

Universidade de Brasília
Departamento de Economia
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da
Informação e Documentação (FACE)
Doutorado em Economia

**ECONOMIAS DE ESCALA E EFICIÊNCIA NA GERAÇÃO DE
ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL**

Mauricio Marins Machado

Brasília
2014

Mauricio Marins Machado

**ECONOMIAS DE ESCALA E EFICIÊNCIA NA GERAÇÃO DE
ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL**

Tese de doutorado submetida ao
Departamento de Economia da
Universidade de Brasília como
requisito parcial para obtenção do
grau de Doutor em Economia.

Orientadora: Profa. Dra. Maria
Conceição Sampaio de Sousa

Brasília
2014

Aos meus pais, meu irmão, minha esposa e Eulina Marins (*in memoriam*).

AGRADECIMENTOS

No que caminho que me levou até este trabalho, tive a sorte de encontrar pessoas que me ajudaram a percorrê-lo. E foram muitos na minha família numerosa, nos círculos de amigos dos lugares onde morei e estudei, além dos colegas de trabalho, cujo apoio cotidiano contei várias vezes. Devido à impossibilidade de citar todos, começo por aqueles que eu não poderia omitir sob qualquer hipótese. Entre eles, encontram-se meus pais, a quem dedico este trabalho pelo amor gratuito e pelas lições mais valiosas. A meu irmão, agradeço pela amizade resistente ao tempo e às distâncias. E a minha esposa, pelo carinho e compartilhamento de todas as circunstâncias.

Aos professores e colegas da Faculdade de Economia da UFBA, devo muito pela minha formação profissional, principalmente, a Plínio Moura, Paulo Balanco, Meire Jane e, ao Orientador de sempre, Vitor de Athayde. Outra etapa fundamental dessa formação aconteceu no mestrado do CEDEPLAR, onde encontrei professores dedicados e atenciosos, assim como colegas que hoje, felizmente, tornaram-se grandes amigos; entre os primeiros, cito o Professor Mauro Borges, na época coordenador do curso e muito zeloso em nosso desenvolvimento; destaco ainda meu Orientador Eduardo Albuquerque, que se manteve disponível e solícito mesmo quando me afastei da academia.

Na UnB, fui feliz também nas pessoas e profissionais que encontrei, como os Professores André Rossi, Vander Lucas e Maria Eduarda, além dos colegas Roberto e Hélio. Menção especial reservo à minha Orientadora do Doutorado, Maria Conceição Sampaio de Sousa, a quem sou grato pelas oportunidades de aprendizado que sempre busquei e, mais importante de tudo, por desde o início ter acreditado na pesquisa concretizada nesta tese.

No último ano do curso, avanços relevantes da pesquisa ocorreram no doutorado sanduíche, por isso registro aqui meu agradecimento ao Professor Hewings. Importa igualmente citar a colaboração dos colegas do REAL, sobretudo, Andre Avelino e Igor Maciel, assim como o apoio dos amigos de Urbana-Champaign, como Leandro, Flaviane, Emerson e Katrina. Por fim, registro minha gratidão às contribuições dos membros da banca, composta pelos Professores César Mattos, José Angelo, Bernardo Mueller e Roberto Ellery.

RESUMO

O estudo do mercado de geração de energia elétrica do Brasil verifica, primeiramente, a existência de economias de escala. Para tanto, estima-se função custo translog por meio do modelo *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). A base de dados é um painel de 21 firmas no período 2001/2010; os outros dois estudos que compõem esta tese amparam-se na mesma base. Os resultados do SUR não rejeitam a hipótese de que as economias de escala são uma característica típica da geração brasileira de eletricidade e, em geral, são esgotadas em níveis elevados de produção. Assim, suporta-se a visão de que indivisibilidades tendem a restringir ganhos de eficiência da livre concorrência, como se supôs na última reforma regulatória do setor. Ademais, durante o período estudado, o progresso técnico reduziu custos pelos efeitos Hicks-neutro e não neutro; a respeito do último, aponta-se que o incremento de gastos com combustível e água prevalece sobre a poupança de capital e trabalho.

Os outros dois estudos da tese analisam a eficiência no mercado de geração. Um deles discorre sobre a eficiência de custo por intermédio do modelo de fronteira estocástica com coeficientes variáveis. Os resultados indicam que os desvios das firmas da função custo não representam apenas circunstâncias aleatórias, mas perdas sistemáticas e significativas de eficiência. Registre-se ainda que as reduções de custo observadas no período em estudo foram promovidas majoritariamente pelo progresso técnico, e não pela melhoria da eficiência. Por último, encerra a tese a análise da eficiência técnica a partir de metodologia não paramétrica. Trata-se da análise de envoltória de dados (DEA), cujos modelos básico e bootstrap apontam também perdas de eficiência não negligenciáveis. No tocante às características observáveis das firmas, a propriedade e gerência estatal são as que ocasionam perdas de eficiência significativas em todos os testes paramétricos e não-paramétricos aplicados. Quanto à reforma regulatória, o modelo de regressão truncada e os demais testes empíricos não validam qualquer impacto sobre a eficiência técnica ou de escala.

Códigos JEL: C14, C15, C23, C33, C34, D24, L94.

Palavras-chave: economias de escala; progresso técnico; modelos em painel; função de custo translog; *Seemingly Unrelated Regression* (SUR); análise de eficiência; fronteira estocástica; modelo de coeficientes variáveis; análise de envoltória de dados (DEA); modelo de regressão truncada; mercado de geração de energia elétrica no Brasil.

ABSTRACT

The study of the electric power generation in Brazil begins with the evaluation of the scale economies. Thus, a translog cost function is estimated by the *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) model. The database is a panel with 21 firms over the period of 2001/2010; the other two studies in this dissertation use the same data. The SUR model does not reject the hypothesis that scale economies are a typical feature of the studied market and, in general, are exhausted at high production levels. This result supports the vision that indivisibilities restrict efficiency gains from free-market competition in the Brazilian electricity generation and most of the last restructuring in the industry regulation was based on this assumption. Furthermore, over the sample period, technological progress led to cost reductions in electric power supply. These technological improvements take the form of both a Hicks-neutral and non-neutral effects; notice that the fuel using prevails over the capital and labor saving technical changes.

The other two studies in the dissertation analyze the efficiency in the Brazilian electric power production. One of them examines the cost efficiency using the stochastic frontier model. The results suggest that the firms' deviations from the cost function do not represent only random circumstances, but systematic and significant efficiency losses as well. In addition, the model shows that most of the reduction costs in the period are driven by the technical progress, instead of the increase in the efficiency. Finally, to conclude the dissertation, the analysis of the technical efficiency is carried out by a non-parametric method. It is the data envelopment analysis (DEA) whose bootstrap models also indicate not negligible efficiency losses. Regarding the observable characteristics of the companies, the state management is the one that causes significant inefficiencies in all the parametric and non-parametric tests. Concerning the last regulation reform, the truncated regression model and other empirical tests do not confirm any impact in the technical and scale efficiencies.

Códigos JEL: C14, C15, C23, C33, C34, D24, L94.

Palavras-chave: economies of scale; technical progress; panel models; translog cost function; *Seemingly Unrelated Regression* (SUR); efficiency analysis; stochastic frontier; random coefficient models; data envelopment analysis (DEA); truncated regression model; electric power production in Brazil.

SUMÁRIO

Lista de Figuras.....	i
Lista de Figuras.....	ii
1. Economias de Escala e Progresso Técnico.....	4
1.1. Introdução.....	4
1.2. Mercado de Geração de Energia Elétrica no Brasil.....	6
1.3. Metodologia.....	9
1.4. Dados e Variáveis.....	12
1.5. Função Custo.....	13
1.5.1. Possibilidades de Substituição entre Insumos.....	20
1.6. Economias de Escala.....	21
1.7. Mudança Tecnológica.....	29
1.8. Conclusão.....	30
2. Eficiência de Custo e Fronteira Estocástica.....	34
2.1. Introdução.....	34
2.2. Literatura.....	35
2.3. Metodologia e Dados.....	38
2.4. Modelos de Fronteira Estocástica.....	41
2.5. Estimativa da Eficiência de Custo.....	53
2.6. Conclusão.....	59
3. Eficiência Técnica em Abordagem não Paramétrica.....	62
3.1. Introdução.....	62
3.2. Literatura.....	64
3.3. Metodologia.....	67
3.4. Dados e Variáveis.....	69
3.5. Estimativa da Eficiência Técnica.....	71
3.6. Efeitos Potenciais de Variáveis Institucionais e Técnica sobre a Eficiência.....	75
3.6.1. Regressão Truncada.....	79
3.7. Eficiência por Firma.....	82
3.8. Conclusão.....	85
Considerações Finais.....	87
Referências bibliográficas.....	92
Anexo.....	100

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Curvas de Custo Marginal e Médio do Grupo cuja Geração de Eletricidade se encontra abaixo do Nível de Produto Mediano da Amostra.....	25
Figura 2. Curvas de Custo Médio dos Grupos cuja Geração de Eletricidade se encontra abaixo e acima do Nível de Produto Mediano da Amostra.....	26
Figura 3. Curvas de Custo Marginal e Médio do Grupo cuja Geração de Eletricidade se encontra acima do Nível de Produto Mediano da Amostra.....	26
Figura 4. Elasticidade de Custo do Produto das Firms Hidroelétricas: 2000/2010.....	51
Figura 5. Principais Elasticidade de Custo do Produto das Firms Termoelétricas: 2000/201.....	52
Figura 6. Custo Médio (R\$/MWh) das Firms Hidroelétricas: 2000/2010.....	52
Figura 7. Custo Médio(R\$/MWh) das Firms Termoelétricas: 2000/2010.....	52
Figura 8. Densidade de Kernel para a Eficiência de Custo estimada pelo Modelo Pooled: 2000/2010.....	55
Figura 9. Função de Densidade de Kernel para a Eficiência de Custo estimada pelo Modelo de Coeficientes Variáveis: 2000/2010.....	55
Figura 10. Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA bootstrap).....	74
Figura 11. Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA básico).....	74
Figura 12. Densidade de Kernel da Eficiência de Escala (DEA bootstrap).....	75
Figura 13. Densidade de Kernel da Eficiência de Escala (DEA básico).....	75

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatísticas Descritivas da Base de Dados: 2000/2010.....	13
Tabela 2. Parâmetros Estimados da Função Custo.....	15
Tabela 3. Testes para Especificações da Função Custo.....	17
Tabela 4. Testes Adicionais da Função Custo Translog Não-Homotética: avaliação de efeitos potenciais do racionamento de eletricidade em 2001, das novas regras de regulação em 2005/2010, da integração vertical, da tecnologia termoelétrica e da gerência estatal.....	19
Tabela 5a. Elasticidades de substituição Allen-Uzawa e elasticidades-preço da demanda (desvio padrão em parêntesis).....	20
Tabela 5b. Elasticidades de substituição de Morishima (desvio padrão em parêntesis).....	21
Tabela 6. Elasticidade (EL) de custo em relação a produto por Grupo e Amostra nas respectivas medianas de cada grupo em cada amostra.....	23
Tabela 7. Economias de Escala por Grupo e Níveis de Produto.....	24
Tabela 8. Economias de Escala, Custo e Médio e Produto Mediano de cada firma.....	28
Tabela 9. Teste Likelihood para Diferentes Efeitos Tecnológicos.....	30
Tabela 10. Progresso Tecnológico e seus Componentes – Modelo Irrestrito.....	30
Tabela 11. Parâmetros Estimados das Fronteiras Estocásticas de Custo: 2000/2010.....	43
Tabela 12. Fronteira Estocástica de Custo com Coeficientes Variáveis e controle para Heterogeneidade Observável: 2000/2010.....	49
Tabela 13. Elasticidade de Custo e Custo Médio por firma: 2000/2010.....	51
Tabela 14. Estatísticas Descritivas da Eficiência de Custo estimada pelos Modelos Pooled e de Coeficientes Variáveis: 2000/2010.....	54
Tabela 15. Estatísticas Descritivas da Eficiência de Custo estimada pelo Modelo de Coeficientes Variáveis: 2000/2010.....	57
Tabela 16. 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.....	58
Tabela 17. Evolução da Eficiência de Custo e do Progresso Tecnológico: 2000/2010.....	59
Tabela 18. Estatísticas descritivas das variáveis da Fronteira de Produção: 2001/2010.....	71
Tabela 19. Estatística descritiva das medidas de eficiência técnica: 2001/2010.....	72
Tabela 20. Intervalo de Confiança de 95% e Viés Estimado do Modelo Bootstrap: 2001/2010.....	72

Tabela 21. Diferença entre as Medidas de Eficiência Estimadas com CRS e VRS e Estatísticas Descritivas das respectivas Eficiências de Escala: 2001/2010.....	73
Tabela 22. Correlação das medidas de eficiência dos modelos básico e bootstrap: 2001/2010.....	74
Tabela 23. Diferença de Eficiência entre os Períodos pré (2001/2004) e pós Reforma Regulatória (2005/2010): Resultados dos testes t, Kruskal-Wallis e Kolmogorov.....	76
Tabela 24. Diferença de Eficiência entre firmas privadas e estatais: resultados dos testes t, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.....	77
Tabela 25. Diferença de Eficiência entre firmas verticalizadas e não verticalizadas: resultados dos testes t, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.....	78
Tabela 26. Diferença de Eficiência entre tecnologias termoelétrica e hidroelétrica: resultados dos testes t, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.....	78
Tabela 27. Modelos de Regressão Truncada: 2001/2010.....	81
Tabela 28. Impacto Marginal da Dummy de Tempo na Eficiência de Escala: 2001/2010.....	81
Tabela 29. Eficiência Técnica, Intervalo de Confiança de 95% e Tipo de Retornos de Escala detalhados por firma: média do período 2001/2010.....	83
Tabela 30. Ranking das Firms de maior Eficiência Técnica ou de Escala: 2001/2010.....	84
Tabela 31. Intervalo de Confiança de 95% e Viés Estimado do Modelo Bootstrap com Retornos de Escala Não-Crescentes (NRS): 2001/2010.....	100

INTRODUÇÃO

O trade-off entre um modelo mais competitivo na produção de eletricidade e outro com maior concentração, ou mais estruturas de governança substitutas do livre mercado, suscita debate que remonta aos trabalhos clássicos de Nerlove (1963) e Christensen e Greene (1976). Os autores foram pioneiros em apontar as possibilidades de competição nesse mercado e outros estudos subsequentes ressaltaram potencial semelhante. Em consonância com esses indicativos, a experiência internacional registra a implementação de reformas regulatórias promotoras da concorrência no setor elétrico, inclusive no Brasil, como atestam as privatizações e outras políticas liberalizantes levadas a cabo a partir de meados dos anos 90.

As pesquisas e políticas mencionadas, entretanto, não encerraram o debate em torno do trade-off entre os modelos pró-competitivo e pró-concentração/hierarquia. Isso porque a literatura empírica e teórica reporta também situações em que o poder de mercado das maiores firmas tende a restringir a livre concorrência. Assim, não se pode descartar completamente a hipótese de que essa restrição predomine sobre incentivos concedidos à competição, ou comprometa seus ganhos potenciais de eficiência. Inclusive, políticas promotoras do modelo competitivo foram reformuladas ulteriormente devido a desequilíbrios causados 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, novamente reformuladas após essa crise (Borenstein et al, 2002). Situação semelhante ocorreu no Brasil um ano depois, quando se impôs um racionamento do consumo de eletricidade e, em seguida, empreenderam-se novas reestruturações institucionais (Santana, 2006).

Cabe destacar que um ponto central do debate são as economias de escala. Essas economias podem limitar as possibilidades de concorrência e, portanto, seu estudo empírico torna-se crucial no esclarecimento do trade-off entre o modelo competitivo e o modelo com maior concentração e estruturas de governança. Como todo problema empírico, as particularidades de cada contexto influenciam os resultados encontrados. Dessa forma, a extrapolação da conclusão de estudos prévios, assim como constatações puramente teóricas, tendem a ser insuficientes para investigar as economias e o trade-off em comento.

Esta tese pretende contribuir com as questões supracitadas a partir do estudo do caso brasileiro. É um trabalho de aplicação de métodos quantitativos, em consonância

com a natureza eminentemente empírica do problema investigado: a existência de economias de escala no mercado de geração de energia elétrica do Brasil. Trata-se de problema empírico porquanto sua resposta é vulnerável à dotação de fatores disponíveis à produção de eletricidade, às instituições de regulação da indústria, entre outras especificidades que impactam a decisão das firmas e o equilíbrio de mercado. Notadamente, distinguem o caso brasileiro a predominância da tecnologia hidroelétrica e as possibilidades de comércio de energia entre as diversas regiões do país fomentadas pela extensão da rede de transmissão de eletricidade, entre outras circunstâncias.

O primeiro capítulo deste trabalho dedica-se ao problema mencionado a partir de um sistema de equações composto por função custo translog e funções de demanda de insumos estimadas por intermédio do modelo *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). A estimação utiliza um painel de 21 firmas, que constituem aproximadamente 70% da capacidade instalada do mercado de geração. O período do painel é o de 2000/2010; abrange-se, então, os anos que precedem e sucedem a última reforma regulatória no setor – plenamente vigente a partir de 2005. Vale enfatizar que, a deprender das referências bibliográficas consultadas, este é o primeiro estudo que testa a hipótese da existência de economias de escala na produção brasileira de eletricidade, estimando sua magnitude em diversas condições operacionais.

Como o estudo das economias de escala envolve a análise da estrutura de custos da produção de eletricidade, outras características econômicas da atividade são avaliadas, como a possibilidade de substituição de insumos. A disponibilidade de dados em painel permite ainda investigar as condições do progresso técnico, separando seus efeitos sobre o custo de outros que são provenientes das economias de escala.

Adicionalmente, investiga-se na tese o tema da eficiência, que é correlato à discussão das economias de escala e suas repercussões sobre as possibilidades de competição. A temática da eficiência é motivada pelos indícios de imperfeições competitivas na produção de eletricidade, conforme literatura citada. Em face de tais imperfeições, naturalmente se forma a expectativa de que as firmas operem com perdas de eficiência econômica. A dimensão dessas perdas e as condições em que ocorrem tonaram-se um tópico particular de pesquisa que é explorado pelos outros dois capítulos desta tese.

O segundo capítulo, em particular, reporta-se à eficiência de custo do mercado brasileiro de geração de energia elétrica. Investiga-se em que medida são estatisticamente significativas as perdas de eficiência no referido ambiente produtivo.

As inferências amparam-se na medida dos desvios da fronteira de eficiência de custo, que é estimada por meio do modelo de fronteira estocástica com coeficientes variáveis. Além de aferir a eficiência, o capítulo apura de que maneira características institucionais e técnica compartilhadas por grupos de firmas induzem à heterogeneidade de tecnologia produtiva.

O terceiro e último capítulo da tese prossegue a análise da eficiência, mas com distinções. A primeira é a utilização de uma fronteira de produção, ao invés de uma fronteira de custo – adotada nas estimações dos capítulos anteriores. Por conseguinte, o tema do terceiro capítulo é a eficiência técnica. Outra distinção a se destacar é a aplicação de metodologia não paramétrica, que contrasta com os modelos econométricos adotados nos estudos sobre economias de escala e eficiência de custo. Por último, o terceiro capítulo busca aferir o impacto potencial de algumas variáveis, observáveis no painel, sobre a eficiência. Para tanto, adotam-se testes não paramétricos e o modelo de regressão truncada, o qual se adéqua ao intervalo limitado de variação da eficiência técnica – a variável dependente investigada.

O fato dos três capítulos comentados tratarem de temas distintos, com objetivos e métodos quantitativos também particulares, permite que sua leitura seja realizada separadamente e em ordem diversa da que se organiza este trabalho. Contudo, deve-se atentar que a base de dados é descrita apenas no primeiro capítulo, pois os demais utilizam os mesmos dados. Posteriormente, o que se explicita são dados complementares utilizados somente no terceiro capítulo para estimar a fronteira de eficiência de produção.

Constata-se, assim, que cada capítulo desta tese constitui um estudo independente sobre o mercado de geração de energia elétrica do Brasil. Entretanto, como os temas tratados são correlatos, é possível analisá-los de forma conjunta, observando a convergência dos resultados e extraindo conclusões comuns dos três estudos. Essa síntese é o capítulo conclusivo da tese.

1. Economias de Escala e Progresso Técnico

1.1. Introdução

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 um contexto com tais limitações, as maiores firmas não auferem vantagens de custo significativas sobre os menores produtores, o que tornaria esse mercado mais propenso à concorrência¹ (Huettner and London, 1977; Goto and Tsutsui, 2008). Diversos países seguiram tal direção, amparando as reformas regulatórias do setor elétrico no suposto de que as firmas operam com retornos constantes ou decrescentes de escala nos níveis vigentes de produção (Wolak, 1997; Joskow, 1997).

Fatores tecnológicos e institucionais são consistentes com as limitações de escala mencionadas². 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, o que contribuiu para reduzir eventuais economias de escala na produção de eletricidade e, por conseguinte, restringir as possibilidades de concentração de mercado; e iii) por último, 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 no mercado em estudo.

Em conformidade com os comentados fatores tecnológicos, a experiência internacional revela que as reformas regulatórias implementadas na indústria de eletricidade incentivaram a entrada de novas firmas no mercado de geração para promover a competição e a eficiência. Apesar de tais incentivos e da presença de novos players na indústria, a estrutura prevalecente no mercado de geração de eletricidade em alguns países indica ainda concentração significativa, de modo que uma quantidade restrita de firmas responde por parte expressiva da produção total de energia. No Brasil,

¹ A indústria de eletricidade é composta basicamente por três segmentos. O primeiro é o de geração de energia elétrica, em que atuam as empresas que produzem, ou importam e revendem eletricidade. Esse mercado é o objeto de pesquisa desta tese. Já o segmento de transmissão consiste da infraestrutura e respectivo serviço de transporte de eletricidade por longas distâncias em redes de alta tensão. Finalmente, o terceiro segmento da indústria é o mercado de distribuição, que recebe a eletricidade do sistema de transmissão e a entrega para os consumidores finais (residências, comércio local, etc.).

