficiência no mercado em estudo, sobretudo, considerando que as estatais respondem pela maior parte da eletricidade fornecida no Brasil. (ANEEL, 2013a).

As estimativas da regressão truncada também convergem com os testes da seção precedente a respeito da última reestruturação do setor elétrico. Os efeitos de tempo testados não foram significativos nas duas regressões estimadas, reforçando os indícios da seção anterior de que a mais recente reforma regulatória não afetou a eficiência técnica do mercado de geração no período avaliado. Isso sinaliza uma falha potencial da reforma, em que pese a comentada coerência com a magnitude das economias de escala mensuradas nos capítulos segundo e terceiro.

Tabela 20 – Regressão Truncada da Eficiência Técnica: 2001/2010

Variáveis	Modelo Pooling		Modelo com Efeito Fixo Individual	
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
$\Sigma$	0.1210*	0.0075	0.0580*	0.0030
Constante	0.8371*	0.0367	0.8337*	0.0229
TER	-0.1207**	0.0601	-0.0291	0.0342
VER	0.0845*	0.0270	-0.0172	0.0323
EST	-0.1197*	0.0244	-0.0486***	0.0261
ESTxTER	-0.3203*	0.0682	-0.3901*	0.0430
D2002	0.0541	0.0455	0.0461**	0.0201
D2003	-0.0210	0.0435	-0.0182	0.0197
D2004	0.0105	0.0435	0.0094	0.0195
D2005	-0.0110	0.0432	-0.0093	0.0195
D2006	0.0087	0.0426	0.0045	0.0192
D2007	0.0176	0.0428	0.0120	0.0192
D2008	-0.0231	0.0427	-0.0171	0.0193
D2009	-0.0056	0.0429	-0.0019	0.0193
D2010	-0.0296	0.0426	-0.0229	0.0193

Níveis de significância: \* 1%, \*\* 5%, \*\*\* 10%.

Fonte: elaboração própria.

#### 4.6. Eficiência por Firma

Encerra o estudo da eficiência técnica a exposição de resultados por firma. As estatísticas representam a média observada para o período 2001/2010. O intervalo de confiança considerado é de 95% e todas as estimativas são obtidas do modelo *bootstrap*, com a hipótese mais geral de tecnologia (VRS). A Tabela 21 mostra que a empresa de maior eficiência técnica é privada, não verticalmente integrada e baseada principalmente na tecnologia hidroelétrica. No outro extremo, a empresa de menor eficiência técnica é estatal e utiliza tecnologia termoelétrica.

Tabela 21 – Eficiência Técnica, Viés e respectivo Intervalo de Confiança (de 95%)  
por firma: média do período 2001/2010

Firma	Produto (GWh)	Limite Superior	Limite Inferior	Média	Desvio Padrão	Viés
CELESC	485,93	0.9887	0.5689	0.7859	0.1360	-0.1682
CJORDÃO	1186,1	0.9913	0.6411	0.8411	0.1023	-0.1337
CERON	1435,83	0.2710	0.1993	0.2400	0.0198	-0.0296
ITAPEBI	1997,40	0.9874	0.6283	0.8034	0.1118	-0.1579
EMAE	2084,93	0.4141	0.2851	0.3610	0.0395	-0.0495
CGTE	2448,99	0.2055	0.1567	0.1823	0.0138	-0.0223
TERMOPE	3695,57	0.9889	0.5539	0.7836	0.1451	-0.1696
CEEE	4141,88	0.9898	0.6549	0.8107	0.1023	-0.1535
CPFL	4741,84	0.8950	0.6821	0.7839	0.0598	-0.1057
LIGHT	5079,29	0.9870	0.6618	0.8099	0.1003	-0.1540
DUKE	10180,11	0.9045	0.7080	0.8000	0.0528	-0.1016
TERMONC	11871,69	0.3838	0.3043	0.3455	0.0221	-0.0380
AES-TIETE	12642,72	0.9871	0.7113	0.8328	0.0802	-0.1392
COPEL	20056,89	0.8698	0.6704	0.7725	0.0566	-0.0940
TRACTABEL	28557,76	0.9647	0.7427	0.8495	0.0606	-0.1096
CEMIG	28885,36	0.9058	0.6748	0.7960	0.0651	-0.1040
ELETRONORTE	36209,22	0.6073	0.4617	0.5399	0.0397	-0.0655
CESP	39575,34	0.9810	0.6682	0.8273	0.0906	-0.1380
CHESF	49709,16	0.9884	0.6072	0.7979	0.1194	-0.1612
FURNAS	56720,22	0.9870	0.5890	0.7912	0.1276	-0.1652
ITAIPU	87921,90	0.9874	0.5670	0.7850	0.1367	-0.1688

Fonte: Elaboração Própria.