² Nos EUA, Kamerschen et al (2005) destaca o efeito de fatores tecnológicos na redução da concentração da produção de energia elétrica.

o *market share* das quatro maiores empresas (C4) situou-se em 42% em 2010 (Empresa de Pesquisa Energética, 2011), revelando uma concentração relativa, mas não necessariamente indicativa de poder de mercado.

Além dos indícios de concentração supracitados, a literatura reporta outras evidências de que, entre as maiores firmas, a tecnologia de produção de energia elétrica apresenta indivisibilidades. As evidências adicionais amparam-se em estimativas de economias de escala substanciais, 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 da eletricidade (Kaserman e Mayo, 1991; Joskow e Schmalensee, 1983, Nemoto e Goto, 2004) e os que defendem o oposto: a desverticalização de suas atividades (Gilsdorf, 1994; Arocena e outros. 1999; Arocena e Waddam, 2002). 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. Esse contexto motiva o estudo das economias de escala e do progresso técnico.

As questões supracitadas 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 transmissão³. O mercado destaca-se ainda pela ampla presença de tecnologia hidroelétrica, como ilustra a distribuição da capacidade instalada em 2010: 77% de plantas hidroelétricas, 19% termoelétricas e 4% demais tecnologias (Empresa de Pesquisa Energética, 2011).

³ Trindade (2012) esmiúça o debate acerca do mercado relevante de geração de energia elétrica no Brasil, descrevendo a falta de consenso na definição desse mercado entre os órgãos de regulação e defesa da concorrência. Apesar da falta de consenso, a autora sugere que o mercado relevante é delimitado pelo espaço de produção e consumo interconectado pela infraestrutura de transmissão, que é conhecido como Sistema Interligado Nacional (SIN).

Este trabalho pretende contribuir com o debate supracitado. Por isso, seu objetivo é testar a hipótese de que economias de escala substanciais prevalecem no mercado de geração de energia elétrica do Brasil. Para tanto, estima-se um sistema de equações composto por função custo translog e funções de demanda de insumos. Além da ênfase na análise das economias de escala, investigam-se: i) as possibilidades de substituição entre os insumos; e ii) 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 3 descreve a metodologia utilizada para estimar a estrutura de custo da produção brasileira de eletricidade. A Seção 4 expõe a base de dados e as variáveis utilizadas na estimação da função custo translog. A Seção 5 exhibe os resultados econométricos para três especificações distintas de tecnologia de produção. A Seção 6 estima as economias de escala, assim como as curvas de custo marginal e médio. A Seção 7 discute o progresso tecnológico e, finalmente, a Seção 8 conclui a primeira parte da tese.

1.2. Mercado de Geração de Energia Elétrica no Brasil

No Brasil, a indústria em comento reestruturou-se sobremaneira nas duas últimas décadas, seguindo mudanças já experimentadas internacionalmente. A reestruturação começou em meados dos anos noventa, 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 na indústria (Santana e Oliveira, 1999; Ramos-Real *et al*, 2009). 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 que foram viabilizadas por duas instituições: a Agência Nacional de Eletricidade (ANEEL) e o Operador do Sistema Nacional de Eletricidade (ONS). O primeiro media conflitos entre os agentes na indústria, investiga e multa ações oportunistas assim como comportamentos anticompetitivos. A ANEEL avalia também o desempenho dos monopólios que controlam a rede da transmissão ou a infraestrutura de distribuição (Santos *et al*, 2011).

O Operador do Sistema Nacional de Eletricidade (ONS) coordena a oferta e a demanda no mercado físico da eletricidade. Os produtores da eletricidade não podem, *a priori*, enviar diretamente sua produção a qualquer cliente. Para os consumidores cativos⁴, cerca de 50% do mercado, os produtores controlam somente a eletricidade que adicionam ao sistema da transmissão. Semelhantemente, o consumidor cativo não pode escolher um fornecedor específico, selecionando somente a quantidade de energia retirada da rede de distribuição, que representa seu consumo. Dessa forma, quem faz o encontro de oferta e demanda nesses casos é a ONS, que funciona, portanto, como o coordenador de transações físicas na rede da indústria de eletricidade. Ao combinar oferta e demanda, a ONS prioriza os produtores de custo mais baixo no atendimento da demanda. As transações físicas que não são previstas nos contratos entre produtor e consumidor – agregado pela empresa do segmento de distribuição – são posteriormente compensadas financeiramente e esse trabalho de compensação é realizado pela Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (Pinto et al , 2007; Carpio e Pereira, 2007).

O racionamento de eletricidade executado no período 2001-2002 demonstrou que as reformas regulatórias comentadas não foram suficientes para ajustar a oferta de eletricidade ao rápido crescimento de demanda. Esse contexto motivou um novo ciclo novo de reformas, que criaram, entre outras medidas, dois ambientes de comercialização de energia: o ACR - Ambiente de Contratação Regulada e o ACL - Ambiente de Contratação Livre. O ambiente ACL abrange basicamente, do lado da demanda, grandes consumidores finais de eletricidade (companhias, fabricantes eletro-intensivos, etc.) quando comparados aos pequenos consumidores individuais (casas, comércio local, prédios e instituições públicas, etc.); os contratos estabelecidos no ACL não são mediados pela autoridade reguladora (ANEEL).

O mercado ACR, por sua vez, foi inspirado pelo modelo do “único-comprador” em que uma entidade adquire toda a eletricidade dos produtores e as repassa às empresas de distribuição. Essas empresas compõe toda a demanda existente no ACR porque são obrigadas a comprar no referido ambiente 100% da energia a ser entregue aos pequenos consumidores individuais. O ANEEL 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, ANEEL define o preço

⁴ Pequenos consumidores individuais cujo consumo de eletricidade é atendido pelas empresas de distribuição de energia.

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 da eletricidade para tais consumidores é viabilizada exclusivamente pelo mercado regulado (ACR). Por outro lado, os grandes consumidores finais podem escolher comprar a eletricidade no mercado regulado e/ou livre (ACL), sendo que essa última opção esteve disponível aos grandes consumidores desde as reformas nos 1990s.

Sobre o ACL, registre-se ainda que ele trabalha como *back-up* do mercado regulado, cobrindo as lacunas entre oferta e demanda decorrentes de imprevistos diversos. O mercado livre exerce outras funções também 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.

Registre-se que a criação do mercado regulado, ACR, representa um passo para trás no movimento de aproximação de uma indústria competitiva aos moldes buscados pelas reformas dos anos 90. Isso porque a criação do ACR é baseada na suposição de que indivisibilidades na geração de eletricidade são significativas o suficiente para justificar a agregação de demanda das companhias da distribuição. No contexto de grandes indivisibilidades, aumentos esparsos e incrementais na capacidade instalada do mercado da geração, resultantes do modelo competitivo, seriam demasiadamente custosos. Assim, seria mais econômico agregar a demanda das companhias de distribuição a fim de fazer aumentos concentrados e maiores na capacidade instalada, ao modo implementado pelo ACR. É nesse sentido que a prevalência das referidas indivisibilidades representaria uma restrição real aos ganhos de eficiência dependentes da competição de livre-mercado.

A reforma de 2005 ampara-se consideravelmente na presença de indivisibilidades e, por conseguinte, no predomínio de economias de escala no mercado nacional de geração de energia elétrica. Em tal circunstância, a estimação das economias de escala realizadas neste estudo pode contribuir sobremaneira para avaliar o

desempenho do modelo brasileiro de regulação no que tange seu papel de induzir a oferta de eletricidade a preços competitivos.

1.3. Metodologia

Para avaliar as economias de escala no mercado em estudo, utiliza-se uma função custo, que decorre da seguinte fronteira de possibilidades de produção:

$$f(q, k, l, e; z) = 0 \quad [1]$$

Em que q é a produção de eletricidade, k e l representam os insumos capital e trabalho, respectivamente; e representa os insumos combustível e/ou água e, eventualmente, energia elétrica comprada de terceiros; z são as características das firmas.

Se a tecnologia de produção é estritamente convexa e a firma minimiza custo, então existe uma única função custo dada pela seguinte expressão:

$$C = C(q, p_r, p_w, p_e; z) \quad [2]$$

Em que C é o custo de produzir a quantidade q e os preços dos insumos são dados, respectivamente, por: p_r , p_w , e p_e .

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, como a especificada por [2]. Essa função constitui uma aproximação local de segunda ordem de uma função custo arbitrária e pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \ln C = & \beta_0 + \beta_q \ln q + \sum_i \beta_i \ln p_i + \beta_t t + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln p_i \ln p_j + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln q)^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i \ln q + \sum_i \beta_{it} \ln p_i t + \beta_{iq} \ln q t \end{aligned} \quad [3]$$

com $i = r, w, e$; sendo t é o termo de tendência linear igual a 1 para o ano 2000, 2 para o ano seguinte e assim sucessivamente.

A teoria econômica estabelece que a função custo é côncava, linearmente homogênea no preço dos insumos e não decrescente no preço dos insumos e no nível de produto q . Essas propriedades, juntamente com a hipótese de simetria, implicam as seguintes restrições a serem impostas nos parâmetros da equação [3]:

$$\begin{aligned} \sum_i \beta_i &= 1; \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}; \quad \text{for all } i, j; \\ \sum_i \beta_{ij} &= \sum_j \beta_{ji} = \sum_i \beta_{iq} = \sum_i \beta_{it} = 0; \end{aligned} \quad [4]$$

Aplicando o lema de Sheppard na equação [3], têm-se as seguintes equações de proporção dos insumos:

$$s_i = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \sum_i \beta_{iq} \ln q + \beta_{it} \quad [5]$$

Como as equações de proporção dos insumos somadas equivalem ao número um, existem apenas duas equações independentes para serem estimadas. Adicionalmente, os parâmetros da função translog permitem calcular importantes elasticidades. Entre essas, encontram-se as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa (AES), σ_{ii} e σ_{ij} , que indica a extensão da substituição entre os insumos. As elasticidades são calculadas a partir das seguintes estimativas das equações de proporção dos insumos s_i :

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= [\beta_{ji} + s_i s_j] / s_i s_j \quad \text{for } i \neq j; \\ \sigma_{ii} &= [\beta_{ii} + s_i^2 - s_i] / s_i^2 \quad \text{for } i = j; \end{aligned} \quad [6]$$

As elasticidades de substituição cruzadas (σ_{ij}) são positivas, se os insumos são substitutos, e negativas, se eles são complementares. A concavidade da função custo requer que a elasticidade de substituição cruzada no próprio insumo (σ_{ii}) seja negativa. É possível também calcular as elasticidades de substituição de Morishima (MES), mais apropriadas para avaliar as possibilidades de substituição porquanto não impõem hipóteses de simetria entre as elasticidades de substituição cruzadas; ou seja, as elasticidades de substituição de Morishima não supõem que $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}, j \neq i$, como o fazem as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa (Thompson e Taylor, 1995; Blackorby e Russell, 1989). A próxima equação explicita o cálculo das elasticidades de Morishima:

$$MES_{ij} = e_{ji} - e_{ii} \quad \text{for } i \neq j; \quad [7]$$

Em que ε_{ij} são elasticidades-preço da demanda por insumo dadas por:

$$\begin{aligned}\varepsilon_{ij} &= \frac{\beta_{ij}}{s_i} + s_j && \text{for } i \neq j; \\ \varepsilon_{ii} &= \frac{\beta_{ii}}{s_i} + s_i - 1 && \text{for } i = j;\end{aligned}\tag{8}$$

Finalmente, a função custo translog permite incorporar mudança tecnológica e seus efeitos na utilização dos insumos. A taxa de mudança técnica (TC) é dada pela seguinte expressão:

$$TC = \frac{\partial \ln C}{\partial t} = (\beta_t + \beta_{tt}t + \sum_i \beta_{it} \ln p_i + \beta_{tq} \ln q)\tag{9}$$

Como o progresso tecnológico promove a redução de custo, espera-se $TC < 0$. Usando a equação (9), distinguem-se três tipos de progresso tecnológico: o neutro, representado por T_1 , o não neutro, por T_2 , e o crescente em escala, por T_3 . Os tipos são dados pelas equações a seguir:

$$T_1 = \beta_t + \beta_{tt}t; \quad T_2 = \sum_i \beta_{it} \ln p_i; \quad T_3 = \beta_{tq} \ln q\tag{10}$$

O efeito tecnológico neutro, T_1 , pode resultar de melhorias gerenciais, como as decorrentes das curvas de aprendizado. Trata-se uma mudança tecnológica “pura” no sentido de que mede reduções de custo sem qualquer alteração na escala de produção eficiente, ou na combinação ótima de insumos. Já o efeito tecnológico não neutro, T_2 , refere-se a mudanças técnicas que afetam a utilização dos insumos. Mudanças tecnológicas intensivas em insumos (poupadoras de insumos) são indicadas por valores positivos (negativos) para β_{it} . A neutralidade de Hicks implica $\beta_{it} = 0$ para todo i , e por isso é diretamente testável. Finalmente, T_3 é o efeito tecnológico que reflete mudanças na resposta do custo total a variações na escala eficiente de produção. Se $\beta_{qt} < 0$ ($\beta_{qt} > 0$), a escala de produção de custo mínimo é crescente (decrecente) no tempo.

1.4. Dados e Variáveis

Os custos para concessionárias de fornecimento de energia considerados aqui incluem gastos com mão de obra, combustível e capital. Os dados são os publicamente disponíveis para o mercado de energia elétrica no Brasil, que se encontram nos relatórios contábeis e gerenciais das firmas estudadas (Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A., 2011; e Centrais Elétricas Brasileiras, 2011). O banco de dados é composto por 21 firmas, que representam cerca de 70%⁵ da capacidade instalada na produção brasileira de energia elétrica (Empresa de Pesquisa Energética, 2011). Os dados do banco abrangem o período 2000-2010, constituindo um painel não balanceado de 198 observações.

Registre-se que o não balanceamento decorre primeiramente 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 energia deveria dispor de registros e relatórios contábeis distintos dos focados nas atividades de distribuição e transmissão⁶. Assim, para parte das firmas da amostra que atua em outros segmentos do setor, não há dados contábeis publicamente disponíveis acerca da produção de eletricidade para o 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 último, 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 a partir dos relatórios contábeis supracitados, 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.

⁵ A proporção aumenta para 80% quando não são consideradas as empresas que produzem eletricidade basicamente para consumo próprio (Empresa de Pesquisa Energética, 2011).

⁶ A Lei nº 10.848, de 15 de março de 2004, determina a separação contábil das atividades desenvolvidas pela firma na indústria de eletricidade; dessa forma, a atividade de geração de energia elétrica deve conter registro contábil particularizado e independente da contabilização das demais atividades (distribuição e transmissão).

Quanto ao cálculo do preço do capital (p_r), 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:

$$wacc = \delta_d k_d + \delta_p k_p \quad [11]$$

Em que δ_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 apresenta as estatísticas descritivas da base de dados em comento.

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
Participação do Capital (%)	53,77%	49,76%	27,03%	91,61%	1,32%
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).

1.5. Função Custo

O método iterativo de Zellner's para *seemingly unrelated regressions* (SUR) foi utilizado para estimar o sistema composto pelas equações [3] e [5]. Para satisfazer a hipótese teórica de homogeneidade linear, o procedimento aplicado foi: dividir 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 também foram impostas. Ademais, o custo e as demais variáveis explicativas encontram-se no modelo em logaritmo e normalizadas pela mediana da amostra, de modo que os coeficientes estimados da função custo translog podem ser interpretados como elasticidades dessa função em relação ao preço do insumo correspondente, avaliada na mediana da amostra.

A Tabela 2 apresenta os parâmetros estimados para três especificações distintas de tecnologia de produção: não-homotética, homotética e homogênea. As três especificações são estimadas pelo modelo painel com efeitos fixos. Tais efeitos foram considerados por meio de *dummies* individuais para as firmas. Observe-se que os coeficientes das principais variáveis – nível de produto e preços dos insumos – são significativos e possuem o sinal esperado. Os resultados mostram também uma função custo bem comportada, uma vez que se mostra crescente no nível de produto e no preço dos insumos. Cabe destacar que os comentários abaixo sobre a Tabela 2 reportam-se inicialmente ao modelo não-homotético, por ser o mais geral. Em seguida, os demais modelos são analisados.

Em conformidade com a expectativa de que o mercado de geração é mais capital-intensivo, o coeficiente do preço do capital é superior aos dos demais insumos. Ademais, o mercado é cada vez mais intensivo em capital e menos intensivo em trabalho, a julgar pelos coeficientes significativos β_{rt} e β_{wt} , que se mostram positivo e negativo, respectivamente. Tais resultados indicam que a reestruturação da indústria de eletricidade no Brasil tem sido poupadora de mão de obra, corroborando outros estudos da literatura (Shanefelter, 2008).

Os custos do combustível e da água representam aproximadamente um terço dos custos totais de produção, como mostra o coeficiente positivo e significativo $\beta_e = 0,307$. Vale mencionar ainda que essa proporção cresceu durante o período investigado, como atesta o coeficiente positivo e significativo $\beta_{et} = 0,0096$. Tal crescimento pode refletir, em parte, o uso crescente de tecnologia termoelétrica na geração de eletricidade, uma vez que seu preço relativo de combustível tende a ser superior aos dos recursos naturais consumidos pelas geradoras hidroelétricas. De fato, para mitigar o risco de novos racionamentos, as políticas públicas e regulatórias têm incentivado a entrada de geradoras termoelétricas no mercado, ainda que impliquem aumentem do custo operacional de produção de energia (Schaeffer e Szklo, 2001; 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 geradoras em atividade (Sternberg, 2010).

Outra variável testada é a *dummy* de interação DQ, que interage com a variável representativa da produção de energia elétrica (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, majoritariamente inferior a cinco mil GWh por ano; e ii) as relativamente grandes por produzirem a partir do produto mediano. A *dummy* é igual a um para as firmas relativamente pequenas e, portanto, impacta a elasticidade de custo dessas firmas a depender de sua significância estatística. O coeficiente estimado da *dummy* DQ foi positivo e significativo, indicando que as firmas menores possuem maiores elasticidades de custo, relativamente ao produto, na mediana da amostra. Consequentemente, as firmas menores apresentam menores economias de escala do que as demais.

Ainda sobre as economias de escala, vale comentar que o coeficiente do termo quadrático relativo à produção de eletricidade, β_{qq} , foi significativo e positivo. Isso implica que as elasticidades de custo aumentam com o nível de produção de energia; ou seja, as economias de escala são reduzidas com o incremento do nível de produto.

Tabela 2 – Parâmetros Estimados da Função Custo.

Parâmetros	Modelo Irrestrito		Modelo Homotético		Modelo Homogêneo	
	Coeficiente	De.Padrão	Coeficiente	De. Padrão	Coeficiente	De.Padrão
β_r	0,509721*	0,0112835	0,512165*	0,0115074	0,5138791*	0,0115799
β_w	0,1828783*	0,0093898	0,1915723*	0,0106604	0,1895074*	0,0106709
β_e	0,3074007*	0,0083294	0,2962628*	0,0084375	0,2966134*	0,0084591
β_q	0,5344760*	0,0929164	0,6649548*	0,1059508	0,8310771*	0,0912965
β_t	-0,0463376*	0,0050993	-0,0462346*	0,0058179	-0,0475481*	0,0061446
β_{rr}	0,0672424*	0,0040257	0,0666763*	0,0044217	0,0670703*	0,0044441
β_{ww}	0,03349280*	0,0046616	0,0384552*	0,0051179	0,0393732*	0,0050027
β_{ee}	0,0795013*	0,0036542	0,0762473*	0,0039546	0,0766333*	0,0038756
β_{wr}	-0,0106169*	0,0038982	-0,0144421*	0,0042929	-0,0149051*	0,0042512
β_{we}	-0,0228759*	0,0026465	-0,0240131*	0,0029613	-0,0244681*	0,0028889
β_{re}	-0,0566254*	0,0025197	-0,0522342*	0,002621	-0,0521652*	0,0025835
β_{qq}	0,1029704*	0,0301362	0,0903417*	0,0337818		

Parâmetros	Modelo Irrestrito		Modelo Homotético		Modelo Homogêneo	
	Coeficiente	De.Padrão	Coeficiente		Coeficiente	De.Padrão
β_{tt}	-0,0006176	0,0008565	-0,000518	0,0009882	-0,0002982	0,0010008
β_{wt}	-0,0020677	0,0024724	-0,0005603	0,002839	-0,0007617	0,0028522
β_{rt}	-0,0074966*	0,0022703	-0,0085528*	0,0025312	-0,0083812*	0,0025586
β_{et}	0,0095643*	0,0015961	0,009113*	0,0017904	0,0091429*	0,0018041
β_{rq}	0,0015432	0,0066501				
β_{wq}	-0,0470939*	0,0059276				
β_{eq}	0,0455507 *	0,0051371				
β_{tq}	-0,0020214	0,0018303				
DQ	0,5935506*	0,1646027	0,5990775*	0,188167	0,174373***	0,0983221
<i>Constant</i>	0,0716965**	0,0355094	0,1221501*	0,0404572	0,1125036*	0,0413058

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

Fonte: elaboração própria.

Os resultados apresentados na tabela anterior apontam que os parâmetros do modelo não-homotético – β_{rq} , β_{wq} e β_{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*⁷. A Tabela 3 apresenta os resultados desse teste, que rejeita as três hipóteses de tecnologia produtiva mais restritiva: a homotética, a homogênea e a Cobb-Douglas.

Os resultados supracitados sugerem que é adequado utilizar uma forma funcional mais flexível para estrutura de custo, como a função translog, de modo a permitir a representação de tecnologias mais genéricas, que é o caso da não-homotética avaliada neste trabalho. Considerando a inadequação das funções mais restritivas, os próximos modelos a serem estimados representam exclusivamente a tecnologia não-homotética. Igualmente amparam-se nessa tecnologia, as estimações exibidas adiante acerca: i) das elasticidades de substituição e preço da demanda; ii) das economias de escala; iii) dos custos médio e marginal; e iv) do progresso técnico.