#### 4.7. Conclusão do Capítulo

A análise de eficiência iniciada no capítulo anterior é estendida com duas distinções:

i) a fronteira de eficiência é derivada da função de produção; e ii) a metodologia é não paramétrica, abrangendo os modelos DEA básico e *bootstrap* dois estágios. O DEA *bootstrap* adota estimador proposto por Simar e Wilson (2000) no primeiro estágio, enquanto o segundo estágio conta com testes paramétricos e não paramétricos na investigação de variáveis que potencialmente afetam a eficiência técnica. A metodologia não paramétrica identifica novamente perdas de eficiência

não negligenciáveis, que se situam entre 17% e 31% em média, na hipótese menos restritiva de retornos de escala, que é a de retornos variáveis (VRS).

A hipótese de retornos constantes de escala (CRS) afeta significativamente a medida de eficiência dos modelos DEA básico e *bootstrap*, indicando que as firmas em estudo tendem a se diferenciar do previsto em um modelo plenamente competitivo. Esse resultado se coaduna com as constatações dos capítulos anteriores, que sugerem também a existência de imperfeições competitivas na produção de eletricidade.

No segundo estágio do DEA *bootstrap*, a regressão truncada e outros testes paramétricos e não paramétricos mostram que a eficiência técnica não apresenta melhorias significativas após a última ampla reestruturação do setor elétrico brasileiro. Essa circunstância sinaliza uma falha potencial do novo modelo regulatório implantado, em que pese sua coerência com a magnitude das economias de escala existentes no mercado de geração, conforme observado nos capítulos anteriores.

O segundo estágio do DEA *bootstrap* aplica também a regressão truncada e os outros testes citados para investigar se: i) as empresas privadas são mais eficientes do que as estatais; ii) as empresas que operam nos três segmentos da indústria (geração, transmissão e distribuição) são mais eficientes do que as demais; e iii) as firmas termoelétricas operam com menos eficiência do que as companhias amparadas preponderantemente em tecnologia hidroelétrica.

O teste  $t$ , o Kruskal-Wallis e os testes de Kolmogorov-Smirnoff falham em rejeitar a maioria das hipóteses supracitadas. No entanto, esses resultados não foram confirmados pela regressão truncada, que testa simultaneamente as mesmas hipóteses. A única hipótese acerca das características observáveis das firmas que

consistentemente se falha em rejeitar, nos testes paramétricos e não paramétricos, é a maior eficiência técnica das empresas privadas relativamente às estatais. Do resultado, depreende-se que favorecer a entrada de firmas privadas é uma opção de política que ainda pode contribuir para aumentar a eficiência no mercado em estudo, sobretudo, considerando que as estatais respondem pela maior parte da eletricidade fornecida no Brasil.

Os estimadores aplicados para estimar a eficiência técnica não utilizaram a estrutura de painel da base de dados. Um avanço em trabalhos futuros, com esses estimadores, é aproveitar as informações da estrutura de painel para aumentar a eficiência da estimação. Outras possibilidades de avanço são a inclusão de variáveis ambientais e o tratamento de efeitos aleatórios nos estimadores do DEA básico e do *bootstrap* proposto por Simar e Wilson (2000).



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta monografia estuda as economias de escala e a eficiência no mercado de geração de energia elétrica do Brasil, com base em painel de 21 firmas no período 2000/2010. Após capítulo introdutório, o segundo analisa as economias de escala a partir da estimação de função custo translog pelo modelo SUR. Encontram-se economias de escala substanciais na produção brasileira de eletricidade, que conferem vantagens de custo expressivas para as firmas de maior *market share*. O resultado constitui argumento favorável à estrutura de mercado mais concentrada e com mecanismos de governança substitutos do livre mercado, em detrimento da estrutura que se aproxima do modelo de concorrência perfeita. Isso porque as economias de escala estimadas tendem a restringir os ganhos de eficiência decorrentes do modelo competitivo.