⁷A estatística do teste likelihood-ratio é: $\chi^2 = -2 \ln \lambda$, em que $\lambda = L_r / L_{un}$, e L_r e L_{un} são o log-likelihood ratio dos modelos restrito e irrestrito, respectivamente. Essa estatística tem distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade para cada restrição.

Tabela 3 – Testes para Especificações da Função Custo.

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

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 4 apresenta dois testes adicionais na função custo estimada para o mercado de geração de energia elétrica do Brasil. Primeiramente, avalia-se o efeito potencial do racionamento do consumo de eletricidade, imposto em 2001. Para tanto, utiliza-se a *dummy* *D2001*, que igual à unidade para as observações desse período. Concomitantemente, avalia-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* são testadas conjuntamente na função de custo translog não-homotética. De acordo com os resultados apresentados nas duas primeiras colunas da tabela, nenhuma das duas *dummies* é significativa. Cabe ressaltar que os demais parâmetros estimados permanecem consistentes com os obtidos no modelo não-homotético comentado anteriormente.

O segundo teste exibido na Tabela 4 reporta-se a potenciais efeitos grupo de algumas características observáveis compartilhadas pelas firmas da amostra. Três características são apreciadas: a integração vertical, a utilização predominante de tecnologia termoelétrica e a gerência estatal. Utiliza-se uma *dummy* de grupo para cada característica, que são testadas conjuntamente na função custo translog não-homotética⁸. Destaque-se que a inclusão das *dummies* não altera novamente os resultados apresentados da estimação anterior da função de custo translog não-homotética, indicando a consistência dos mesmos.

Sobre a *dummy* indicativa de integração vertical, *VER*, atribui-se valor igual a um quando a firma atua nos três segmentos da indústria e zero nas demais situações. A

⁸ A estimação da função custo translog não-homotética no sistema SUR por iteração elimina automaticamente três *dummies* individuais para evitar o problema de colinearidade.

dummy mostra-se significativa e negativa, de modo que se falha em rejeitar a hipótese de vantagens de custo das firmas integradas na mediana da amostra. O resultado aponta para a possibilidade de economias de integração na indústria de eletricidade, as quais já foram apontadas por outros trabalhos (Kwoka 2002; Fraquelli et al, 2005; Arocena, 2008; Arocena et al., 2012). A análise mais acurada, no entanto, de tais economias requer informações adicionais sobre o custo das atividades de transmissão e distribuição. A base de dados explorada não possui tais informações, contudo, a partir do parâmetro estimado para a *dummy* VER, contata-se que políticas regulatórias de desverticalização tendem a ser custosas no caso em estudo; se há benefícios que compensam tais custos, trata-se de questão fora do escopo deste trabalho.

A respeito das firmas baseadas na tecnologia termoelétrica, não se rejeita a hipótese de que seus custos sejam maiores na mediana da amostra, a julgar pelo coeficiente significativo e positivo da *dummy* TER; a *dummy* assume valores iguais a um para as firmas que utilizam preponderantemente essa tecnologia e valores iguais a zero caso a tecnologia predominante seja a hidroelétrica. Para interpretar o resultado, cabe ponderar que a tecnologia termoelétrica destaca-se pelo maior custo operacional médio relativamente às geradoras hidroelétricas, de forma que sua viabilidade econômica depende de como essa desvantagem é compensada pela menor necessidade de capital vis a vis às hidroelétricas para determinados níveis de produção (Santana, 2006; Barroso et al, 2006).

No tocante ao tipo de propriedade e gerência, utiliza-se a *dummy* EST que é igual a um no caso de estatais presentes na amostra. O parâmetro estimado para a *dummy* foi significativo e negativo, não descartando vantagens de custo das estatais em relação aos seus pares privados. Para entender o resultado, deve-se considerar primeiro que as estatais, por serem muito mais antigas no mercado, tiveram mais tempo para amortizar o custo de seu investimento e, portanto, para diminuir seu endividamento. Segundo, o custo de capital das estatais é menor: seu WACC é 25% menor do que o verificado para as rivais privadas na base de dados explorada. O menor custo de capital constitui uma vantagem não desprezível para as estatais, levando em conta que se trata de um mercado intensivo no insumo capital, como se explanou anteriormente. Essa vantagem, inclusive, pode sinalizar obstáculos à expansão do setor privado no mercado em estudo – cuja capacidade instalada pertencente às estatais ainda é substancial (Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013a).

Tabela 4 – Testes Adicionais da Função Custo Translog Não-Homotética: avaliação de efeitos potenciais do racionamento de eletricidade em 2001, das novas regras de regulação em 2005/2010, da integração vertical, da tecnologia termoeétrica e da gerência estatal.

Parâmetros	Modelo com dummies para Racionamento e Reforma Regulatória		Modelo com dummies para verticalização, tecnologia térmica e propriedade estatal	
	Coefficiente	De.Padrão	Coefficiente	De. Padrão
β_r	0,50948*	0,011284	0,509721*	0,0112835
β_w	0,182911*	0,009388	0,1828783*	0,0093898
β_e	0,3076089*	0,0083261	0,3074007*	0,0083294
β_q	0,538854*	0,092987	0,5344766*	0,0929164
β_t	-0,04522*	0,006082	-0,0463377*	0,0050993
β_{rr}	0,067371*	0,004025	0,0672424*	0,0040257
β_{ww}	0,033683*	0,004658	0,03349288*	0,0046616
β_{ee}	0,0798016*	0,0036606	0,0795013*	0,0036542
β_{wr}	-0,01063*	0,003892	-0,0106169*	0,0038982
β_{we}	-0,0230569*	0,0026539	-0,0228759*	0,0026465
β_{re}	-0,0567447*	0,0025213	-0,0566254*	0,0025197
β_{qq}	0,102679*	0,03013	0,1029702*	0,0301362
β_{tt}	-0,00045	0,000969	-0,0006177	0,0008565
β_{wt}	-0,00208	0,002475	-0,0020677	0,0024724
β_{rt}	-0,00737*	0,002272	-0,0074966*	0,0022703
β_{et}	0,0094539*	0,0016074	0,0095643*	0,0015961
β_{rq}	0,002032	0,006674	0,0015432	0,0066501
β_{wq}	-0,04736*	0,005937	-0,0470939*	0,0059276
β_{eq}	0,04533*	0,0051385	0,0455507*	0,0051371
β_{tq}	-0,00211	0,001831	-0,0020214	0,0018303
DQ	0,585755*	0,164782	0,5935506*	0,1646027
$D2001$	-0,0274152	0,0319943		
$D2005/2010$	-0,010988	0,0285104		
VER			-0,3299407*	0,0564066
TER			0,3417279*	0,1036738
EST			-0,1620985*	0,0531731
$Constant$	0,080791**	0,041947	0,0716963**	0,0355094

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

Fonte: elaboração própria.

1.5.1. Possibilidades de Substituição entre os Insumos.

As Tabelas 5a e 5b apresentam as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa e Morishima, assim como as elasticidades-preço da demanda por insumos, calculadas a partir do modelo não-homotético e das equações [6], [7] e [8]. Conforme requerido pelo suposto de concavidade, as elasticidades de substituição no próprio insumo foram negativas (σ_{ii}). Capital, Trabalho e Combustível são substitutos, como apontam as elasticidades de substituição positiva entre esses insumos (σ_{ij}). Tais resultados vão ao encontro dos apresentados em estudos anteriores (Nerlove (1963), Christensen e Green (1976), Lee (1995)).

A respeito da Tabela 5b, cada linha representa a mudança no preço de um insumo. Por isso, as primeiras linhas mostram a variação nas taxas trabalho/capital e trabalho/combustível devido a uma mudança no preço do trabalho. Observe-se que as estimativas das elasticidades de substituição Allen-Uzawa (Tabela 5a) superestimam as possibilidades de substituição entre os insumos capital e o trabalho. Ademais, a assimetria inerente à estimativa das elasticidades de Morishima é mais elevada para a substituição entre o combustível e os outros insumos.

Quanto às elasticidades-preço da demanda por insumo, aquelas relativas ao preço do próprio insumo são negativas para os três insumos, de acordo com o esperado teoricamente. Essas elasticidades também são inferiores à unidade, sugerindo que a demanda condicional por insumos é inelástica. Consistentemente com os valores obtidos das elasticidades de substituição Allen-Uzawa e Morishima, os valores positivos das elasticidades-preço da demanda cruzadas corroboram as possibilidades de substituição entre capital, trabalho e combustível.

Tabela 5a – Elasticidades de substituição Allen-Uzawa e elasticidades-preço da demanda (desvio padrão em parêntesis).

Insumos	Parâmetros ¹					
	Elasticidades de Substituição			Elasticidades-Preço da Demanda		
	Trabalho	Capital	Combustível	Trabalho	Capital	Combustível
Trabalho	-2,451 (0,273)			-0,453 (0,050)	0,362 (0,042)	0,091 (0,029)
Capital	0,758 (0,089)	-0,506 (0,035)		0,140 (0,016)	-0,241 (0,017)	0,101 (0,011)
Combustível	0,269 (0,085)	0,298 (0,031)	-0,566 (0,042)	0,049 (0,016)	0,142 (0,015)	-0,192 (0,014)

1 – Cálculo na mediana amostral do produto, preço dos insumos e tempo. Fonte: Elaboração Própria.

Tabela 5b – Elasticidades de substituição de Morishima (desvio padrão em parêntesis).

Insumos	Parâmetros ¹		
	Trabalho	Capital	Combustível
Trabalho		0,593 (0,065)	0,502 (0,060)
Capital	0,603 (0,057)		0,383 (0,026)
Combustível	0,283 (0,038)	0,293 (0,021)	

1 – Calculado na mediana amostral dos níveis de produto, preços dos insumos e tempo.

Fonte: elaboração própria.

1.6. Economias de Escala.

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

$$ES = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q} \quad [12]$$

em que $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln q}$ é a elasticidade do custo em relação ao produto e resulta da derivação da

equação [3] relativamente a $\ln q$:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln q} = \frac{\partial C}{\partial q} \frac{q}{C} = \beta_q + \beta_{DQ} DQ + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i + \beta_{qq} \ln q + \beta_{iq} t \quad [13]$$

O custo marginal da firma j utiliza a equação [13] ao modo explicitado a seguir:

$$\frac{\partial C}{\partial q_j} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_j} \frac{C}{q_j} = [\beta_q + \beta_{DQ} DQ + \sum_i \beta_{iq} \ln p_i + \beta_{qq} \ln q_j + \beta_{iq} t] \frac{C_j}{q_j} \quad [14]$$

De (12) e (13), ES pode ser escrita como:

$$ES = 1 - \beta_q - \beta_{DQ} DQ - \sum_i \beta_{iq} \ln p_i - \beta_{qq} \ln q - \beta_{iq} t \quad [15]$$

Dessa forma, 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. Note-se que, na mediana das variáveis, as economias de escala são dadas simplesmente por: $ES = 1 - \beta_q - \beta_{DQ}DQ$.

A Tabela 6 exibe as elasticidades de custo utilizadas no cômputo das economias de escala na mediana da amostra, a partir da função custo não-homotética. Para as firmas produzindo acima da mediana, a elasticidade de custo em relação ao nível de produto é $\beta_q = 0,5345$. Com elasticidade inferior à unidade, o grupo auferiu economias de escala da ordem de $1 - \beta_q = 0,4655$, dado que $DQ = 0$ para esse grupo. Logo, para as maiores firmas, o aumento do nível de produto implica um incremento proporcionalmente inferior do nível de custo total.

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 mostrados na Tabela 6. Constata-se que as elasticidades de custo e as economias estimadas da escala para a amostra que exclui ITAIPU são muito similares às estimadas para a amostra completa. Consequentemente, as economias de escala substanciais estimadas para as maiores firmas não foram enviesadas pelo *outlier* Itaipu.

A Tabela 6 mostra também que as elasticidades de custo relativamente ao nível de produto, e respectivas economias de escala, são diferentes entre os grupos de firmas grandes e pequenas. Exemplificando, a referida elasticidade para as firmas menores é dada por $EL = (\beta_q + \beta_{DQ})$, cujo valor estimado foi de 1,128. O valor das respectivas economias de escala foi de $(1 - \beta_q - \beta_{DQ}) = -0,1280$, dado que $DQ = 1$ para essas firmas. Assim, na mediana do nível de produto e preços dos insumos, as firmas menores apresentam deseconomias de escala.

Tabela 6 – Elasticidade¹ (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	
		Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	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%.

1 – Calculada na respectiva mediana de produção, preços dos insumos e tempo de cada uma das duas amostras.

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 7 explicita as economias de escala estimadas para vários níveis de produto. As estimativas foram realizadas para os dois grupos de firmas em comento, simulando uma variação discreta do nível de produto no modelo irrestrito 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 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 para as firmas relativamente menores. Ademais, o grupo têm significativas deseconomias de escala para níveis de produto 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 7 mostra 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, certamente porque sua capacidade instalada é subutilizada. No nível de produção de 50.000 GWh, as economias de escala das maiores empresas são positivas, contudo, apenas no nível de significancia de 10% é possível afirmar que são significativas. Ademais, no patamar de 90.000 GWh as economias de escala são claramente exauridas porquanto não são estatisticamente significativas nem a 10%.

Tabela 7 – Economias de Escala* por Grupo e Níveis de Produto.

Nível de Produto (GWh)	Economias de Escala por Grupo (desvio padrão entre parêntesis)	
	Abaixo do Nível de Produto Mediano	Acima do Nível de Produto Mediano
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%)

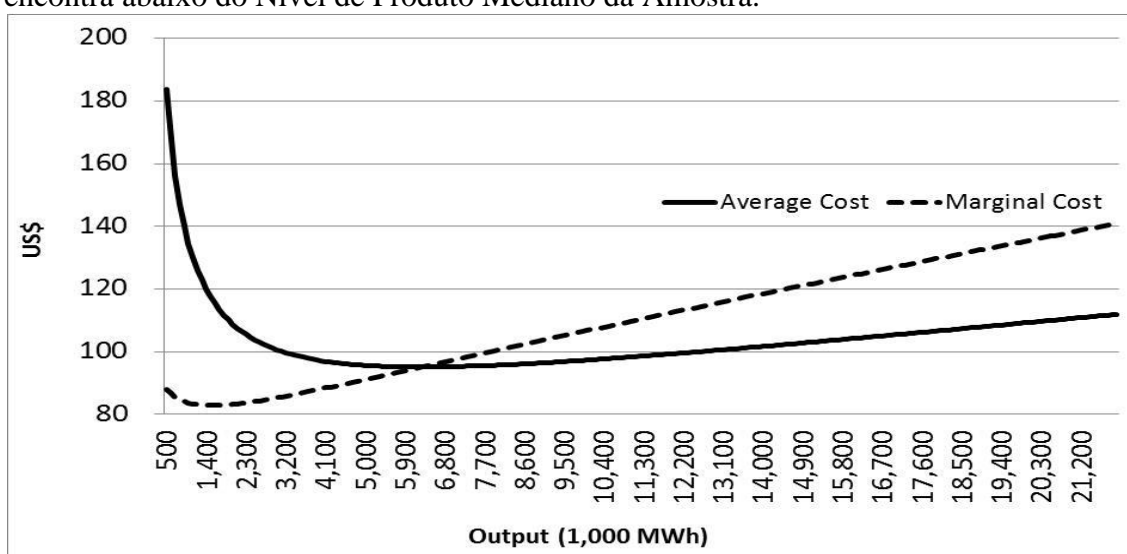
* Calculada na mediana de produto de cada grupo e na mediana dos preços e tempo da amostra completa. O cálculo aplica a equação [14]. Na mediana das variáveis preço e tempo, essa equação se torna: $ES = 1 - (\beta_q + \beta_{DQ}DQ) - \beta_{qq}lnq$, $DQ = 1$ se pequeno, e 0 caso contrário.
Fonte: elaboração própria.

A Figura 1 ilustra adiante as curvas de custo marginal e médio das firmas menores, também para níveis de simulados de produção e demais variáveis da função custo centralizadas na mediana desse grupo, em conformidade com as propriedades da especificação translog não-homotética. Registre-se que até 6.000 GWh, os custos marginais são mais baixos do que os custos médios, assim os custos unitários são decrescentes. Para níveis de produto entre 6.000 e 12.000 GWh – próximo do produto mediano da amostra completa (11.700 GWh), a curva de custo médio aumenta ligeiramente. Nesse intervalo, os custos médios se situam entre US\$ 95 e US\$ 100 por MWh, sugerindo uma curva de custo médio relativamente plana no intervalo. A Tabela 5 já ilustra tal circunstância; de fato, embora as economias de escala sejam exauridas a partir do nível de produção correspondente à 6.000 GWh, as firmas menores só apresentam deseconomias de escala significativas quando os níveis de produção são superiores a 18.000 GWh.

Complementando as informações acima mencionadas, a Figura 2 mostra também que as firmas menores têm custos médios mais baixos ou similares aos das firmas maiores até o nível de produto de 2.400 GWh. Isso significa que alguns nichos de mercado ou consumidores individuais com demanda inferior a 2.400 GWh, poderiam ser mais eficientemente providos por firmas desse tipo de firma. Portanto, segmentos de mercados com demanda de eletricidade relativamente pequena podem ser servidos eficientemente por fornecedores competitivos, que são as firmas que exaurem rapidamente suas economias de escala. Esse é o caso dos segmentos de mercado do ambiente não regulado do setor elétrico, o ACL. Portanto, a oferta de energia para esse ambiente pode ser provida por firmas competitivas. Nesse sentido, o aumento observado do número de produtores de eletricidade sugere que a concorrência tem sido fomentada pelo menos nas frações de mercado que compõem o ACL.

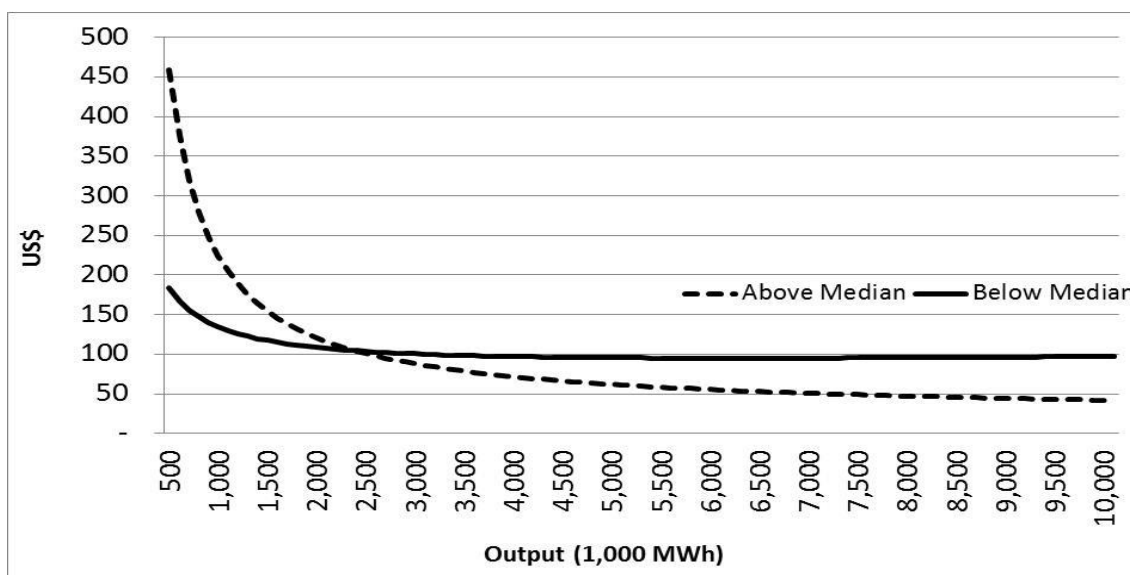
Ao se focar nas firmas produzindo acima da produção mediana, o quadro mostra-se distinto. Para essas firmas, a curva de custo médio diminui ao longo do intervalo relevante de produção, situando-se acima da curva de custo marginal (Figura 3). No caso das firmas maiores, portanto, os resultados são consistentes com a existência de indivisibilidades. Os resultados sugerem também que o mercado regulado (ACR) pode alcançar ganhos de bem-estar ao agregar a demanda das companhias de distribuição de energia elétrica, a fim de incentivar a operação e criação de grandes plantas no mercado de geração de energia elétrica.

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



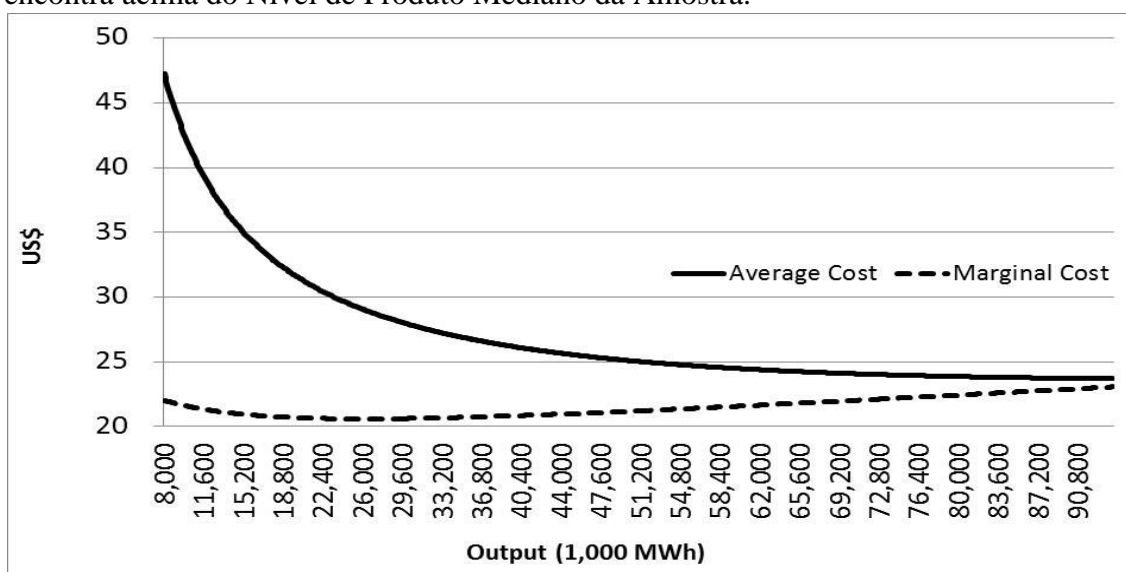
* Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).
 Fonte: elaboração própria.

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.

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.

A próxima tabela reporta as economias de escala, o custo médio e o nível de produção mediana para cada firma da amostra. Para os dois grupos de firmas as economias de escala diminuem com o incremento do nível de produção. Destaque-se que as duas maiores empresas esgotaram suas economias de escala pelo fato das

mesmas não serem estatisticamente diferentes de zero. Para as firmas que geram energia abaixo do nível de produção mediana, as economias de escala a serem exploradas são muito menores. Como se comentou anteriormente, na maior parte dos casos o custo médio das firmas menores supera o custo médio das firmas das maiores, na mediana da amostra.

A análise desenvolvida até aqui mostra indícios de economias de escala substanciais para as maiores empresas que atuam no mercado de energia elétrica do Brasil. Esses resultados fornecem suporte aos que acreditam que as empresas maiores têm vantagens significativas de custo sobre as menores na rede integrada de eletricidade, conhecida como Sistema Interligado Nacional (SIN), o mercado cuja competição ocorre em âmbito nacional devido às infraestruturas de transmissão e distribuição que interconectam produtores e consumidores dispersos no território do país. Dessa forma, os resultados amparam os que advogam em favor da última reforma do setor elétrico, que representa um passo atrás na liberalização da indústria, na medida em que se aumentou a regulação das transações comerciais, particularmente para os consumidores cativos atendidos pelas concessionárias de distribuição.

Entretanto, deve-se ressaltar que as descobertas apontam um limite para a exploração de economias de escala, que já estão impedindo os dois maiores produtores de eletricidade de obter esses ganhos. Adicionalmente, os resultados apontam também a possibilidade de provisão eficiente de eletricidade por firmas relativamente pequenas. Essa provisão ocorreria em segmentos de mercado cujo consumo é inferior a 2.400 GWh, ou nos demais nichos de mercado onde a demanda restrita de eletricidade inviabiliza a operação de grandes plantas ou a integração com o SIN – que se cerca de custos regulatórios. Esses segmentos e nichos são alcançados pelo ambiente desregulamentado, o ACL, que foi projetado para: i) funcionar como um backup para ajustes marginais entre oferta e demanda previstas no mercado regulamentado; e ii) demandas específicas de consumidores sem acesso às referidas redes de transmissão e distribuição de eletricidade, ou que não consideram vantajoso incorrer nos custos dessas infraestruturas. Cabe registrar ainda que as possibilidades de fornecimento competitivo no ACL são consistentes com o número crescente de empresas nesse segmento do mercado brasileiro de eletricidade.

Por fim, um comentário sobre como as economias (deseconomias) de escala variam de acordo com o consumo de insumos. Um valor negativo (positivo) e significativo do coeficiente β_{iq} ($i = w, r, e$) indica a presença de economias

(deseconomias) de escala com respeito ao insumo i . O coeficiente β_{rq} não é significativo, no entanto, os coeficientes estimados β_{wq} e β_{eq} são, respectivamente, -0,047 e 0,0456 (ver Tabela 2). Dessa forma, constata-se que o trabalho cria economias de escala enquanto combustível e água geram deseconomias de escala. Esse resultado indica que os recursos naturais utilizados na produção de energia elétrica no Brasil, inclusive os de origem hídrica que amparam a operação da maior parte das plantas⁹, já são uma restrição para as economias de escala.

Tabela 8 – Economias de Escala, Custo e Médio e Produto Mediano de cada firma.

Grupo	Firma	Produto Mediano (GWh)	Custo Médio ¹ (US\$/MWh)	Economias de Escala ² (desvio padrão)
ABAIXO DO NÍVEL DE PRODUÇÃO DA AMOSTRA	CELESC	495	72,38	52% (11%)
	ELEJOR	1.186	49,60	34% (6%)
	CERON	1.413	46,86	31% (5%)
	EMAE	1.695	44,47	27% (5%)
	ITAPEBI	2.075	42,29	23% (4%)
	CGTE	2.182	41,82	22% (4%)
	TERMOPE	3.986	38,09	9% (5%)
	CEEE	4.060	38,03	9% (5%)
	CPFL	4.574	37,68	6% (5%)
	LIGHT	4.967	37,51	5% (6%)
	DUKE	9.908	41,99	50% (10%)
	TERMONUCLEAR	12.415	37,71	45% (9%)
	AES-TIETE	12.475	37,63	45% (9%)
	COPEL	19.111	31,62	36% (8%)
	TRACTABEL	29.822	27,45	27% (8%)
ACIMA DO NÍVEL DE PRODUÇÃO DA AMOSTRA	CEMIG	30.412	27,30	27% (8%)
	ELETRONORTE	38.871	25,73	22% (8%)
	CESP	40.725	25,47	21% (8%)
	CHESF	49.911	24,52	17% (9%)
	FURNAS	55.743	24,11	14% (9%)
ITAIPIU	89.082	23,06	5% (11%)	

1 – Calculado na mediana de nível de produção de cada firma e na mediana do tempo e preços da amostra. Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Taxa de câmbio (R\$/US\$): 2,0435 (31/12/2012).

2 – Dada pela equação [11], uma vez que é calculada na mediana de nível de produção de cada firma e na mediana do tempo e preços da amostra.

Fonte: elaboração própria.

⁹ O maior consumo de recursos hídricos na produção brasileira de eletricidade deve-se ao fato já explicado de que as geradoras hidroelétricas responderem pela maior parte da capacidade instalada nesse mercado (77% em 2010).

1.7. Mudança Tecnológica

Novamente se utiliza o teste *likelihood-ratio* para investigar as hipóteses acerca do tipo de progresso técnico que tem prevalecido no mercado em análise; os tipos são os especificados pelas expressões [9] e [10]. Os resultados do teste são apresentados na Tabela 9, com base na estimação do modelo irrestrito. 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.

Por último, a Tabela 10 reporta a taxa de mudança tecnológica e sua decomposição no período 2000-2010. Os resultados indicam que o progresso tecnológico promove uma redução de custo de 3,96% ao ano, em média. Ademais, a decomposição da mudança tecnológica (TC) no período 2000-2010 indica que o efeito Hicks-neutro (T_1) é negativo em média, ou seja, a mudança tecnológica pura reduziu custo.

Já o efeito mudança tecnológica não neutra (T_2) é positivo em média, sugerindo que a maior despesa em combustível ($\beta_{et} > 0$) suplantou a diminuição de custos decorrentes do menor gasto em mão de obra e capital ($\beta_{rt}, \beta_{wt} < 0$). Essa dominância pode refletir, como já observado, a maior presença de tecnologia termoelétrica e o aumento dos custos ambientais no mercado de geração. Adicionalmente, o movimento ascendente dos gastos em combustível e recursos naturais sinaliza a crescente escassez desses recursos no mercado 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.

Finalmente, o efeito escala negativo (T_3), indica que o nível de produção eficiente tem aumentando ao longo do tempo. Contudo, o coeficiente β_{iq} não é significativo. Não se pode, pois, descartar a hipótese de que a escala eficiente de produção de energia elétrica é constante durante o período analisado.

Tabela 9 – 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 a hipótese nula por 1%
$\beta_{qt} = 0$ Efeito tecnológico crescente em escala	1	1.19	6.63	0.28	Não se rejeita a hipótese nula por 1%
$\beta_{tt} = \beta_t = 0$ Efeito tecnológico neutro	2	66.68	9.21	0.00	Rejeita a hipótese nula por 1%

Fonte: elaboração própria.

Tabela 10 – Progresso Tecnológico e seus Componentes – Modelo Irrestrito.

Ano	TC	T ₁	T ₂	T ₃
2000	-0,0359703	-0.03893	0.00258	0.00038
2001	-0,0227899	-0.04016	0.01711	0.00026
2002	-0,0346522	-0.04140	0.00663	0.00011
2003	-0,0364219	-0.04263	0.00581	0.00040
2004	-0,0332965	-0.04387	0.01004	0.00053
2005	-0,0378859	-0.04510	0.00677	0.00044
2006	-0,0424638	-0.04634	0.00318	0.00069
2007	-0,0443121	-0.04757	0.00262	0.00064
2008	-0,0437655	-0.04881	0.00467	0.00037
2009	-0,0490866	-0.05004	0.00062	0.00034
2010	-0,0543696	-0.05128	-0.00306	-0.00003
2000-2010	-0,03955	-0.04510	0.00518	0.00038

Fonte: elaboração própria.

1.8. Conclusão

Este capítulo analisou as economias de escala do mercado de geração de energia elétrica no Brasil, a partir de um painel de 21 firmas durante o período 2000-2010. Para tanto, estimou-se o método SUR (Seemingly unrelated regressions), que trata de equações aparentemente não-relacionadas. As especificações testadas convergem nos principais resultados do trabalho acerca das economias de escala, das possibilidades de substituição dos insumos e do progresso técnico. Testes adicionais foram implementados para aferir

a consistência dos resultados obtidos. Um deles avalia se o racionamento de consumo de eletricidade em 2001 e as novas regras regulatórias da indústria, vigentes a partir de 2005, afetaram o custo de produção do mercado em estudo. Rejeitam-se as hipóteses de impactos significativos decorrentes dos referidos fatos. Adicionalmente, os principais resultados do modelo relativos às economias de escala, elasticidades dos preços dos insumos e progresso técnico são novamente ratificados.

Outros testes avaliam eventuais efeitos de grupo associados a algumas características observáveis compartilhadas pelas firmas. Os testes falham em rejeitar a significância desses efeitos e mais uma vez confirmam as propriedades estimadas da estrutura de custos do mercado brasileiro de geração de eletricidade. Particularmente sobre os efeitos de grupo, não se rejeita a hipótese de que firmas menores e/ou termoelétricas têm custos mais elevados quando comparados com as maiores/hidrelétricas, na mediana da amostra. Nesse mesmo ponto, em que a produção de eletricidade é de cerca de 12.000 GWh, as empresas verticalmente integradas tendem a ter custos mais baixos; isso corrobora estudos prévios que sugerem que a desverticalização da indústria de eletricidade possui custos.

Observa-se ainda que a diferença expressiva de custo de investimento (custo médio ponderado de capital, WACC) favorável às estatais, em um mercado intensivo em capital, deve ser considerada ao se interpretar a vantagem de custo estimada para as referidas firmas na mediana da amostra. A grande assimetria de WACC em detrimento do setor privado, inclusive, pode sinalizar obstáculos ainda vigentes à expansão de sua participação no mercado em estudo – cuja capacidade instalada pertencente às estatais ainda é considerável.

No que diz respeito às economias de escala, elas diminuem com o incremento do nível de produção para todas as firmas estudadas. Os resultados apontam para a existência de substanciais economias de escala para o grupo das maiores firmas. Já as geradoras menores exaurem suas economias de escala em níveis baixos de produção (6.000 GWh). Apesar disso, as firmas menores têm custos médios mais baixos em comparação com os maiores até o nível de produto de 2.400 GWh e esses custos não aumentam acentuadamente até níveis bem superiores de produção. Essa circunstância ampara 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 tem acesso, ou optam por não incorrer nos custos associados às infraestruturas de transmissão e distribuição de eletricidade.

Por outro lado, para as maiores firmas, as economias de escala prevalecem nos níveis correntes de produção. Para esse grupo, as economias de escala persistem para níveis de produtos até 50.000 GWh. Esse resultado persiste mesmo quando se estima o modelo sem o potencial *outlier* (Itaipu) que responde por quase 20% da produção do mercado. Do exposto, conclui-se que não se pode rejeitar a hipótese de que as economias de escala são uma característica típica do mercado de geração no Brasil e, em geral, não são esgotados nos níveis mais baixos de produção. Esse resultado provavelmente relaciona-se com o fato de que a estrutura da indústria de energia elétrica ainda é relativamente concentrada, com algumas firmas detendo parte significativa do mercado. A concentração indica que elementos monopolistas tendem a predominar sobre os ganhos de eficiência da concorrência, especialmente no mercado em que a competição ocorre em âmbito nacional – conhecido como *sistema interligado nacional* (SIN) porquanto reúne produtores e consumidores dispersos territorialmente, mas conectados pelas infraestruturas de transmissão e distribuição. Assim, os resultados suportam a visão de que indivisibilidades tendem a restringir ganhos da livre concorrência; esse contexto é especialmente mais provável no SIN, cuja dinâmica competitiva nacional possibilita a obtenção de grandes economias de escala. De se notar, que tal visão alicerça a última reforma regulatória realizada no setor.

É importante destacar também que as conclusões acima revelam um limite para a exploração de economias de escala, que já estão impedindo os dois maiores produtores de eletricidade de obter esses ganhos. Além disso, as deseconomias de escala relacionados ao uso de combustível e água sugerem que a dotação de recursos naturais não oferece suporte a novos aumentos de economias de escala. Inclusive, o consumo de combustível e água já tem aumentando os custos de produção de energia no período analisado, implicando que esses recursos limitam cada vez mais a obtenção de economias de escala.

Vale registrar que o progresso técnico induziu a uma redução do custo de produção de eletricidade. Essas mudanças tecnológicas assumem ambos efeitos Hicks-neutro e não neutro. Acerca do último, há poupança dos insumos trabalho e capital no período. Contudo, o maior gasto de combustível suplantou a mencionada poupança,

sinalizando a crescente escassez de recursos naturais disponíveis para a produção de energia.

2. Eficiência de Custo e Fronteira Estocástica

2.1. Introdução

Em contraste com as evidências claras de monopólio natural nos segmentos de transmissão e distribuição de eletricidade, a caracterização da competição no mercado de geração de energia elétrica tem se mostrado mais divergente e, por conseguinte, mais complexa. Em que pese o potencial de competição no segmento de geração, há indícios de que falhas de mercado podem restringir a concorrência entre as firmas (Borenstein et al, 2002; Joskow, 1997; Green e Newbery, 1992). Nesse contexto de eventual concorrência imperfeita, cabe a questão da razoabilidade de se supor que as geradoras de eletricidade operam na fronteira de eficiência, à exceção de circunstâncias imprevisíveis e esporádicas.

Este trabalho reporta-se à questão supracitada a partir da análise da fronteira de eficiência do mercado brasileiro de geração de energia elétrica. O método utilizado é o de fronteira estocástica, o qual permite identificar se os desvios da fronteira de eficiência são meramente aleatórios, ou englobam também distúrbios sistemáticos que são estatisticamente significativos; esses últimos representam a perda de eficiência que se objetiva medir (Greene, 2005a; Battese & Coelli, 1992).

Entre os modelos de fronteira estocástica a serem estimados, encontram-se os de coeficientes variáveis. O propósito de se utilizar esse modelo é o de utilizar mais controles para o potencial problema de heterogeneidade das tecnologias empregadas no mercado em estudo. O propósito justifica-se minimamente pelos incentivos concedidos ao longo das reformas regulatórias na indústria brasileira de eletricidade. Os incentivos promoveram a desverticalização parcial da indústria, assim como o aumento dos investimentos privados e a diversificação das tecnologias de produção¹⁰ (Pinto 2007). Desde então, firmas com diferentes características técnicas e institucionais suportam a competição na geração de energia elétrica. Trata-se de firmas de propriedade privada e estatais, empresas verticalmente integradas e não integradas, companhias amparadas em tecnologia termoeleétrica ou hidroelétrica.

¹⁰ Por exemplo, a tecnologia de produção hidrelétrica respondia por 87% do abastecimento de eletricidade em 1995, quando a reestruturação da indústria começou. Em 2010, essa participação diminuiu para 71%, apontando um incipiente processo de diversificação da tecnologia produtiva após as reformas regulatórias citadas (Empresa de Pesquisa Energética, 2011).

A tentativa anterior de analisar a eficiência no mercado em foco (Sampaio, 2005) não captura devidamente a heterogeneidade comentada. Isso porque o trabalho se restringe: i) à tecnologia hidroelétrica e; ii) ao período anterior à última reforma regulatória da indústria, que foi implementada a partir de 2005. O presente estudo visa preencher essa lacuna, ampliando o escopo da análise de eficiência econômica para abranger diferentes tecnologias e estruturas de governança. Adicionalmente, procura-se fornecer indícios da evolução da eficiência econômica após o período da última reforma regulatória.

Note-se ainda que a análise proposta, ao estimar os parâmetros da tecnologia de produção e uma medida da eficiência econômica, permite distinguir duas fontes de vantagem competitiva da firma: i) a que é decorrente da tecnologia de produção escolhida; e ii) a que resulta do desempenho da companhia no uso e alocação de insumos.

As seções subsequentes deste capítulo são organizadas da seguinte forma. A Seção 2 descreve brevemente a literatura relacionada com modelos de fronteira estocástica. A Seção 3 apresenta a metodologia utilizada para estimar o modelo de fronteira estocástica e menciona a base de dados, que já foi descrita no primeiro capítulo. A Seção 5 apresenta os resultados econométricos. A Seção 6 aprofunda a análise de eficiência econômica. Finalmente, a última seção destaca as observações conclusivas.

2.2. Literatura

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 *cross-section*, como detalha a equação a seguir:

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp(\varepsilon_i), \quad \varepsilon_i = v_i - u_i, \quad i = 1, \dots, n. \quad [16]$$

Em que i é o índice de observações na amostra que soma n e y_i representa a fronteira de eficiência; $f(x_i; \beta)$ representa a tecnologia de produção, x_i é um vetor de entradas e β é um vetor de parâmetros desconhecidos para ser estimado; ε_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 é independente identicamente distribuído (iid). A ineficiência

técnica u_i também é iid com variância constante (σ_u^2), mas é uma variável não-negativa que segue uma distribuição unilateral (uma distribuição meio-normal): $|N(0, \sigma_u^2)|$.

Uma extensão do modelo de fronteira estocástica básico para dados de painel, amplamente citada na literatura, é o modelo de Battese & Coelli (1992). Esse modelo também permite a que a ineficiência seja variável no tempo da seguinte forma:

$$\begin{aligned} y_{it} &= f(x_{it}) \exp(v_{it} - u_{it}), \quad \varepsilon = v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \\ u_{it} &= |u_i| \exp(-\eta(t - T)) \\ u_i &\sim N(\mu, \sigma_u^2), \mu > 0 \end{aligned} \quad [17]$$

Em que t é o índice de tempo e η um parâmetro a ser estimado na ineficiência variável no tempo u_{it} ; a ineficiência é novamente modelada como um termo não-negativo, que é iid e truncado em zero na distribuição seminormal de média positiva μ .

Além de uma formulação mais geral de ineficiência variável no tempo, um avanço na modelagem de fronteira estocástica com dados em painel foi a diferenciação entre a medida de ineficiência e o termo idiossincrático não observado da tecnologia de produção. Os modelos de painel que identificam essa diferença são geralmente referidos como *true random effect* ou *true fixed effect stochastic frontier*, dependendo da suposição sobre o termo idiossincrático não observado (Greene, 2008). As seguintes equações apresentam esses modelos:

$$\begin{aligned} y_{it} &= f(x_{it}) + w_i + v_{it} - u_{it}, \quad \varepsilon = v_{it} - u_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T \\ w_i &= c \in \mathfrak{R}, \quad or \\ w_i &\sim N(0, \sigma_w^2) \end{aligned} \quad [18]$$

Em que w_i representa o termo idiossincrático não observado e c é um número real; esses dois elementos são iguais quando o modelo *true fixed effect* é implementado. Por outro lado, se o modelo é *true random effect*, então w_i é o efeito aleatório com média zero e variância simbolizada por σ_w^2 .

Enquanto os modelos de dados em painel descritos até aqui permitem o controle da heterogeneidade não observada na tecnologia de produção, há outra classe de modelos que relaxa também a hipótese de que todas as empresas possuem as mesmas características observáveis representativas da tecnologia de produção. Por exemplo,

Kalirajan e Obwona (1994), Tsionas (2002), Huang (2004) e Greene (2005a) implementaram metodologias distintas que tratam a heterogeneidade observável das firmas como uma 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 de forma contínua entre as firmas da amostra.

Já a metodologia que possibilita a variação discreta dos parâmetros é conhecida como modelos de classes latentes. Em tal método, diferentes grupos da amostra são testados para avaliar em que medida os mesmos operam com tecnologias de produção distintas. Assim, a hipótese nula testada é de que os parâmetros estimados devem divergir entre os grupos que supostamente possuem tecnologias diferentes. Ademais, tal divergência assume a forma de uma variação discreta.

Além do modelo básico de fronteira estocástica, este trabalho estima o modelo de coeficientes variáveis descrito há pouco. O propósito de utilizar esse modelo é de analisar a eficiência com os devidos controles para os efeitos de características observadas e não observadas dos produtores de eletricidade no Brasil. Particularmente, o modelo representa o termo idiossincrático não observado como um termo aleatório específico da firma, que se faz presente em diversos parâmetros representativos da tecnologia de produção. Adicionalmente, o modelo separa esse termo idiossincrático da medida de ineficiência. A separação desses dois componentes evita que o cálculo da eficiência incorpore a idiossincrasia não observada da tecnologia de produção da firma (Greene, 2008).

Tanto a heterogeneidade não observada, como a observada, funcionam como as variáveis explicativas dos parâmetros do modelo. Assim, os parâmetros são tratados como variáveis aleatórias que são expressas como funções da heterogeneidade não observada e, adicionalmente, de algumas características tecnológicas e institucionais observáveis da firma, como: i) utilização de tecnologia termoelétrica ou hidroelétrica; ii) a integração vertical das atividades na indústria; e iii) a propriedade e gerência estatal ou privada. A seção a seguir apresenta de forma mais detalhada como o modelo de coeficientes variáveis é implementado.