As conclusões sobre as economias de escala advogam em prol da última ampla reestruturação do setor elétrico brasileiro. A reforma diminuiu o custo de transação para as grandes firmas, ao agregar a demanda das companhias de distribuição e centralizar as operações de compra e venda de eletricidade no mercado atacadista, por intermédio de leilões organizados pelas instituições de regulação. Esses mecanismos reduzem o custo de transação da produção de grandes volumes de energia, o que favorece as firmas de maior *market share* e, por conseguinte, a concentração de mercado e a exploração de economias de escala. Tais mecanismos e incentivos contrastam com as políticas mais favoráveis à livre concorrência implantadas no setor a partir de meados dos anos 90. De fato, o contraste é proposital, pois a interpretação predominante entre os órgãos reguladores acerca do racionamento de consumo, que sucedeu as políticas dos anos 90, foi a de que a produção de eletricidade no país caracteriza-se pela

presença de indivisibilidades; nesse contexto, a exploração de economias de escala tende a aumentar a eficiência, o que justifica o incentivo à entrada e formação de grandes firmas no segmento de geração.

Não se deve desprender das constatações acima que não há espaço para a competição no mercado brasileiro de geração de energia elétrica. Primeiramente porque o estudo das economias de escala explicita limites para a obtenção dessas economias, que deixam de ser significativas para níveis de produção anual acima de 50.000 GWh. Ademais, as deseconomias de escala e a elevação de custo de produção no período 2000/2010, ambas associadas ao consumo de combustível e água, sugerem que a disponibilidade desses recursos: i) já não suporta aumento dos atuais níveis de economias de escala; e ii) tende a ser uma restrição crescente à obtenção dessas economias.

Acerca das possibilidades de concorrência, indica-se adicionalmente que as firmas menores têm custos médios mais baixos em comparação com as firmas maiores até o nível de produto anual de 2.400 GWh e esses custos não aumentam acentuadamente até níveis bem superiores de produção. Essa circunstância ampara a possibilidade de que segmentos de mercado de menor consumo sejam supridos eficientemente por uma oferta competitiva – tais segmentos de mercado são atendidos atualmente pelo ambiente não regulamentado do setor, o ACL.

No tocante à análise do progresso técnico no período 2000/2010, constata-se que o mesmo promoveu reduções significativas de custo de produção de energia. Trata-se, sobretudo, de uma mudança tecnológica “pura” no sentido de que mede reduções de custo sem alteração na escala de produção ou na combinação de insumos eficientes. Parte da mudança tecnológica é poupadora dos insumos capital e trabalho. No entanto, o maior gasto de combustível e água suplantou essa

poupança, sinalizando a crescente escassez desses recursos para a produção de energia.

O terceiro capítulo da monografia trata da eficiência de custo por intermédio de modelo de fronteira estocástica de coeficientes variáveis. O capítulo revela que os desvios da fronteira estocástica de custo não representam ocorrências aleatórias, e sim perdas sistemáticas de eficiência. A proporção das perdas é de 17% em média, mas elas foram reduzidas ao longo do período apreciado, o que promoveu redução de custo. O progresso tecnológico ocasionou efeito semelhante, contudo, sua contribuição para a redução de custo foi consideravelmente maior do que a propiciada pela melhoria de eficiência. Isso aponta que a eficiência é uma variável que ainda pode contribuir sobremaneira para aumentar a produtividade e, eventualmente, mais do que a incorporação de novas tecnologias.

A análise da eficiência de custo constata que as firmas estatais são menos eficientes do que as privadas. Similarmente, não se rejeita a hipótese de que empresas integradas verticalmente são menos eficientes do que as demais. Já para as firmas termoelétricas, há menos clareza acerca de sua eficiência relativa de custo.