2.3. Metodologia e Dados

O modelo de coeficientes variáveis generaliza a comentada fronteira estocástica *true random effect*. A generalização ocorre ao se permitir que a heterogeneidade da firma componha não só o termo constante, mas também os outros parâmetros que caracterizam a tecnologia de produção (Greene, 2005a). A equação a seguir ilustra como o modelo de coeficientes variáveis implementa a generalização descrita; a exemplificação utiliza uma função custo, que será trabalhada nas seções adiante.

$$\begin{aligned}
 C_{it} &= c(\beta_i x_{it}) + v_{it} + u_{it}, & \varepsilon_{it} &= v_{it} + u_{it} \\
 \beta_i &= \beta + \Delta z_i + \Gamma w_i \\
 v_{it} &\sim N(0, \sigma^2_v), & v_{it} &\perp u_{it} \\
 u_{it} &= |U_{it}|, & U_{it} &\sim N(\mu, \sigma^2_u), \quad \mu > 0
 \end{aligned} \quad [19]$$

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; β_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 mantido aqui nas estimações a seguir. Além do termo constante β e da matriz Δ , que contém os coeficientes das características observadas da firma z_i , a matriz triangular inferior sem restrições Γ também é estimada. Os outros parâmetros e variáveis já foram explicados com as equações anteriores.

Os parâmetros referidos são estimados com base na seguinte função de máxima verossimilhança (Greene, 2005a):

$$L(\Lambda | y_{it}, x_{it}, z_{it}) = \int_{w_i} \prod_{t=1}^{T_i} g(\Lambda | y_{it}, x_{it}, z_{it}) h(w_i) dw_i \quad [20]$$

Em que Λ é o conjunto completo de parâmetros a ser estimado; $g(\Lambda | y_{it}, x_{it}, z_{it})$ é uma função de densidade da observação (i, t) e $h(w_i)$ é a função de densidade da idiosincrasia não observável w_i . As integrais na equação [20] não existem em forma fechada, o que impede a estimação dos parâmetros pela maximização de tal equação.

Contudo, as integrais podem ser aproximadas por simulação nas condições geralmente suportadas pelas funções de densidade utilizadas nos modelos de fronteira estocástica. Assim, os parâmetros são estimados por intermédio da maximização de uma função de máxima verossimilhança simulada. Para calcular a função, amostras aleatórias são simuladas a partir da amostra original e da distribuição assumida para a heterogeneidade não observável w_i . A utilização dessas amostras e a forma geral da função de máxima verossimilhança, na versão logarítmica e simulada, são ilustradas na seguinte equação:

$$\log L_s = \sum_i \log \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \prod_{t=1}^{T_i} g(\Lambda | y_{it}, x_{it}, z_{it}) \quad [21]$$

Em que R é o número de amostras simuladas. A simulação é implementada com base em R sorteios de $w_{i,r}$. Porque $\beta_{i,r}$ é calculado a partir da maximização de [21] e dos demais parâmetros em Λ , a literatura o denomina de estimador de máxima verossimilhança simulado.

O estimador referido é aplicado em uma função de custo estocástica. Trata-se de uma função translog, que é uma aproximação de Taylor de ordem segunda. Consequentemente, a função não impõe tantas hipóteses sobre a tecnologia de produção, a exemplo da homogeneidade ou elasticidade constante de substituição. Isso minimiza eventuais problemas de viés de especificação. A próxima equação ilustra a função de custo estocástica estimada:

$$\begin{aligned} \ln C_{it} = & \beta_0 + \beta_q \ln q_{it} + \sum_k \beta_k \ln p_{it}^k + \beta_T T + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \beta_{kl} p_{it}^k p_{it}^l + \frac{1}{2} \beta_{qq} (\ln q_{it})^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{TT} T^2 + \sum_k \beta_{kq} \ln p_{it}^k \ln q_{it} + \sum_k \beta_{kT} \ln p_{it}^k T + \beta_{qT} \ln q_{it} T + u_{it} + v_{it} \end{aligned} \quad [22]$$

com $k, l = r, w, e$.

k e l são os índices de preço dos insumos e p^r, p^w e p^e representam, respectivamente, o preço do capital, mão de obra e combustível e/ou água e, eventualmente, energia elétrica comprada de terceiros; q_{it} é o nível de produto da firma i em t . A variável T é uma tendência linear de tempo¹¹ para testar a hipótese de progresso técnico comum na produção de energia elétrica. Sua interação com as outras variáveis dependentes permite

¹¹ A variável T é igual a 1 para o ano 2000, 2 para o ano seguinte e assim sucessivamente.

teste das outras hipóteses sobre o efeito da mudança técnica sobre a utilização de insumos e as economias de escala. Como de costume, o termo erro composto é dada por $u_{it} + v_{it}$, em que v_{it} é o erro aleatório e u_{it} é a ineficiência da firma i no período t .

Como a função translog constitui uma aproximação local para uma função arbitrária de custo, todas as variáveis na equação [22] são normalizadas em torno da amostra da mediana. A normalização e a inclusão de todas as variáveis em logaritmo implicam que os coeficientes de primeira ordem representam elasticidades de custo avaliadas na mediana da amostra.

Uma propriedade teórica da função de custo é a homogeneidade linear dos preços dos insumos, o que significa que os coeficientes da função translog satisfazem a seguinte equação:

$$\sum_k \beta_k = 1; \sum_k \beta_{kl} = \sum_l \beta_{lk} = \sum_k \beta_{kq} = \sum_t \beta_{kt} = 0; \text{ para todo } k, l. \quad [23a]$$

Neste trabalho, a homogeneidade linear é satisfeita normalizando-se o custo total e os preços dos insumos por um desses preços; as igualdades presentes na expressão [22] são utilizadas para estimar os coeficientes implícitos do insumo utilizado na normalização. Outra hipótese satisfeita neste estudo é a de simetria, que se aplica aos termos não-quadráticos de segunda ordem da função translog, como segue:

$$\beta_{kl} = \beta_{lk}, \text{ para todo } k, l. \quad [23b]$$

Para encerrar esta seção, observa-se que a base de dados utilizada para estimar a fronteira de custo estocástica é idêntica à apresentada no capítulo anterior, que foca no problema de economias de escala. Dessa forma, as características principais dos dados e variáveis a serem utilizados neste capítulo já foram descritos pelo estudo de economias de escala, de modo que se sugere consulta a esse estudo para conhecimento dos mesmos.

2.4. Modelos de Fronteira Estocástica

Para estimar a fronteira de custo estocástica dada pela equação [22], utilizou-se o software Limdep 8.0 (Greene, 2003). Os coeficientes variáveis da fronteira são os termos de primeira ordem da função translog, enquanto os demais termos da função custo são comuns a todas as firmas do painel. Considerando que as variáveis independentes do modelo são centralizadas na mediana da amostra, as elasticidades de custo neste momento são dadas pelos coeficientes dos termos de primeira ordem da fronteira estocástica. Consequentemente, essas elasticidades são estimadas como parâmetros variáveis.

Sobre a propriedade teórica de homogeneidade linear que a fronteira de custo deve atender, ela foi imposta dividindo-se o custo total, os preços do capital e do trabalho pelo preço do combustível e água. Como se observou anteriormente, as igualdades da expressão [23] são aplicadas para calcular os coeficientes implícitos relacionados ao insumo combustível.

Para aproximar a função de máxima verossimilhança simulada de sua versão original, a literatura recomenda o uso de várias subamostras sorteadas da base de dados completa disponível ao pesquisador. Considerando o exposto, a simulação foi realizada com as sequências de Halton. Esse método fornece reamostragens que correspondem a quase dez reamostragens produzidas pelo processo padrão de gerador de números aleatórios. A simulação de máxima verossimilhança foi implementada com 1.000 amostragens Halton, o que corresponde aproximadamente a milhares de amostragens obtidas por sequências pseudoaleatórias (Bhat, 1999 e Train, 2003).

A fronteira de custo de coeficientes variáveis (RPM) é comparada com outros modelos de fronteira estocástica na Tabela 11. Na primeira coluna, exibe-se o modelo *Pooled*, que representa a fronteira estocástica básica proposta por Aigner (1977) e detalhada na equação [16]. Completam a comparação dois modelos em painel¹², o *true fixed effect* (TFE) e o *true random effect* (TRE), ilustrados nas equações em [18].

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 cinco modelos estimados. Assim, os resultados apontam fronteiras de custo bem comportadas, crescentes tanto no nível de produto como no preço dos insumos. Os

¹² A fronteira em painel proposta por Battese & Coelli (1995) foi também estimada, mas gera praticamente os mesmos resultados do modelo *Pooled*; por esse motivo, não foi incluída na comparação.

modelos também reportam diferença significativa entre a medida de ineficiência e o termo de erro aleatório. A diferença é apontada pelo teste t para σ e λ , em que: i) σ é a raiz quadrada da variância conjunta da ineficiência (σ_u^2) e do resíduo aleatório (σ_v^2): $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$; e ii) λ é a taxa entre o desvio padrão da ineficiência (σ_u) e o desvio padrão do erro aleatório (σ_v): $\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}$. Os modelos apontam que σ e λ são significativamente diferentes de zero, à exceção do modelo TRE, que suporta a significância de σ , mas não de λ .

A Tabela 11 mostra ainda o valor calculado da função logarítmica de máxima verossimilhança das fronteiras de custo estocásticas. Esse valor atinge patamar mais elevado com o modelo de coeficientes variáveis, sugerindo o seu melhor ajustamento na representação da fronteira de eficiência do mercado brasileiro de geração de energia elétrica. O fato do modelo de coeficientes variáveis apresentar mais parâmetros individualmente significativos sugere igualmente seu melhor ajustamento.

A imposição de hipóteses menos restritivas a respeito da tecnologia das firmas, pelo modelo de coeficientes variáveis, induz à estimativa de maiores economias de escala e intensidade de utilização de capital no mercado estudado. A respeito das economias (ES), na mediana da amostra de nível de produção de eletricidade, de preços dos insumos e do tempo, elas são dadas por:

$$ES = 1 - \frac{\partial \ln C}{\partial \ln q} = 1 - \beta_q \quad [24]$$

Em que β_q é o coeficiente do nível de produto da fronteira de custo estocástica; a última igualdade em [24] resulta da já explicada normalização na mediana da amostra. A respeito da maior intensidade de capital estimada para a tecnologia de produção de eletricidade, o resultado é consistente com estudos anteriores (Goto e Tsutsui, 2008; Fraquelli et al, 2005). O mesmo, contudo, não se pode afirmar para as economias de escala, em vista da maior divergência de estimativas existentes na literatura (Berry e Mixon, 1999; Christensen e Greene, 1976).

Tabela 11 – Parâmetros Estimados das Fronteiras Estocásticas de Custo: 2000/2010.

Parâmetro	Pooled		TFE		TRE		RPM	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão
β_0	-0,737*	0,057			-0,387*	0,014	-0,415*	0,009
σ_{β_0}					0,468*	0,010	0,277*	0,005
β_r	0,273*	0,046	0,261*	0,018	0,414*	0,010	0,464*	0,007
σ_{β_r}							0,099*	0,006
β_w	0,373*	0,062	0,380*	0,021	0,227*	0,013	0,177*	0,008
σ_{β_w}							0,033*	0,005
β_e	0,354*	0,077	0,359*	0,028	0,359*	0,016	0,359*	0,011
σ_{β_e}							0,104*	0,008
β_q	0,972*	0,019	0,979*	0,025	0,823*	0,006	0,650*	0,006
σ_{β_q}							0,159*	0,004
β_t	-0,0003	0,002	-0,0002	0,003	-0,028*	0,002	-0,034*	0,002
σ_{β_t}							0,041*	0,002
β_{rr}	0,010	0,037	0,013	0,011	0,059*	0,008	0,071*	0,005
β_{ww}	0,0008	0,072	0,0007	0,022	0,037*	0,017	0,035*	0,010
β_{ee}	0,177	0,154	0,156*	0,049	0,020	0,038	0,088*	0,022
β_{wr}	0,083	0,093	0,071*	0,030	-0,038***	0,023	-0,009	0,013
β_{we}	-0,084	0,118	-0,07***	0,037	0,001	0,029	-0,026	0,016
β_{re}	-0,093	0,100	-0,08*	0,032	-0,021	0,024	-0,062*	0,014
β_{qq}	0,019	0,018	0,028*	0,005	0,050*	0,004	-0,039*	0,003
β_{tt}	0,0008	0,003	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001***	0,0005
β_{wt}	0,0003	0,017	0,002	0,005	-0,011*	0,003	-0,010*	0,002
β_{rt}	-0,002	0,012	-0,001	0,003	-0,008*	0,003	-0,005*	0,002
β_{et}	0,002	0,021	-0,001	0,006	0,019*	0,004	0,015*	0,003
β_{rq}	0,004	0,032	-0,001	0,009	0,008	0,006	-0,008***	0,005
β_{wq}	0,019	0,037	0,035*	0,009	-0,070*	0,007	-0,041*	0,005
β_{eq}	-0,023	0,049	-0,034*	0,013	0,062*	0,009	0,049*	0,007
β_{tq}	-0,004	0,007	-0,007**	0,003	0,002*	0,001	-0,001	0,001
Σ	0,572*	0,049	0,59*	0,016	0,136*	0,003	0,110*	0,004
Λ	40,92*	10,41	50,02*	0,389	0,00007	0,073	10,33*	0,151
<i>Log LF</i>	-61,82		-10,32		65,21		102,36	

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

Fonte: elaboração própria.

Uma segunda fronteira de custo estocástica com coeficientes variáveis é apresentada na Tabela 12. Diferentemente da anterior, a próxima fronteira testa se algumas características observáveis dos geradores de eletricidade explicam a heterogeneidade de sua tecnologia de produção. As referidas características são as seguintes variáveis *dummy*:

- i) EST que é igual a um se a firma é estatal, e zero caso contrário;
- ii) VER é igual a um se a firma é integrada verticalmente, e zero o caso contrário; a firma é classificada como verticalmente integrada se opera nos três segmentos da indústria: geração, transmissão e distribuição de eletricidade;
- iii) TER é igual a um se a firma utilizar preponderantemente tecnologia termoelétrica, e zero caso contrário.

As duas primeiras *dummies* 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 [19]. As *dummies* são as variáveis observáveis potencialmente explicativas dos coeficientes variáveis, as quais são representadas nas equações pela letra z . A significância e o sinal da *dummy* revelam seu impacto potencial no coeficiente variável em questão.

Passando à interpretação dos resultados, note-se que a inclusão das *dummies* não impediu a estimativa de uma fronteira de custo bem comportada, com as principais variáveis explicativas significativas e com sinal esperado. Além disso, os parâmetros do modelo não homotético são significativos – β_{rq} , β_{wq} e β_{eq} – o que impede rejeitar a hipótese de que a função de custo é separável nos preços dos insumos e no nível de produto, justificando a aplicação de formas funcionais mais gerais, como a translog estimada.

Não existem diferenças consideráveis nas economias de escala estimadas pelos dois modelos de coeficientes variáveis. Com as *dummies* EST, VER e TER, essas economias aumentaram de 35% para 41% na mediana da amostra¹³. Portanto, ainda não é possível rejeitar a hipótese de que existem economias de escala substanciais no mercado de geração de eletricidade do Brasil. Ambas as fronteiras de coeficientes

¹³ Ver equação [24].

variáveis convergem também na indicação de que o mercado é mais intensivo em capital e tem aumentado os gastos de combustível ao longo do período avaliado.

Ademais, a Tabela 12 mostra que as *dummies* EST, VER e TER são de modo geral variáveis significativas para explicar as diferenças de tecnologia entre as geradoras de eletricidade. Em relação aos parâmetros que separam a medida de ineficiência e erro aleatório, σ e λ , ambos permanecem estatisticamente significativos na fronteira com controle para observáveis. Por último, note que a inclusão dessas variáveis aumenta o valor calculado da função logarítmica de máxima verossimilhança. Todas essas circunstâncias apontam que o modelo de coeficiente variável, que leva em conta as características institucionais e técnicas citadas, permite uma estimativa mais adequada da fronteira de eficiência no mercado brasileiro de geração de eletricidade.

Mais informações sobre a heterogeneidade observável na tecnologia do mercado em foco são detalhadas na Tabela 12. No caso das estatais, verifica-se que elas são mais intensivas em mão de obra. Para o conjunto de todas as firmas da amostra, a proporção do trabalho no custo não passa de 24%; esse percentual sobe razoavelmente para as estatais, alcançando cerca de 33%. Por outro lado, as estatais são menos intensivas no insumo capital. O peso desse insumo em seu custo é de 32%, na mediana. Tal peso sobe para 52% no caso das geradoras privadas. Essa diferença pode refletir o fato do custo médio ponderado de capital (WACC) das estatais ser 25% inferior ao de suas concorrentes, indicando vantagem competitiva das primeiras em um mercado intensivo em capital, assim como potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das firmas privadas.

As estatais possuem também menores economias de escala. Na mediana da amostra, suas economias são de 28%, ao passo que o conjunto das firmas possui 41%. A explicação das menores economias de escala das estatais, assim como de sua maior intensidade no consumo do insumo trabalho, pode estar relacionada ao fato delas estarem há mais tempo no mercado de geração de eletricidade. Por serem mais antigas, as plantas das estatais tendem a apresentar as mencionadas especificidades concernentes aos ganhos de escala e intensidade dos insumos (Pinto, 2007). Corroborando o exposto, verifica-se que o progresso técnico das estatais, dado pela variável T e suas interações, é inferior aos das demais firmas da base de dados.

Em relação às firmas integradas verticalmente, observa-se menor despesa relativa com o insumo trabalho; na mediana da amostra, 18% do custo das firmas verticalizadas decorrem do consumo desse insumo, ao passo que a média para o

conjunto das firmas é 24%. 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. Em outro comparativo, observa-se que o custo das firmas verticalizadas diminuiu menos com o progresso técnico do que o verificado para suas rivais não integradas. Contudo, quando comparadas com as empresas estatais, as verticalizadas apresentam maior redução de custo decorrente de progresso técnico.

As estatísticas da Tabela 12 não permitem descartar uma vantagem de custo da tecnologia utilizada pelas firmas integradas verticalmente. Essa vantagem, dada pelo termo constante da fronteira de custo estocástica, é de cerca de 39% na mediana da amostra. Resultados semelhantes também foram relatados por Kwoka (2002), que estima uma economia de custo de 42% a favor da tecnologia das firmas integradas verticalmente, cuja produção de eletricidade se situa em 13,6 mil GWh. Esse nível de produção se aproxima da mediana de produto da amostra explorada neste trabalho (11,7 mil GWh). Acerca de tais vantagens das firmas verticalmente integradas no sector da eletricidade, registre-se que a literatura não as associa apenas a comportamentos oportunistas. Falhas de mercado também amparam incentivos para as firmas internalizarem processos de produção, como: i) eventual concorrência imperfeita em uma dos três segmentos da indústria (geração, transmissão e distribuição); ou ii) custos de transação devido às incertezas de demanda e oferta de bens intermediários, custos afundados e investimentos específicos em etapas dessa cadeia (Arocena, 2012; Kaserman e Mayo, 1991; Joskow e Schmalensee, 1983).

No Brasil, duas circunstâncias mitigam a possibilidade de que comportamentos oportunistas sustentem vantagens de custo de firmas verticalizadas. A primeira circunstância é que grande parte das transações do setor ocorre sob regras estritas de regulação. Trata-se do Ambiente de Contratação Regulada (ACR), que abrange todo o mercado cativo de energia elétrica, composto por residências, órgãos públicos, empreendimentos comerciais e demais agentes privados que não se encontram entre os maiores consumidores de eletricidade; em 2010, esses consumidores representavam pelo menos 47% do consumo final de eletricidade no Brasil¹⁴ (Empresa de Pesquisa Energética, 2011). A segunda circunstância que mitiga o oportunismo no setor elétrico é

¹⁴ O percentual de 47% representa a proporção do consumo final de eletricidade no Brasil em 2010 dos setores: residencial, comercial e público. Como o ACR pode incluir também consumidores industriais, o seu tamanho pode ser maior do que o sugerido pela citada proporção.

o fato do segmento de transmissão ser totalmente regulado. As firmas desse setor não controlam a utilização de sua capacidade instalada, sendo remuneradas apenas para mantê-la disponível para as transações físicas coordenadas pelo Operador do Sistema Nacional de Eletricidade (ONS) e demais instituições reguladoras da indústria.

Vale registrar, contudo, que a despeito das normas regulatórias mencionadas, a literatura reporta incentivos à integração vertical no setor elétrico brasileiro. Particularmente, Leite e Castro (2008) apontam a iniciativa de firmas do setor em se estruturar sob a forma de holdings, com o intuito de promover a integração vertical das suas atividades, sem transgredir as normas regulatórias que restringem essa 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 para os negócios do segmento de geração no ambiente de Ambiente de Contratação Livre (ACL); nesse ambiente, as transações não são reguladas.

Sobre o tema, cabe citar ainda os trabalhos de Santana (2006 e 2011), os quais destacam os custos de transação no setor elétrico brasileiro que, em teoria, poderiam incentivar a estratégia de integração vertical em comento. O autor argumenta que o aumento na regulação da indústria, a partir de 2005, favorece a verticalização, assim como o risco de alta de preços decorrente da vulnerabilidade do mercado às condições hidrológicas que comandam a utilização das geradoras hidroelétricas. O autor cita ainda as possibilidades de congestionamento na rede transmissão como outro custo de transação que incentiva a integração vertical, tendo em vista a complexidade, frequência e extensão do fluxo de importação e exportação de eletricidade entre as diversas regiões do país.

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. Como se ponderou no capítulo anterior desta tese, 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 informações adicionais sobre o custo das atividades de transmissão e distribuição de energia elétrica, as quais não se encontram na base de dados explorada.