Os parâmetros da tecnologia de produção estimados pela fronteira estocástica indicam que as firmas estatais são mais intensivas em mão de obra e dispõem de menores economias de escala do que suas rivais privadas. É possível que tais especificidades decorram da tecnologia mais antiga das estatais, que são as primeiras incumbentes no mercado. Inclusive, o progresso técnico das estatais é inferior ao estimado para as companhias privadas. Por último, as estatais gastam menos proporcionalmente com o insumo capital do que as firmas privadas. Essa diferença pode refletir o fato de o custo médio ponderado de capital (WACC) das

estatais ser 25% inferior ao das concorrentes privadas, o que é uma vantagem competitiva considerável em um mercado intensivo em capital e sinaliza um potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das empresas privadas.

A respeito da tecnologia de produção das firmas integradas verticalmente, a fronteira estocástica mostra vantagens constantes de custo – independentes dos níveis de produto, consumo de insumos e progresso técnico. As vantagens citadas são parcialmente anuladas pela ineficiência particular das firmas verticalizadas, que foi comentada anteriormente. As regras regulatórias em vigor e a literatura sugerem que custos de transação são o fator mais provável de sustentação das vantagens constantes de custo. Em termos de políticas públicas, a constatação é de que os incentivos à desverticalização promovidos pelas reestruturações do setor podem não ter sido suficientes para anular vantagens de custo de firmas integradas verticalmente. Mais esclarecimentos sobre a questão são pertinentes em agenda de pesquisa futura, tendo em vista que a avaliação mais acurada de economias de integração requer informações sobre transmissão e distribuição de eletricidade não disponíveis na base de dados deste trabalho.

Quanto à utilização de tecnologia termoelétrica, a fronteira estocástica confirma as expectativas de que essa tecnologia possui menos economias de escala e é mais intensiva na utilização do insumo combustível. Nesse contexto, a escolha da tecnologia termoelétrica tende a ser influenciada pelo tamanho do mercado consumidor que se pretende atender e do preço relativo do combustível disponível à firma.

A análise da eficiência de custo, desenvolvida no terceiro capítulo com o modelo de fronteira estocástica, é consistente com o estudo de economias de escala elaborado no segundo capítulo com o modelo SUR. Ambos os estudos apontam: i) a

existência de economias de escala substanciais; ii) a exaustão dessas economias nos maiores níveis de produção; iii) a maior intensidade do insumo capital relativamente aos demais insumos; iv) progresso técnico redutor de custos, que no segundo capítulo é devidamente separado da evolução da eficiência técnica, permitindo uma medida mais acurada do que a calculada pelo modelo SUR; v) poupança de capital e trabalho, que é suplantada pelo maior gasto de combustível e água; e vi) vantagem de custo de firmas integradas verticalmente.

Por fim, a análise de eficiência é estendida até o quarto capítulo com duas distinções: i) o objeto de estudo é a eficiência técnica; ii) a metodologia é não paramétrica – modelos DEA básico e *bootstrap* dois estágios. A metodologia não paramétrica identifica novamente perdas de eficiência não negligenciáveis, que se situam entre 17% e 31% em média, na hipótese menos restritiva de retornos de escala (VRS). Esse resultado e o anterior sobre ineficiência de custo revelam que ambos os modelos paramétrico (fronteira estocástica) e não paramétrico (DEA) estimam a existência de perdas de eficiência consideráveis no mercado de geração de eletricidade.

No segundo estágio do DEA *bootstrap*, investiga-se o impacto da última ampla reestruturação do setor elétrico brasileiro sobre a eficiência técnica. A regressão truncada e outros testes paramétricos e não paramétricos sustentam que a eficiência técnica não apresenta melhorias significativas após a última ampla reestruturação do setor elétrico brasileiro. A ausência dessas melhorias contrasta com a avaliação anterior dessa reestruturação, quando se destacou sua pertinência em propiciar o aproveitamento de economias de escala expressivas. Então, se a mais recente e ampla reforma regulatória da indústria foi exitosa em possibilitar a obtenção de

ganhos de escala, por outro lado, falhou em promover ganhos de eficiência técnica no intervalo de tempo pesquisado.

Ainda no segundo estágio do DEA *bootstrap*, investiga-se o efeito de características observáveis das firmas na eficiência técnica. A única hipótese que se falha em rejeitar, em todos os testes paramétricos e não paramétricos implementados, é a maior eficiência das empresas privadas relativamente às estatais. Nesse ponto, novamente o modelo DEA e a fronteira estocástica convergem no resultado de que as firmas estatais operam com menores níveis de eficiência. Dos resultados, depreende-se que favorecer a entrada de firmas privadas é uma opção de política que ainda pode contribuir para aumentar a eficiência no mercado em estudo, sobretudo, considerando que as estatais respondem pela maior parte da produção de energia elétrica no Brasil.

Em que pese a aplicação de metodologias distintas nos três capítulos descritos, seus resultados são convergentes, sobretudo, em sustentar a existência de grandes economias de escala no mercado em tela. A última reforma regulatória do setor é consistente com a magnitude dessas economias, mas falhou em promover aumento de eficiência e a predominância das estatais na produção de eletricidade, apesar de sua menor eficiência, é uma pista para compreender a referida falha.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt,P., 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6, 21-37.

ANEEL, 2013a. Disponível em: <  
<http://www.aneel.gov.br/aplicacoes/AgenteGeracao/SelecaoDaEmpresaPasso1.asp?>  
Acessado em 09/03/13.

ANEEL, 2013b. Disponível em:<  
<http://www.aneel.gov.br/area.cfm?idArea=536&idPerfil=2>. Acessado em 18/09/13.

Arocena, P., Saal, D., Coelly, T., 2012. Vertical and Horizontal Scope Economies in the Regulated U.S. Electric Power Industry. *Journal of Industrial Economics* 60(3), 434-467.

Berry, D.M., Mixon, J. F., 1999. Multiproduct Outputs and Scale Economies in Electric Power Production: Some New Estimates. *Review of Industrial Organization* 15, 65-76.

Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A., 2011. Disponível em: <  
<http://www.bovespa.com.br/Principal.asp>. Acessado em 25/10/11.

Borenstein, S., Bushnell, J., and Wolak, F., 2002. Measuring Market Inefficiencies in California's Wholesale Electricity Industry . *American Economic Review* 92(5), 1376-1405.

Centrais Elétricas Brasileiras, 2011. Disponível em:  
<<http://www.eletronbras.com/elb/ri/main.asp?Team=7B7152FB662D45B72D44CE2D9FAD2DEDC8E45986567D>>. Acessado em 23/09/11.

Christensen, L. R., Greene, W. H., 1976. Economies of Scale in Electric Power Generation. *Journal of Political Economy* 84(4), 655-676.

EPE, 2011. Balanço Energético Nacional 2011: Ano Base 2010.

Disponível em: <[https://ben.epe.gov.br/downloads/Relatorio\\_Final\\_BEN\\_2011.pdf](https://ben.epe.gov.br/downloads/Relatorio_Final_BEN_2011.pdf)>.  
Acessado em 01/10/12.

- Farrell, M.J., 1957. The measurement of productive efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society* 120, 253–281.
- Gilsdorf, K., 1994. Vertical integration efficiencies and electric utilities: a cost complementarity perspective. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 34(3), 261–282.
- Goto, M, Tsutsui, M., 2008. Technical Efficiency and the Impacts of Deregulation: An analysis of three functions in U.S. electric power utilities during the period from 1992 through 2000. *Energy Economics* 30(1), 15-38.
- Greene, W., 2003. *Limdep Version 8.0*. New York: Econometric Software.
- Greene, W., 2005. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics* 126, 269–303.
- Green, R. J., Newbery, D, M., 1992. Competition in the British Electricity Spot Market. *Journal of Political Economy* 100 (5), 929-953.
- Hisnanick, J.J., Kymn, K.O., 1999. Modeling economies of scale: the case of US electric power companies. *Energy Economics* 21(3), 225-237.
- Huettner, D.A., Landon, J.H., 1977. Electric utilities: scale economies and diseconomies. *Southern Economic Journal* 44, 883–912.
- Jamasb, T., Pollitt, M., 2000. Benchmarking and regulation: international electricity experience. *Utilities Policy* 9 (3), 107–130.
- Joskow, P.L., Schmalensee, R., 1983. *Markets for Power: An Analysis of Electric Utilities Deregulation*. MIT Press, Cambridge, US.
- Joskow, P.L., 1997. Restructuring, competition and regulatory reform in the US electricity sector. *The Journal of Economic Perspectives* 11(3), 119-138.
- Kamerschen, D., Klein, P.G., Porter, D.V., 2005. Market structure in the US electricity industry: a long-term perspective. *Energy Economics* 27(5), 731-751.