Passando para a terceira característica observável avaliada, a utilização predominante de tecnologia termoeletrica para a geração de eletricidade, representada

pela *dummy* TER, o modelo de coeficientes variáveis indica que há: i) um consumo relativo muito mais intensivo do insumo recursos naturais/combustível; e ii) a obtenção de menores economias de escala. Sobre o primeiro indicativo, registre-se que a proporção de combustível no custo total dessa tecnologia é de 40% no ponto mediano da base de dados, o que é bastante superior aos 23% verificados para o conjunto das firmas da amostra. Em relação às economias de escala, elas são de apenas 20% para as firmas termoelétricas, o que é praticamente metade das economias estimadas quando se consideram todas as firmas da base.

As especificidades estimadas das firmas termoelétricas coadunam-se com as evidências anteriores sobre essa tecnologia. São de domínio público os registros que apontam os custos fixos mais baixos das plantas termoelétricas, quando comparadas com as das geradoras hidrelétricas. Na mesma comparação, destacam-se os custos operacionais mais elevados da tecnologia termoelétrica, devido principalmente às despesas de combustível (Santana, 2006; Barroso et al., 2006). Tais circunstâncias convergem com os resultados estimados de economias de escala e consumo de combustível da fronteira de coeficientes variáveis.

As particularidades das geradoras termoelétricas sugerem que suas vantagens (desvantagens) encontram-se nos nichos de mercado de menor consumo absoluto de energia e menor preço relativo do insumo combustível. Essas vantagens potenciais têm sido exploradas no mercado brasileiro de energia, que privilegia o uso de termoelétricas nos submercados: i) não interligados à rede nacional de transmissão de eletricidade e, portanto, dependentes da produção local de energia; e ii) com maior escassez de oferta de água consumida pelas geradoras hidroelétricas (Empresa de Pesquisa Energética, 2011). Esses submercados coadunam-se com as características do ambiente desregulamentado, o ACL, o qual, como se explicou anteriormente, foi projetado para: i) funcionar como um backup para ajustes marginais entre oferta e demanda previstas no mercado regulamentado; e ii) demandas específicas de consumidores sem acesso às referidas redes de transmissão e distribuição de eletricidade, ou que não consideram vantajoso incorrer nos custos dessas infraestruturas.

Finalmente, a fronteira estocástica de coeficientes variáveis suporta a hipótese de que a tecnologia termoelétrica apresenta maior progresso técnico no período analisado. Tal progresso, vale frisar, ocorre concomitantemente ao crescimento da participação dessa tecnologia no mercado de geração de energia elétrica do Brasil (Empresa de Pesquisa Energética, 2011).

Tabela 12 – Fronteira Estocástica de Custo com Coeficientes Variáveis e controle para Heterogeneidade Observável: 2000/2010.

Parâmetros	Média		Características Observáveis					
			TR		VER		ST	
	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão	Coeficiente	Desvio Padrão
β_0	-0,299*	0,012	-0,031	0,0289	-0,394*	0,015	0,031***	0,018
σ_{β_0}	0,244*	0,007						
β_r	0,525*	0,018	0,067*	0,025	-0,015	0,019	-0,151*	0,016
σ_{β_r}	0,072*	0,004						
β_w	0,243*	0,018	-0,238*	0,0339	-0,066*	0,026	0,083*	0,024
σ_{β_w}	0,093*	0,005						
β_e	0,232*	0,025	0,171*	0,055	0,081***	0,048	0,068	0,046
σ_{β_e}	0,118*	0,006						
β_q	0,591*	0,011	0,211*	0,020	-0,027	0,017	0,134*	0,013
σ_{β_q}	0,116*	0,003						
β_t	-0,072***	0,004	-0,029*	0,006	0,014*	0,004	0,023*	0,005
σ_{β_t}	0,043*	0,002						
β_{rr}	0,063*	0,006						
β_{ww}	0,0005	0,011						
β_{ee}	0,118*	0,025						
β_{wr}	0,027***	0,015						
β_{we}	-0,028	0,019						
β_{re}	-0,090*	0,016						
β_{qq}	0,015*	0,006						
β_{tt}	-0,0004	0,0004						
β_{wt}	0,003	0,003						
β_{rt}	-0,013*	0,002						
β_{et}	0,010*	0,004						
β_{rq}	-0,013*	0,006						
β_{wq}	-0,053*	0,010						
β_{eq}	0,066*	0,012						
β_{tq}	0,015*	0,001						
Σ	0,116*	0,003						
Λ	3,15*	0,361						
<i>Log LF</i>	118,16							

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

Fonte: elaboração própria.

A tabela seguinte apresenta o custo médio e elasticidade custo do produto 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. Para a elasticidade de custo do produto, observa-se que se situa próximo de 1,00 para as firmas termoelétricas. Dessa forma, as mencionadas firmas esgotam as economias de escala ao se aproximar do nível de produção mediana, que é de 11.660 GWh. Já para as firmas amparadas na tecnologia hidroelétrica, a elasticidade de custo do produto declina até o nível de produção de 12.500 GWh, revelando ganhos de economias de escala. A partir desse nível de produto, a elasticidade de custo se eleva, sinalizando o esgotamento das economias de escala, que são totalmente exauridas quando se alcança o patamar de geração de energia de 89.000 GWh. As Figuras 4 e 5 ilustram a trajetória descrita da elasticidade de custo do produto para esses dois grupos de firma. Vale ressaltar que as firmas estão ordenadas de acordo com o seu nível médio de produção de eletricidade no período 2000/2010; trata-se de ordenação crescente, de modo que quanto mais afastada a firma estiver da origem, maior é seu nível médio de produção.

Em relação às estimativas de custo médio, verifica-se que, entre as firmas cuja geração de eletricidade se encontra abaixo do nível de produção mediano da amostra (11.660 GWh), as geradoras termoelétricas são as de menor custo médio. Isso reflete a vantagem comentada anteriormente que as termoelétricas tendem a apresentar nos submercados de menor consumo absoluto de energia. Note-se ainda que o custo médio tende a diminuir até o nível de produto de 30.000 GWh; a partir desse ponto, observam-se incrementos no patamar do custo médio. Além da Tabela 13, as Figuras 6 e 7 ilustram o contexto descrito; sobre as figuras, explica-se novamente que as firmas foram ordenadas ao mesmo modo das figuras anteriores: em ordem crescente de nível médio de produção de energia elétrica, logo, quão mais afastada a firma estiver da origem, maior é seu nível médio de produto.

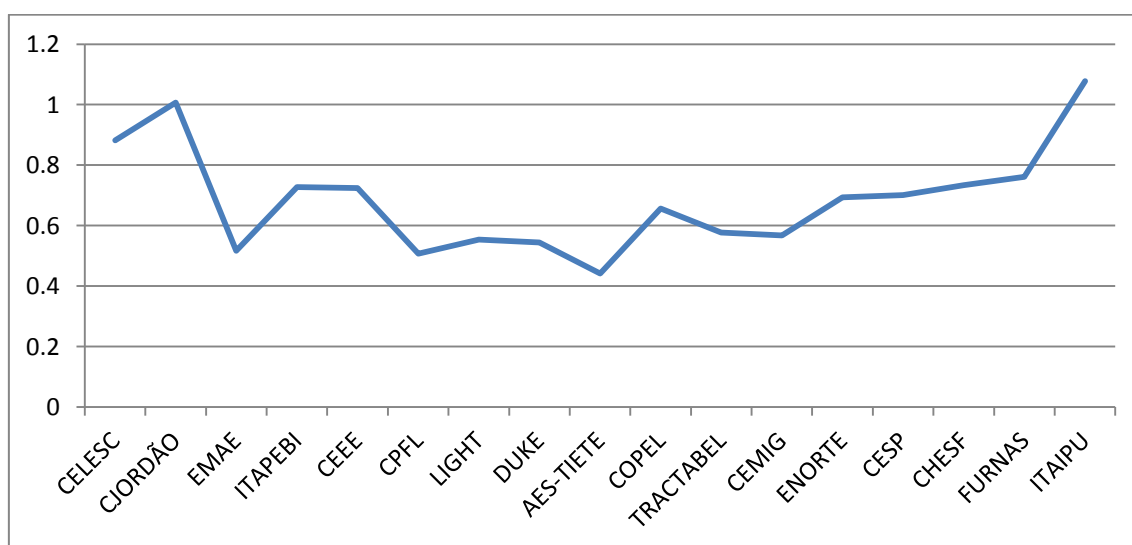
Tabela 13 – Elasticidade de Custo e Custo Médio por firma: 2000/2010.

Firma (Tecnologia)	Produto Mediano (GWh)	Elasticidade de Custo (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
CGTE (Termoelétrica)	2.182,00	1,131* (0,002)	61,869
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
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%.

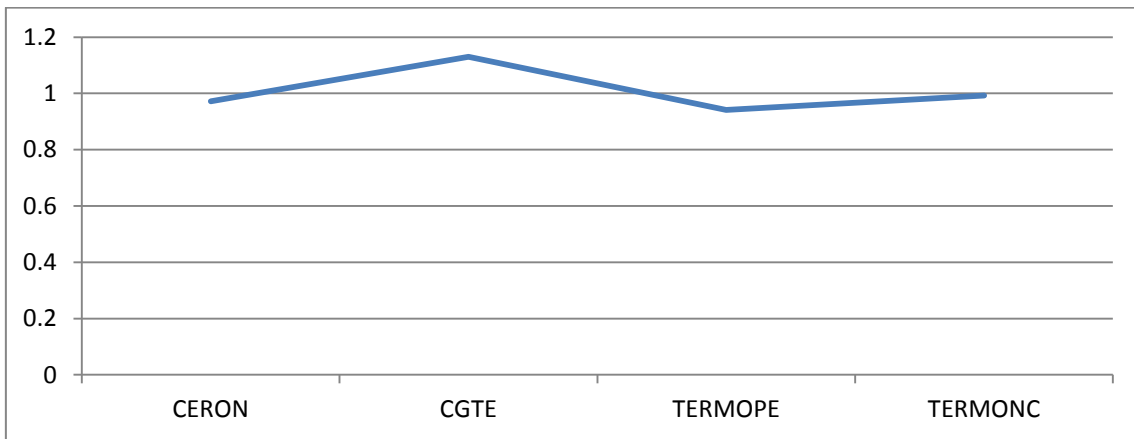
Fonte: elaboração própria.

Figura 4 – Elasticidade de Custo do Produto das Firmas Hidroelétricas: 2000/2010.



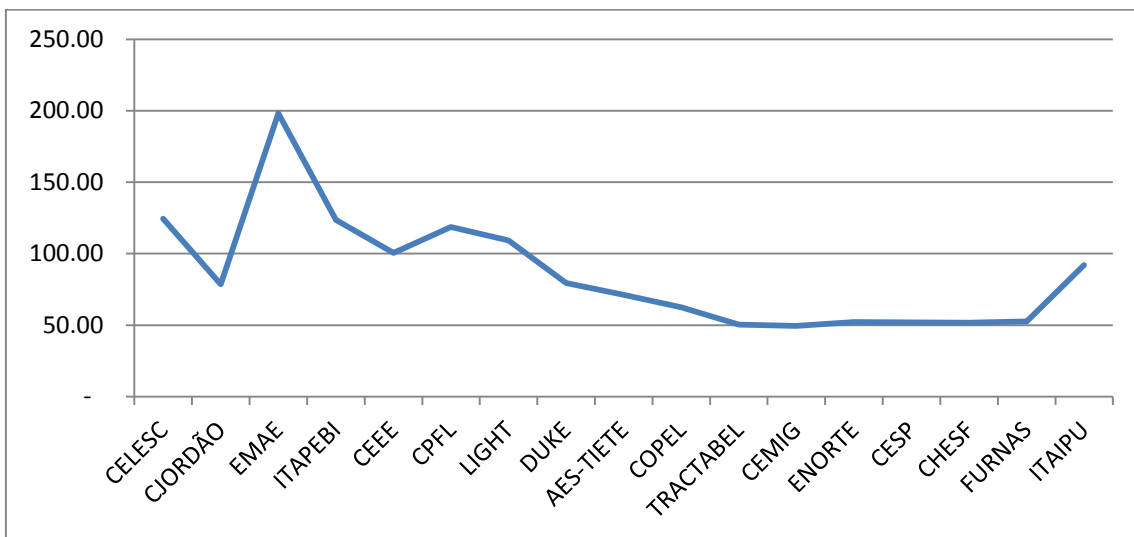
Fonte: elaboração própria.

Figura 5 – Elasticidade de Custo do Produto das Firms Termoelétricas: 2000/2010.



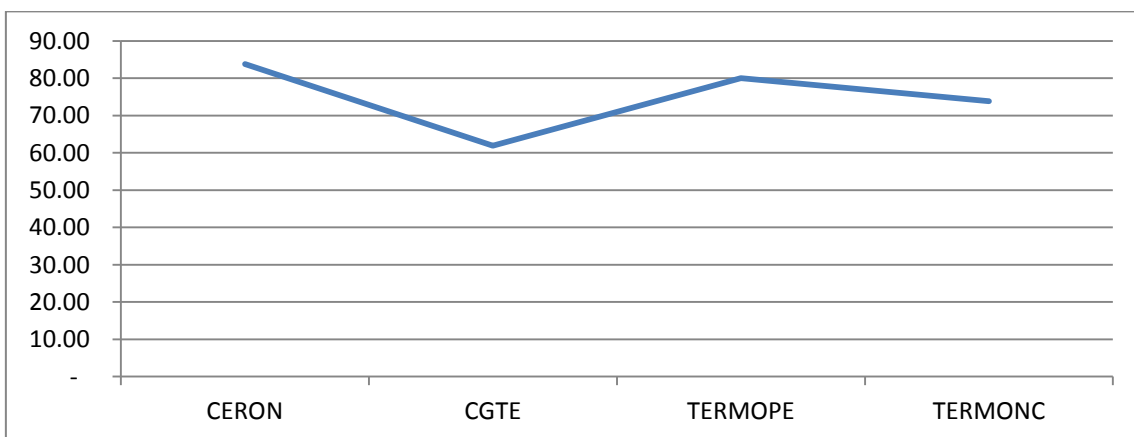
Fonte: elaboração própria.

Figura 6 – Custo Médio (R\$/MWh) das Firms Hidroelétricas: 2000/2010.



Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Fonte: elaboração própria.

Figura 7 – Custo Médio(R\$/MWh) das Firms Termoelétricas: 2000/2010.



Índice de preços: IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100). Fonte: elaboração própria

2.5. Estimativa da Eficiência de Custo

A medida de eficiência econômica analisada neste trabalho é a proximidade do nível de despesas da geradora de eletricidade da função custo prevalecente no mercado, a qual, por sua vez, representa o mínimo de gasto necessário para a produção de um *continuum* de níveis de geração de eletricidade, dado um vetor exógeno de preços de insumos. A equação seguinte detalha essa medida:

$$EF_{it} = \frac{E(c_t|q_{it}, P_{it})}{E(C_{it}|u_{it} > 0, q_{it}, P_{it})} = \frac{E(C_{it}|u_{it} = 0, q_{it}, P_{it})}{E(C_{it}|u_{it} > 0, q_{it}, P_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad [25]$$

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 [25] 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, vale esclarecer, resulta do resíduo composto 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 [19]. A medida de eficiência varia no intervalo (0,1], sendo 0 limite inferior de eficiência e 1 o limite superior.

A Tabela 14 exhibe 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 indicam que não é razoável supor que as empresas no mercado de geração de eletricidade operam em média na fronteira de eficiência. Nesse contexto, os desvios da fronteira de eficiência não representam apenas distúrbios aleatórios, o que fundamenta a utilização de modelos de fronteira estocástica para a mensuração da eficiência e da tecnologia de produção da firma.

A eficiência média de custo dos modelos *Pooled* e de Coeficientes Variáveis é de 70% e 83%, respectivamente. As Figuras 8 e 9 esboçam as distribuições das eficiências estimadas por ambos os modelos, a partir da função de densidade de Kernel. Vale registrar que 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%.

Ademais, as figuras apontam que, entre as funções de densidade ilustradas, a associada ao modelo de coeficientes variáveis aproxima-se mais da distribuição teórica seminormal. Essa distribuição parametriza a estimação da ineficiência nas duas fronteiras estocásticas comparadas. Em vista de tal parametrização, a maior proximidade entre a densidade do modelo de coeficientes variáveis e a distribuição teórica *half-normal* constitui uma evidência adicional do melhor ajustamento do referido modelo na representação da fronteira de eficiência.

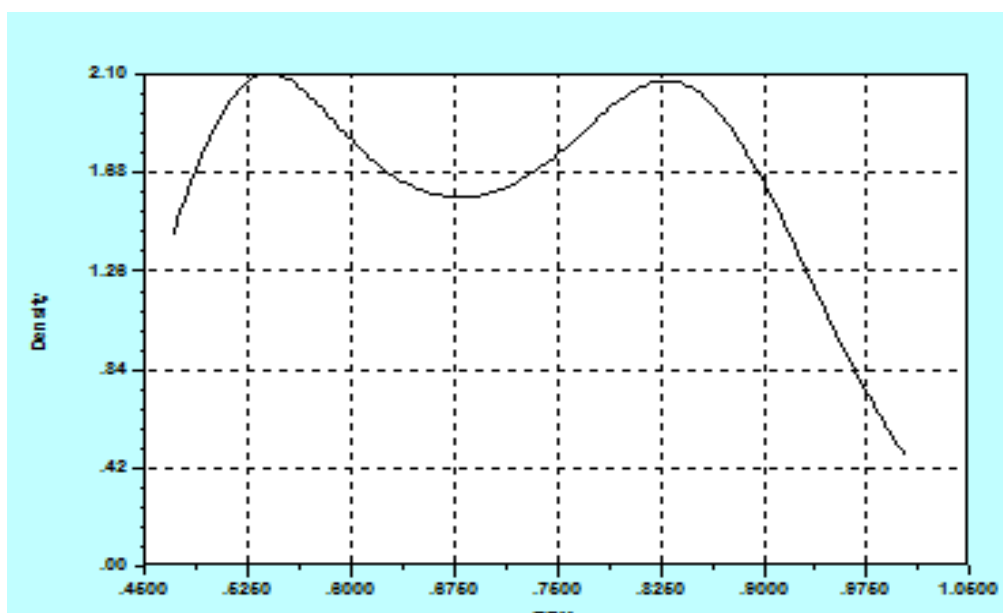
Note-se que a eficiência média de custo do modelo de coeficientes variáveis é maior do que o estimada pelo modelo *Pooled*. Tal diferença é esperada uma vez que o primeiro modelo distingue os desvios da fronteira de custo decorrentes da ineficiência (u_{it}) e da heterogeneidade não observável da tecnologia (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, o que explica a citada diferença entre as eficiências médias calculadas pelos dois modelos.

Tabela 14 – 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

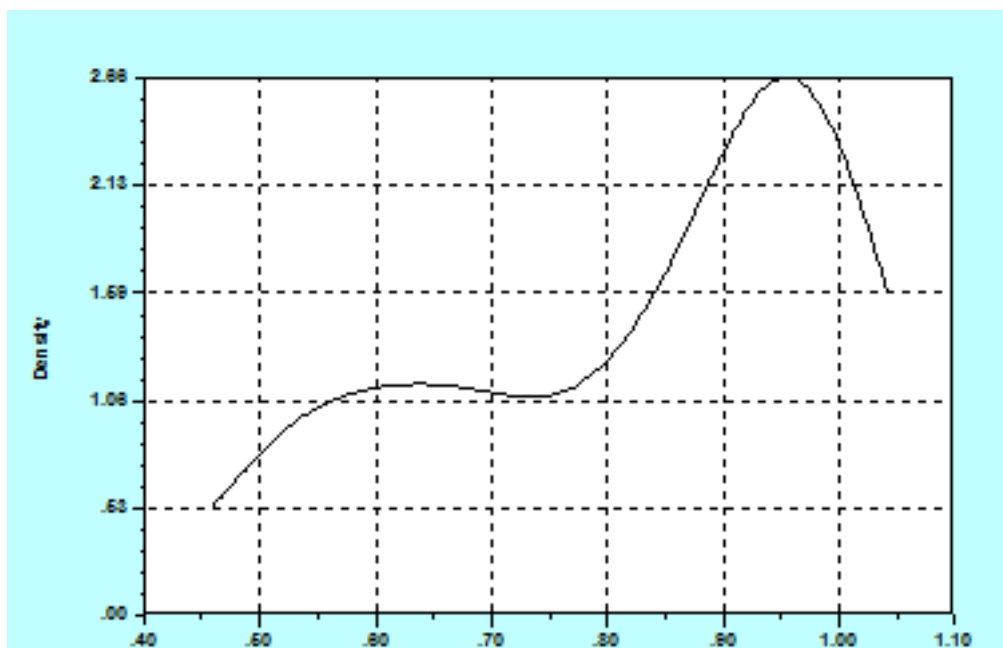
Fonte: elaboração própria.

Figura 8 – Função de Densidade de Kernel para a Eficiência de Custo estimada pelo Modelo Pooled: 2000/2010.



Fonte: elaboração própria.

Figuras 9 – Função de 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 tratadas no último modelo de coeficientes variáveis avaliado. A Tabela 15, em particular, apresenta as estatísticas descritivas das eficiências estimadas para os grupos. Já a Tabela 16 exibe o teste *t* calculado para verificar a significância estatística de eventuais diferenças na média das eficiências dos grupos.

Das estatísticas descritivas, depreende-se que as três características observáveis avaliadas – uso de tecnologia termoelétrica, propriedade e gerência estatal e integração vertical – a princípio diminuem a eficiência de custo. O teste *t* explicitado na Tabela 16 confirma de modo mais claro o impacto negativo de duas características, que são as institucionais. Para um nível de significância de 1%, o teste não rejeita as hipóteses de que as geradoras estatais e as firmas verticalmente integradas possuem em média menor eficiência do que seus pares privados e não verticais, respectivamente. Para o mesmo nível de significância, o teste rejeita a hipótese de que as firmas termoelétricas são menos eficientes em média do que as firmas amparadas em tecnologia hidroelétrica. A mesma conclusão vale para o nível de significância de 5%, e apenas para o nível de 10% se rejeitaria a hipótese de menor eficiência das termoelétricas. Assim, há muito menos clareza sobre a eventual menor eficiência dessas firmas, do que o observado para as geradoras estatais e integradas verticalmente.