- Kaserman, D.L., Mayo, J.W., 1991. The measurement of vertical economies and the efficient structure of the electric utility business. *Journal of Industrial Economics* 39 (5), 483–503.
- Kwoka, J.A., 2002. Vertical economies in electric power: evidence on integration and its alternatives. *International Journal of Industrial Organization* 20(5), 653–671.
- Leite, A. L. S., Castro, N. J., 2008. Estrutura de Governança e a Formação de Holdings no Setor Elétrico Brasileiro. *Estratégia e Negócios* 1(2), Florianópolis.
- Marreco, J. M., Carpio, L.G.T., 2006. Flexibility valuation in the Brazilian power system: A real options approach. *Energy Policy* 34(18), 3749–3756.
- Nemoto J., Goto, M., 2003. Measurement of Dynamic Efficiency in Production: An Application of Data Envelopment Analysis to Japanese Electric Utilities. *Journal of Productivity Analysis* 19, 191–210.
- Nemoto J., Goto, M., 2004. Technological externalities and economies of vertical integration in the electric utility industry. *International Journal of Industrial Organization* 22(1), 67–81.
- Nerlove, M., 1963. Returns to Scale in Electricity Supply. In: Christ, C. F. *Measurement in Economics*. Stanford University Press, California, US.
- Newbery, D.M., 2002. Problems of liberalising the electricity industry, *European Economic Review* 46(4-5), 919-927.
- Pinto, H.Q, et al, 2007. *Economia da Energia: fundamentos econômicos, evolução histórica e organização industrial*. Elsevier, Rio de Janeiro, BR.
- Sampaio, L.M.B, Ramos, F.S., Sampaio, Y., 2005. Privatização e Eficiência das Usinas Hidrelétricas Brasileiras. *Economia Aplicada* 9(3), 465-480.
- Santana, E.A., Oliveira, C.A., 1999. A Economia dos Custos de Transação e a Reforma na Indústria de Energia Elétrica do Brasil. *Estudos Econômicos* 29 (3), 367-393.

Santana, E.A., 2006. Economia dos custos de transação, direito de propriedade e a conduta das empresas no setor elétrico brasileiro. Encontro Nacional de Economia, Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, Salvador, BR.

Sarica, K., Or, I., 2007. Efficiency assessment of Turkish power plants using data envelopment analysis. *Energy* 32, 1484–1499.

Simar, L., Wilson, P.W., 2000. A general methodology for bootstrapping in nonparametric frontier models, *Journal of Applied Statistics* 27, 779–802.

Simar, L., Wilson, P.W., 2007. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes, *Journal of econometrics* 136(1), 31–64.

Sternberg, R., 2010. Hydropower's future, the environment, and global electricity systems. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 14(2), 713–723.

Tannuri-Pianto, M.E., Sousa, M.C.S., Arcoverde, F.D., 2009. Fronteiras de Eficiência Estocástica para as Empresas de Distribuição de Energia Elétrica no Brasil: uma análise de dados em painel. *Estudos Econômicos* 39(1), 222–247.

Thakur, T., et al., 2006. Efficiency evaluation of the state owned electric utilities in India. *Energy Policy* 34, 2788–2804.

Trindade, P. D., 2012. Definição de mercado relevante no setor elétrico e articulação entre a ANEEL e os órgãos do Sistema Brasileiro de Defesa da Concorrência. Dissertação de Mestrado em Economia do Setor Público. Universidade de Brasília.

Wilson, P.W., 2008 FEAR: a software package for frontier efficiency analysis with R. *Socio-Economics Planning Science* 42, 247–254.

Wolak, F.A., 1997. Electricity Market Structure and Pricing: an International Comparison. *Energy Modeling Forum* 15, Stanford University, California, US.