No tocante à menor eficiência de custo das firmas estatais no setor elétrico, Tannuri et al. (2009) apresenta resultados similares no caso das firmas atuantes no mercado de distribuição. Em outras economias, a menor eficiência das estatais também é presumida, uma vez que a maioria das experiências internacionais de reforma regulatória do setor elétrico assume tal hipótese (Joskow, 1997; Newberry, 2002; Jamasb e Pollitt, 2000).

Cabe ressaltar que na seção anterior, na Tabela 12, a estimação da fronteira de custo estocástica não rejeitou a hipótese de que a tecnologia de produção das firmas verticais propicia-lhes vantagens de custos. Essas vantagens tendem a ser parcialmente anuladas pelas perdas de eficiência sugeridas pelas estatísticas descritivas e pelo teste *t* explicitados nas Tabelas 15 e 16. Ambos os resultados não se contrapõem a teoria econômica, uma vez que a mesma prevê que as estratégias verticais são incentivadas por custos de transação e concorrência imperfeita – sobretudo, custos de transação no caso do Brasil – ao invés de ganhos de eficiência técnica e alocativa (Williamson, 1994).

Tabela 15 – 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 16 – 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	Estatais	Verticais
	X Hidroelétricas	X Privadas	X Não Verticais
Diferença das eficiências médias	-0,068	-0,063	-0,209
Estatística-t da diferença das eficiências médias	1,785	2,804	10,386

Fonte: elaboração própria

Encerra a seção a análise da evolução da eficiência e do progresso técnico no período entre 2000 e 2010. A eficiência de custo é definida pela equação [25], enquanto o progresso técnico é derivado da fronteira de custo estocástico definida pela equação [22], como segue:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial t} = (\beta_t + \beta_{it}t + \sum_k \beta_{kt} \ln p^k_{it} + \beta_{iq} \ln q) \quad [26]$$

De acordo com a equação [26], o progresso técnico compõe-se de três elementos: i) efeito Hicks neutro: $T_1 = \beta_t + \beta_{it}t$; ii) efeito Hicks não neutro: $T_2 = \sum_k \beta_{kt} \ln p^k_{it}$; e iii) efeito de escala: $T_3 = \beta_{iq} \ln q$. O progresso técnico

Hicks neutro não altera o consumo relativo de insumos e decorre de fatores como

melhorias gerenciais e *learning by doing*. Já o progresso Hicks não-neutro modifica a proporção de insumos consumida, de modo que valores positivos (negativos) para β_{kt} revelam aumento (redução) da intensidade relativa do insumo k no tempo t . Por último, o terceiro componente do progresso técnico implica aumento de eficiência de escala se $T_3 < 0$, e diminuição dessa eficiência se $T_3 > 0$. Ademais, $\beta_{qt} < 0$ ($\beta_{qt} > 0$) implica incremento (declínio) das economias de escala no período investigado.

A Tabela 17 mostra que a eficiência de custo aumentou em média 0,97% ao ano no período 2000/2010. No mesmo período o progresso técnico ocorreu a taxas mais expressivas, da ordem de 2,97% ao ano em média. A maior parte da evolução tecnológica foi do tipo Hicks neutra, mas outros efeitos também ocorreram. É o caso do efeito de escala, que também contribuiu para a redução de custos em um contexto de diminuição de economias de escala, dado pelo coeficiente positivo $\beta_{qt} = 1,5\%$. Por outro lado, a mudança tecnológica não neutra impediu reduções maiores de custos durante o período avaliado. Isso porque o aumento de custo associado ao consumo de combustível, dado por $\beta_{et} \ln p_{it}^e$, predominou sobre a redução de custo proporcionada pelo gasto com capital, dada pelo termo ($\beta_{rt} \ln p_{it}^r$). A predominância do incremento de custos ocasionada pelo gasto com combustível sinaliza maior escassez desse insumo e dos recursos naturais que suportam sua oferta no mercado brasileiro de geração de energia elétrica.

Tabela 17 – Evolução da Eficiência de Custo e do Progresso Tecnológico: 2000/2010.

Ano	Eficiência de Custo			Progresso Técnico		
	Índice	Varição	TC	T ₁	T ₂	T ₃
2000	78,71%		-2,87%	-3,08%	0,49%	-0,28%
2001	81,71%	3,81%	-1,66%	-2,73%	1,26%	-0,19%
2002	80,31%	-1,71%	-2,94%	-3,31%	0,45%	-0,08%
2003	83,46%	3,93%	-2,84%	-3,16%	0,61%	-0,29%
2004	84,24%	0,93%	-2,60%	-2,99%	0,78%	-0,39%
2005	82,55%	-2,00%	-2,79%	-2,99%	0,53%	-0,33%
2006	79,92%	-3,19%	-3,37%	-3,15%	0,30%	-0,51%
2007	81,50%	1,98%	-3,39%	-3,15%	0,24%	-0,47%
2008	84,31%	3,45%	-3,42%	-3,31%	0,17%	0,27%
2009	84,01%	-0,36%	-3,42%	-3,31%	0,14%	0,25%
2010	86,38%	2,82%	-3,37%	-3,31%	-0,09%	0,02%
2000-2010	82,46%	0,97%	-2,97%	-3,14%	0,44%	-0,28%

Fonte: elaboração própria

2.6. Conclusão

O segundo capítulo analisa a fronteira de eficiência de custo do mercado brasileiro de geração de eletricidade. Registros na literatura de falhas competitivas nessa atividade sinalizam a possibilidade de que ineficiências restrinjam a performance das firmas. Para investigar tal hipótese, modelos de fronteira estocástica de custo foram testados. A vantagem do método reside na decomposição do resíduo aleatório em um termo representativo da ineficiência e outro do ruído estatístico. Além do modelo básico, outras versões são testadas para controlar eventual heterogeneidade não observável e observável. Assim, modelos de fronteira estocástica em painel e de coeficientes variáveis são aplicados.

As fronteiras estimadas modelam uma função custo translog, que se notabiliza pela maior flexibilidade na representação da tecnologia de produção. De modo geral, as estimações rejeitam a hipótese de que os desvios da fronteira de custo são meramente ocorrências aleatórias. Isso porque os desvios incluem também perdas sistemáticas de eficiência, que se mostram significativas estatisticamente em quase todas as especificações testadas. Dessa forma, não se pode afirmar que as geradoras de eletricidade brasileira operam em média na fronteira de eficiência. Em tal contexto, os modelos de fronteira estocástica separam de forma mais apropriada as características da tecnologia produtiva e os gastos incorridos pela firma não explicados pela otimização dessa tecnologia.

Ainda a respeito da tecnologia, destacam-se particularidades como a utilização mais intensiva do insumo capital e a existência de economias de escala substanciais. Tais características são apontadas pelas fronteiras estocásticas de coeficientes variáveis, as quais se mostraram mais adequadas para representar o mercado em estudo. Sua adequação deve-se fundamentalmente ao fato de que o controle para heterogeneidade não observada aumenta o poder explicativo do modelo.

Em acréscimo ao controle por não observáveis, testou-se também a fronteira estocástica de coeficientes variáveis que controla adicionalmente a heterogeneidade observada das geradoras. O teste indica que as firmas estatais são mais intensivas em mão de obra e dispõem de menores economias de escala do que seus pares privados. Suspeita-se que tais especificidades decorram da tecnologia mais antiga das estatais, que são as primeiras incumbentes no mercado. Em conformidade com o exposto, o modelo aponta também o menor progresso técnico das estatais comparativamente às geradoras

privadas. Adicionalmente, a proporção dos gastos em capital nas estatais é inferior à verificada para as geradoras privadas; essa diferença pode refletir o fato do custo médio ponderado de capital (WACC) das estatais ser 25% inferior ao de suas concorrentes, indicando vantagem competitiva das primeiras em um mercado intensivo em capital, assim como potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das firmas privadas.

A respeito das firmas integradas verticalmente, o modelo 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 já foram reportadas pela literatura, que as explicam com base em evidências de comportamentos oportunistas e custos de transação. No caso do Brasil, as regras regulatórias e estudos anteriores sugerem que custos de transação são o fator mais provável de sustentação das referidas vantagens de custo. 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. Como se ponderou no capítulo anterior desta tese, 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 informações adicionais sobre o custo das atividades de transmissão e distribuição de energia elétrica, as quais não se encontram na base de dados explorada.

Sobre a terceira característica observável das geradoras estudadas, concernente à utilização de tecnologia termoelétrica, as fronteiras estocásticas estimadas confirmam as expectativas de que essa tecnologia possui menos economias de escala e é mais intensiva na utilização do insumo combustível e recursos naturais do que as firmas amparadas em plantas hidroelétricas. 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 estimação da eficiência de custo no mercado de geração de eletricidade no Brasil, a fronteira estocástica de coeficientes variáveis aponta uma média de 83%. A função de densidade de Kernel aponta uma massa substantiva de firmas abaixo desse nível de eficiência, sugerindo o potencial para ganhos de produtividade decorrentes não apenas de avanço tecnológico, mas também de políticas voltadas para melhoria da eficiência econômica. Reforça o exposto o fato do aumento da eficiência de

custo ter sido bem inferior ao progresso técnico no período estudado: o primeiro alcançou 0,97% ao ano em média, enquanto o último atingiu 2,97% de média anual.

Por último vale citar que as estatísticas descritivas e o teste *t* apontam que as geradoras estatais são menos eficientes em custo do que as firmas privadas. Igualmente, não se rejeita a hipótese de que as empresas integradas verticalmente são menos eficientes do que as demais, o que anula apenas parte das vantagens de custo da tecnologia produtiva estimadas para as primeiras. Já sobre as firmas termoelétricas, há menos clareza acerca de eventual inferioridade em eficiência de custo.

3. Eficiência Técnica em Abordagem não Paramétrica

3.1. Introdução

A literatura apresenta diversas metodologias para analisar a eficiência da firma. Inclusive, identifica-se tópicos de pesquisa específicos voltados para o tema, que engloba ainda o estudo da produtividade dos agentes. De modo geral, essa literatura pode ser classificada em dois grandes grupos: o de métodos econométricos e o de não paramétricos. Os primeiros são representados principalmente pelos modelos de fronteira estocástica, abordados no segundo capítulo desta tese. 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, por exemplo, de levar em conta discrepâncias estatísticas e fatores exógenos. Além disso, os testes estatísticos padrões podem ser usados para se fazer inferência. As maiores limitações desse método advêm do fato de que as medidas de eficiência variam significativamente de acordo com a forma funcional especificada. Além disso, a decomposição do termo de erro entre seus componentes, o erro aleatório e a eficiência, depende das hipóteses adotadas no que diz respeito à distribuição dos termos de erros.

Já a abordagem não paramétrica, além de permitir incorporar múltiplos insumos e múltiplos produtos, não exige uma distinção rígida entre insumos e produtos. Se uma quantidade menor de um produto é desejável, ele pode ser modelado como insumo. Essa característica é, particularmente, conveniente para os serviços, em geral, e os serviços públicos em particular, como o de produção de eletricidade, em que a distinção entre insumo e produto não é sempre bem definida (Gillen e Lall, 2001). Contudo, como essa metodologia, em seu formato original, não leva em conta fatores aleatórios, os escores de eficiências podem ser fortemente enviesados se o processo produtivo for caracterizado por elementos estocásticos.

A escolha de uma das duas metodologias torna-se ainda mais complexa se considerarmos que nas empresas fatores não observáveis específicos às firmas podem

ser confundidos com ineficiência levando à subestimação do desempenho gerencial das firmas. Para distinguir heterogeneidade não observada de ineficiência, no âmbito das fronteiras estocásticas, Greene (2005a, 2005b) propôs um modelo que inclui um termo adicional estocástico representando a ineficiência nos modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios. Esses modelos, denominados de TFE (*True Fixed Effects*) e TRE (*True Random Effects*), como se explicou no capítulo anterior, supõem que a heterogeneidade específica à firma é constante no tempo, mas que a ineficiência varia entre firmas e ao longo do tempo.

Na esfera das fronteiras não paramétricas, medida de indicadores de eficiência mais acurados passa pela definição de fronteiras robustas de eficiência e pela inclusão dos fatores exógenos e aleatórios nos modelos. 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 dos escores de eficiência computados pelos métodos não paramétricos.

Levando em conta que o capítulo anterior documentou a análise da eficiência da produção brasileira de eletricidade a partir de modelos de fronteira estocástica, é natural que se opte desta vez pelas possibilidades de análise da metodologia não paramétrica. Para tanto, aplica-se a programação linear conhecida como análise de envoltória de dados (DEA). Outra distinção deste capítulo é a aplicação de uma fronteira de produção para avaliar a eficiência, enquanto os demais se basearam na fronteira de custo para alcançar seus objetivos. Dessa forma, o propósito do presente estudo é analisar a eficiência técnica do mercado de geração de energia elétrica no Brasil.

Espera-se que as distinções deste estudo em relação aos anteriores funcionem como um teste de robustez dos resultados apresentados nos outros dois capítulos. Importante enfatizar, entretanto, que esse teste não é o único objetivo a ser perseguido. A análise da eficiência elaborada adiante tenta avançar na avaliação de fatores que afetam a eficiência. Essa avaliação não foi desenvolvida no segundo capítulo, então, aqui se pretende dar o primeiro passo para tal esclarecimento. Por esse motivo, implementa-se o DEA em dois estágios. No primeiro estágio estima-se a eficiência técnica; o segundo estágio, por sua vez, testa o efeito de algumas variáveis observáveis sobre a eficiência estimada. As variáveis representam características institucionais e técnicas passíveis de observação no painel explorado. Compõem o segundo estágio, testes não paramétricos e uma regressão truncada, a qual se adequa ao intervalo limitado de variação da eficiência técnica – a variável dependente investigada.

Para amenizar as deficiências comentadas da metodologia não paramétrica, aplica-se o estimador DEA bootstrap proposto por Simar e Wilson (1998, 2000). O estimador permite a realização de inferência estatística, uma das principais limitações da metodologia não paramétrica. O estimador permite ainda oferecer uma medida de eficiência mais compatível com a fronteira de produção teórica, que é contínua nos espaço de insumos e produtos, ao passo que a fronteira dada pelos dados empíricos é sempre discreta pela limitação dos mesmos.

O capítulo está organizado de modo que a próxima seção apresenta a literatura e a subsequente detalha a metodologia aplicada para estimar eficiência. A quarta seção descreve o banco de dados, enquanto a quinta mostra os resultados do estimador DEA. A sexta seção contém a análise de efeitos potenciais sobre a eficiência das circunstâncias há pouco descritas. Em seguida, a sétima seção apresenta dados de eficiência por firma e a oitava conclui o estudo da eficiência técnica.

3.2. Literatura

O modelo básico do estimador DEA, proposto por Farrell (1957), é um problema de programação linear em que a função de objeto 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 [27] especifica a versão insumo-orientada com n insumos x , m produtos y e k firmas:

$$\begin{aligned}
 \theta_k &\equiv \min_{\theta, \lambda} (\theta) \\
 \text{s.a} \quad \theta x_{kn} &\geq \sum_{j=1}^K \lambda_j x_{jn} && n = 1, \dots, N \\
 y_{km} &\leq \sum_{j=1}^K \lambda_j y_{jm} && m = 1, \dots, M \\
 \theta, \lambda_j &\geq 0 && j = 1, \dots, K
 \end{aligned} \tag{27}$$

Em que λ_j são escalares positivos a serem ajustados para cada firma k minimizar θ_k , ou em outras palavras, minimizar o uso de insumos x_{kn} para gerar pelo menos o vetor de produto y_k . Se $\theta_k = 1$, então a firma está operando na fronteira de eficiência, que é equivalente a isoquanta no espaço de um único produto. Portanto, as empresas que têm $\theta_k < 1$ são ineficientes e utilizam mais insumos do que o exigido pela função de produção do mercado em estudo.

Na equação [27], 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 λ_j : eles 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 estudo. 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 mostra-se 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 (Thanassoulis et al, 2008).

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. Dessa forma, os resultados a serem analisados nas próximas seções refletem a aplicação do modelo detalhado pela equação [27], com as devidas modificações a serem detalhadas adiante.

Para estudar os produtores de energia elétrica no Brasil, Sampaio et al. (2005) aplicou o modelo DEA básico há pouco descrito. Os autores utilizaram dados de produção e consumo das geradoras referentes ao ano de 1998, portanto, antes da última reforma regulatória da indústria. O trabalho aponta que as geradoras estatais são mais eficientes do que as concorrentes privadas. À época do estudo, as geradoras privadas haviam entrado recentemente no mercado, uma vez que até 1995 a produção de energia elétrica no Brasil era um monopólio estatal. Outra constatação dos autores é que as firmas cuja produção se aproxima mais da média produzida pelo mercado são as mais eficientes. Além disso, entre as firmas menores e maiores, não é claro qual desses dois grupos é a mais eficiente em média. Ambos os resultados são mais consistentes com a

hipótese VRS na tecnologia de produção adotada no mercado brasileiro de geração de energia elétrica. A variação da eficiência, ocasionada pela variação do nível de produto, sugere a prevalência de retornos crescentes de escala entre as firmas menores, haja vista que elas se tornam mais eficientes quando se aproximam da média de produto do mercado. O oposto ocorre com as maiores empresas: tornam-se menos eficientes na medida em que se afastam da média produzida pelo mercado, o que sugere a predominância de retornos decrescentes de escala.

Aplicando o modelo DEA no mercado de geração de eletricidade da Índia, Thakur (2006) revela também evidências de que a tecnologia VRS é mais apropriada para representar este mercado do que a tecnologia CRS. Esses resultados e aqueles apontados por Sampaio et al (2005) não devem ser interpretados, no entanto, como o fim do debate sobre retornos de escala na produção de energia elétrica, considerando os resultados divergentes existentes na literatura (Fraquelli et al, 2005; Joskow, 1999; Wolak, 1997); essa divergência, inclusive, destaca como especificidades institucionais e tecnológicas podem afetar o estudo deste problema classicamente empírico.

Os estudos de eficiência focados na indústria de eletricidade podem convergir em outros temas. Por exemplo, o modelo DEA estimado por Sarica e Or (2007) destaca que as firmas estatais são menos eficientes do que as privadas na geração de energia elétrica na Turquia. O mesmo resultado é mostrado por Tannuri et al (2009) em um estudo sobre o mercado de distribuição de energia elétrica no Brasil, que se ampara, entretanto, em uma abordagem paramétrica para medir a eficiência durante o período entre 1993 e 2001. Como mencionado anteriormente, o efeito de diferentes tipos de propriedade e gestão na eficiência é investigado também neste trabalho.

Apesar da utilização generalizada do modelo DEA na análise de eficiência da produção de energia elétrica, uma parte substancial das aplicações desse método não permite inferência estatística (cálculo de variância, intervalo de confiança, etc.). Este é o caso, por exemplo, dos estudos citados há pouco, inclusive o que discorre sobre os geradores de energia elétrica no Brasil. Neste trabalho, tenta-se superar essa limitação do estimador DEA básico e de outras variações com deficiências semelhantes, aplicando a extensão bootstrap proposta por Simar e Wilson (1998 e 2000). A próxima seção detalha essa extensão.

3.3. Metodologia

O estimador proposto por Simar e Wilson (1998, 2000) é uma extensão do modelo básico porque utiliza bootstrap¹⁵ 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 – uma isoquanta no caso de uma tecnologia de um único produto. Assim, tanto o bootstrap quanto a função de densidade de Kernel são utilizados para aproximar a fronteira discreta, dada pela limitação de dados da amostra, da fronteira de eficiência teórica, que é contínua nos espaços de insumos e produtos.

O procedimento para aplicar a extensão bootstrap é resumido a seguir (Simar e Wilson, 1998, 2000). Em conformidade com o modelo básico, a ineficiência é dada por uma função que calcula a distância entre: i) o ponto representativo do desempenho da firma; e ii) o ponto de performance máxima dada pela fronteira de eficiência estimada. A última etapa do processo é a realização de um segundo bootstrap para calcular os intervalos de confiança de medida de eficiência.

Para entender o algoritmo em comento, observe-se que $S = \{(x_k, y_k), k = 1 \dots K\}$ representa a amostra original de K firmas, sobre a qual o bootstrap deve ser implementado. Considerando essa notação e a descrita para a equação [27], deve-se proceder da seguinte forma:

1º) Otimize o problema explicitado em [27] e calcule o coeficiente de eficiência ϑ_k para cada firma k ;

2º) Utilize a estimação de densidade de Kernel e bootstrap para gerar a pseudo amostra $S^* = \{(x^*_k, y^*_k), k = 1, \dots, K\}$;

3º) Estime a medida de eficiência bootstrap θ^b_{kz} para cada firma k aplicando o estimador DEA do modelo básico sobre o pseudo conjunto de dados gerado no 2º passo;

¹⁵ Bootstrap é a técnica que simula o processo de geração de dados através de reamostragem e aplica-se o estimador original para cada amostra simulada para imitar a distribuição desconhecida dos estimadores de interesse (Simar e Wilson, 1998).

4º) Repita as etapas 2 e 3 Z vezes de modo a obter o conjunto de estimativas: $\{\theta_{kz}^b, z = 1, \dots, Z\}$;

5º) O viés da medida de eficiência do modelo DEA básico, θ_k , pode ser estimada a partir da seguinte equação:

$$\text{Viés}_Z(\theta_k) = Z^{-1} \sum_{z=1}^Z \theta_{kz}^b - \theta_k \quad [28]$$

6º) A medida de eficiência corrigida de viés resulta da seguinte equação:

$$\theta_k^c = \theta_k - \text{Viés}_Z(\theta_k) \quad [29]$$

7º) A estimativa do intervalo de confiança para a medida de eficiência resulta dos seguintes procedimentos:

- i) classifique os valores $(\theta_{kz}^b - \theta_k)$ para $z = 1, \dots, Z$ e exclua $\left(\frac{\alpha}{2} 100\right)$ por cento dos elementos de cada uma das extremidades desse intervalo;
- ii) defina $-z_\alpha$ e $-w_\alpha$, $w_\alpha \leq z_\alpha$. Ambos z_α e w_α são iguais aos pontos extremos do intervalo descrito no tópico anterior. O intervalo de confiança de $(1 - \alpha)$ por cento deve ser estimado como segue:

$$\theta_k + w_\alpha \leq \bar{\theta}_k \leq \theta_k + z_\alpha \quad [30]$$

Vale registrar que a fronteira de eficiência estimada neste trabalho, tanto pelo modelo básico explicitado na equação [27], como pela extensão bootstrap há pouco detalhada, representa uma função de produção em que a eletricidade é o produto e os insumos são capital, trabalho e combustível. A mensuração dessas variáveis e respectivas fontes são explicitadas na próxima seção.

3.4. Dados e Variáveis

A estimação do modelo DEA utiliza o mesmo painel dos estudos anteriores de economias de escala e eficiência de custo. Contudo, há uma diferença concernente ao período avaliado, que neste trabalho sobre eficiência técnica trata o período 2001/2010, excluindo da análise o ano 2000. Ressalva-se que a exclusão ocorreu devido ao pequeno número de observações disponível para esse período – menos da metade do disponível para os demais anos. Essa discrepância para o ano 2000 tende a afetar o resultado do modelo DEA, uma vez que a estimação da fronteira de eficiência ocorre a partir da identificação de *benchmarks* no conjunto de possibilidades de produção. Como se trata de uma diferença muito grande de informações disponíveis, mesmo a extensão *bootstrap* aplicada neste trabalho, formulada para contornar o problema de limitação de dados do método DEA, tende a não evitar distorções de comparação entre as estimativas para o ano 2000 e os demais¹⁶. Ademais, no tocante a outros problemas potenciais do painel não balanceado utilizado neste trabalho, o primeiro capítulo dedicado às economias de escala já os esclarece na seção explicativa da base de dados.

Como se apresenta adiante, as variáveis trabalhadas na estimação da fronteira de produção diferem das utilizadas nos capítulos anteriores, que esmiuçaram a fronteira de custo do mercado em estudo. A única variável em comum com os capítulos precedentes é o nível de produção de eletricidade (y), que foi tratado como variável explicativa na estimação da função custo, mas aqui constitui uma restrição da programação linear desenvolvida para calcular a eficiência técnica – ver equação [27].

A fronteira de produção avaliada contém três insumos: 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, que são a principal fonte de informação da base de dados construída para este trabalho – ver capítulo 1 para mais detalhes sobre os referidos documentos. O insumo capital (k), por sua vez, é um valor monetário real que resulta dos seguintes componentes¹⁷: i) dívida, que é composta de todos os empréstimos registrados na Conta de Passivos do Balanço Patrimonial de

¹⁶ No período 2001/2010, os anos que possuem mais observações são 2006 e 2007: ambos possuem 21 observações. A partir de 2008 observam-se 20 firmas e ano com menos observações é 2001, que possui 17 observações. Como se observou no texto, as informações para o ano 2000 não foram utilizadas porque somam menos da metade das observações disponíveis nos demais anos do painel.

¹⁷ Deflacionados pelo índice de preços IPCA/IBGE (31/12/2012 = 100).

um balanço contábil; e ii) capital próprio, que é o valor contabilizado como Capital Social também 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 denominado Balanço Energético Nacional (Empresa de Pesquisa Energética, 2011). Note-se que nas demonstrações gerenciais e contábeis comentadas é possível identificar o tipo de combustível¹⁸ utilizado pelas firmas, assim como sua respectiva despesa. Dessa forma, foi possível dividir essa despesa pela informação de preço médio do combustível no mercado brasileiro, para se ter uma medida de quantidade de insumo com a unidade em barril de óleo equivalente.

De modo semelhante se procedeu com o insumo água, para a qual se adotou como o preço a tarifa intitulada Compensação Financeira pela Utilização de Recursos Hídricos (CFRH)¹⁹. O valor dessa tarifa é igualmente de conhecimento público, por meio de diversas resoluções da agência reguladora do setor elétrico (Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013b). Ao dividir a despesa com água pela tarifa citada, obteve-se a quantidade de água medida em barril de óleo equivalente. Por último, 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 (Empresa de Pesquisa Energética, 2011). A divisão fornece um *quantum* de eletricidade, cuja unidade também é a de barril de óleo equivalente e, dessa forma, todos os insumos energéticos são medidos na referida unidade.

¹⁸ 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.

¹⁹ 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 (Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013b).

A Tabela 18 sintetiza as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise da fronteira de produção, apresentando a média observada para o período 2001/2010.

Tabela 18 – 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	3,303	4
Capital (US\$ milhão)	924	1,671	3,249	20,330	9
Combustível (1,000 boe)*	472	832	876	4.182	3
Preço do Combustível (US\$ /boe)	68	81	43	182	24
Custo do Combustível (US\$ 1,000)	42.982	80.214	132.928	690.111	210
Água (1,000 boe)*	501	1.212	2.525	15.189	8
Preço da Água, CFRH (US\$ /boe)	56	56	10	75	43
Custo da água (US\$ 1,000)	27.685	65.445	129.333	708.452	426
Eletricidade de Terceiros (1,000 boe)*	91	815	3.555	35.551	0
Preço da Eletricidade de Terceiros (US\$ /boe)	250	225	44	277	153
Custo da Eletricidade de Terceiros (US\$ 1,000)	22.696	155.150	575.163	5.428.550	0

* Barril de óleo equivalente.

Preços: 2010. Taxa de câmbio: R\$ /US\$ 2,2.

Fontes: Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros S.A. (2011); Centrais Elétricas Brasileiras (2011); Empresa de Pesquisa Energética (2011); Agência Nacional de Energia Elétrica (2013b).

3.5. Estimação da Eficiência Técnica

O modelo DEA básico e sua extensão bootstrap são calculados por intermédio do software FEAR 1.13²⁰ (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 19. As ineficiências técnicas estimadas não são negligenciáveis em ambos os modelos, confirmando estudos anteriores que investigam essas perdas na produção de eletricidade (Sueyoshi et al, 2010; Barros, 2008; Nemoto e Goto, 2003; Borenstein et al., 2002). Supondo CRS, as ineficiências variam entre 24 e 36% em média. Sem esse pressuposto, as ineficiências diminuem, mas permanecem substanciais, situando-se em

²⁰ Desenvolvido para o programa R, permite a estimação de vários modelos da literatura de análise de produtividade e eficiência. O software foi escrito por Wilson (2008).

torno de 17% no modelo básico – e 30% na extensão bootstrap. Portanto, as estatísticas relatadas pela Tabela 19 indicam que as perdas de eficiência no mercado de geração de energia elétrica são substanciais, o que tende a desviar sistematicamente as firmas da fronteira de produção.

A Tabela 20 complementa as estatísticas descritivas comentadas há pouco, desagregando a eficiência técnica por ano. As medidas foram estimadas pelo modelo bootstrap, o que permitiu a estimativa do desvio padrão e do intervalo de confiança de 95% das medidas anuais de eficiência. No modelo CRS, o desvio padrão representa cerca de 8% da medida de eficiência técnica, em média; já no modelo menos restritivo, DEA VRS, o coeficiente de variação sobre para 12%. Vale registrar ainda que o viés estimado é maior do que o desvio padrão; essa superioridade deve-se sobremaneira ao fato de que a amostra de firmas por ano dispõe de poucas observações para a estimação de uma fronteira de produção contínua.

Tabela 19 – 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.

Tabela 20 – Intervalo de Confiança de 95% e Viés Estimado do Modelo Bootstrap: 2001/2010.

Ano	CRS					VRS				
	Limite Superior	Limite Inferior	Média	Desvio Padrão	Viés	Limite Superior	Limite Inferior	Média	Desvio Padrão	Viés
2001	0.6856	0.4778	0.5589	0.0528	-0.1133	0.8083	0.5599	0.6740	0.0705	-0.1188
2002	0.7706	0.5622	0.6554	0.0570	-0.1057	0.8425	0.5908	0.7193	0.0732	-0.1102
2003	0.6923	0.5047	0.5878	0.0501	-0.0962	0.8047	0.5414	0.6634	0.0751	-0.1238
2004	0.7885	0.5884	0.6814	0.0545	-0.0993	0.8221	0.5608	0.6964	0.0796	-0.1113
2005	0.7298	0.5434	0.6325	0.0524	-0.0890	0.7930	0.5329	0.6778	0.0870	-0.1008
2006	0.7645	0.5802	0.6709	0.0605	-0.0879	0.8137	0.5624	0.7047	0.0822	-0.0973
2007	0.7561	0.5818	0.6702	0.0497	-0.0808	0.8273	0.5738	0.7121	0.0778	-0.1033
2008	0.7811	0.6279	0.7120	0.0460	-0.0654	0.8239	0.5570	0.6765	0.0740	-0.1285
2009	0.7927	0.6157	0.7032	0.0503	-0.0845	0.8288	0.5686	0.6917	0.0735	-0.1206
2010	0.7165	0.5461	0.6323	0.0472	-0.0786	0.8090	0.5554	0.6708	0.0718	-0.1223

Fonte: elaboração própria.

A Tabela 21 aponta que é estatisticamente significativa a diferença entre as medidas de eficiência que resultam dos pressupostos de CRS e VRS, com base no teste t para a eficiência média estimada pelos modelos básicos e *bootstrap*. Nos dois modelos, o teste não descarta que os pressupostos CRS e VRS produzem medidas de eficiência diferentes. Como CRS é o pressuposto mais restritivo, as próximas estimativas representam apenas o caso VRS. Utiliza-se, entretanto, a restrição CRS para medir as eficiências de escala. Dividindo a medição de eficiência CRS pela respectiva estimativa de VRS, obtêm-se a medida de eficiência de escala (Thanassoulis et al., 2008). A Tabela 21 apresenta ainda as estimativas de eficiência de escala derivadas do modelo básico e sua extensão *bootstrap*; seus momentos estatísticos são bastante semelhantes, por exemplo, em ambos a média se aproxima de 90%.

Tabela 21 – Diferença entre as Medidas de Eficiência Estimadas com CRS e VRS e Estatísticas Descritivas das respectivas Eficiências de Escala: 2001/2010.

Modelos	Diferença entre as Medidas de Eficiência com CRS e VRS			Estatísticas Descritivas das Medidas de Eficiência de Escala			
	Média	Desvio Padrão	Estatística t	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Bootstrap	0,0515	0,0228	2,2577	0,9146	0,1340	0,2012	1
Básico	0,0686	0,0286	2,4177	0,9071	0,1433	0,2022	1

Fonte: elaboração própria.

Para explorar mais as semelhanças entre os modelos básico e bootstrap, estimam-se as correlações de seus resultados. A correlação é calculada tanto para as estimativas de eficiência técnica, como para a de escala. Ademais, calcula-se a correlação de Spearman para os mesmos casos. A Tabela 22 indica que a correlação simples é superior à correlação de Spearman. Para a eficiência técnica em particular, a correlação de Spearman é cerca de 73%. Esse nível de correlação sugere que a ordem das firmas de maior eficiência técnica prevista pelo modelo básico tende a ser razoavelmente diferente da ordem prevista pelo modelo bootstrap.

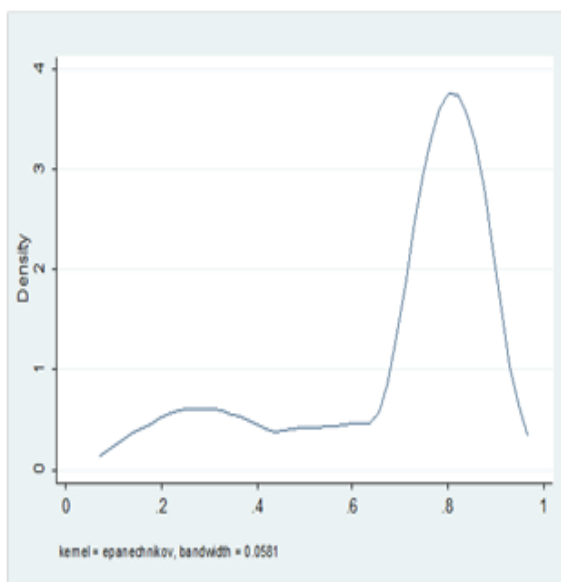
Tabela 22 – Correlação das medidas de eficiência dos modelos básico e bootstrap: 2001/2010.

Tipos de Eficiência	Correlação Simples	Correlação de Spearman
Técnica	0,9863	0,7298
de Escala	0,9731	0,8190

Fonte: elaboração própria.

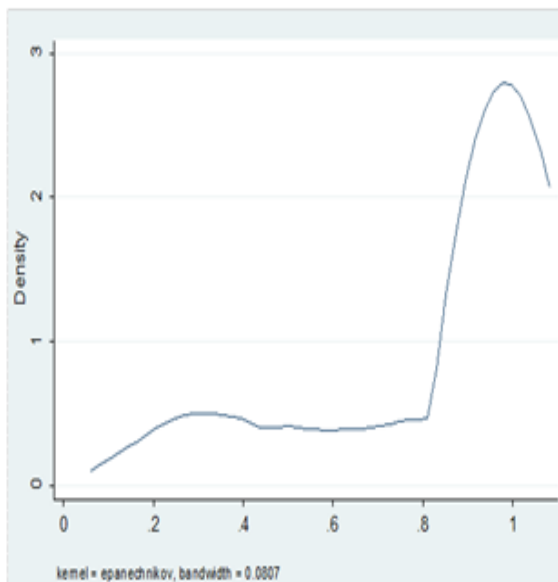
Em complemento às considerações anteriores sobre a distribuição das medidas de eficiência dos modelos básicos e bootstrap, explicitam-se abaixo quatro gráficos. As Figuras 10 a 11 ilustram a função de densidade de Kernel da eficiência técnica estimada pelos modelos citados, ao passo que as Figuras 12 a 13 realizam o mesmo para a estimativa de eficiência de escala. Observe-se que a densidade de Kernel, em todos os quatro casos, aproxima-se da distribuição teórica *half-normal* que é comumente assumida pelos modelos paramétricos na análise de eficiência (Greene, 2008).

Figura 10 – Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA bootstrap)



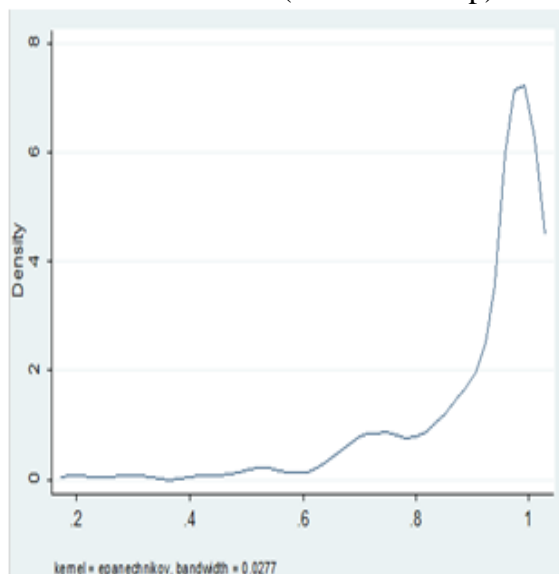
Fonte: elaboração própria.

Figura 11 – Densidade de Kernel da Eficiência Técnica (DEA básico)



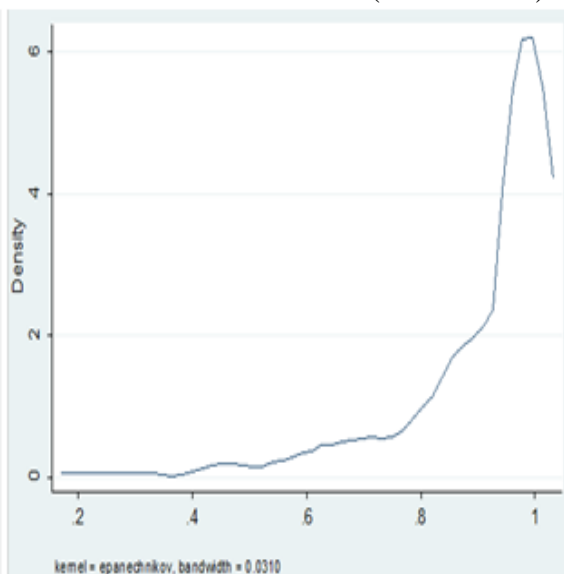
Fonte: elaboração própria.

Figura 12 – Densidade de Kernel da Eficiência de Escala (DEA bootstrap)



Fonte: elaboração própria.

Figura 13 – Densidade de Kernel da Eficiência de Escala (DEA básico)



Fonte: elaboração própria.

3.6. Efeitos Potenciais de Variáveis Institucionais e Técnicas sobre a Eficiência

Nesta seção, testes paramétricos e não paramétricos são aplicados para averiguar o impacto de algumas características observáveis das empresas em sua eficiência. Os testes foram realizados pelo software STATA 12.0. Primeiramente, investiga-se se a eficiência da geração de energia elétrica brasileira mudou após a reforma regulatória de 2005; a reforma alcançou também os outros dois segmentos da indústria de eletricidade (transmissão e distribuição), não obstante o seu objetivo principal ser a exploração de potenciais economias de escala no mercado de geração.

A Tabela 23 informa o teste t aplicado para avaliar a existência de diferenças significativas entre a eficiência antes e após a reestruturação. O teste rejeita a hipótese de que a eficiência técnica média no período 2000/2004 é diferente do período subsequente 2005/2010 para o nível de significância de 1%. Não obstante, a mesma hipótese não é rejeitada para a eficiência de escala média, que aumentou após a reestruturação.

A mesma hipótese é avaliada adicionalmente por dois testes não paramétricos: o Kruskal-Wallis e o Kolmogorov-Smirnov. Ambos confirmam os resultados do teste t para o mesmo nível de significância: a eficiência técnica não mudou após a

reestruturação, contudo o mesmo não se pode afirmar para a eficiência de escala. Em particular, o teste de Kolmogorov falhou em rejeitar que a eficiência de escala cresceu após a reforma. A Tabela 23 detalha também esses resultados.

Tabela 23 – Diferença de Eficiência entre os Períodos pré (2001/2004) e pós Reforma Regulatória (2005/2010): Resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov.

Tipos de Eficiência	Estatísticas do teste <i>t</i>				Estatísticas dos testes não-paramétricos		
	Média pré	Média pós	Desvio padrão	Estatística <i>t</i>	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A ¹ (p-valor)	Kolmogorov B ² (p-valor)
Técnica	0,6881	0,6894	0,0312	-0,0388	0,5159	0,574	0,332
de Escala	0,8851	0,9318	0,0223	-2,0961	0,0033	0,000	0,000

1 – Kolmogorov A – H₀: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H₀: eficiências do grupo 1 (antes da reforma) são menores do que as do grupo 2 (depois da reforma).

Fonte: elaboração própria.

A próxima hipótese investigada é a maior eficiência das empresas privadas em comparação com suas concorrentes estatais no mercado de geração de energia elétrica. A reestruturação do sector da eletricidade em vários países se baseia neste pressuposto, inclusive no Brasil, onde um programa extenso de privatização foi realizado em meados da década de 1990 (Newberry, 2002; Jamasb e Pollitt, 2000; Gilbert e Kahn, 1996; Pinto et al, 2007). Apesar desse esforço para impulsionar o investimento privado, a maioria da capacidade instalada na produção brasileira de energia elétrica, cerca de 58%, permanece sob o controle de empresas estatais²¹ (Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013a).

A hipótese apresentada no parágrafo anterior não é rejeitada pelo teste *t* quando se avalia a eficiência técnica média para o nível de significância de 1%. No entanto, o teste falha em rejeitar que as empresas privadas possuem eficiência de escala média superior a de suas concorrentes estatais. Para o mesmo nível de significância, os testes Kruskal-Wallis e Kolmogorov confirmam que as empresas privadas podem ter eficiência técnica distinta, mas não eficiência de escala. O teste Kolmogorov também não contradiz o resultado de que as empresas privadas podem ter maior eficiência técnica do que as estatais. A Tabela 24 detalha os três testes e suas respectivas conclusões.

²¹ Incluindo a capacidade instalada de Itaipu – não 50%, mas 90%, que é o percentual médio absorvido pelo mercado brasileiro.

Tabela 24 – Diferença de Eficiência entre firmas privadas e estatais: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.

Tipos de Eficiência	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 ¹ (p-valor)	Kolmogorov B ² (p-valor)
Técnica	0,8150	0,6316	0,0220	8,3418	0,0001	1,000	0,000
de Escala	0,9353	0,9052	0,0205	1,4709	0,0420	0,977	0,052

1 – Kolmogorov A – H₀: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H₀: eficiências do grupo 1 (estatais) são menores do que as do grupo 2 (privadas).

Fonte: elaboração própria.

Um problema comumente estudado na indústria da eletricidade é existência de potenciais economias de integração vertical. Além do comportamento oportunista, essas economias podem explicar por que as empresas adotam a estratégia vertical em equilíbrio (Arocena, 2012; Nemoto e Goto, 2004; Kaserman e Mayo, 1991). Como o banco de dados não tem informações sobre as empresas que operam em outros segmentos da indústria, é possível testar apenas se as firmas verticalizadas são mais eficientes do que as demais. Nos testes, a empresa é classificada como verticalmente integrada se opera em todos os três segmentos da indústria de energia elétrica: geração, transmissão e distribuição.

O teste Kruskal-Wallis rejeita a hipótese de que as firmas verticais possuem eficiência técnica distinta das demais, para o nível de significância de 1%. No caso da eficiência de escala, não se descarta a possibilidade de que existam diferenças entre as firmas verticalizadas e as suas concorrentes. Todos os demais testes falharam em rejeitar a hipótese de que as firmas verticalizadas operam com nível de eficiência distinto. A Tabela 25 expõe esses testes e seus respectivos resultados.

Tabela 25 – Diferença de Eficiência entre firmas verticalizadas e não verticalizadas: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.

Tipos de Eficiência	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 ¹ (p-valor)	Kolmogorov B ² (p-valor)
Técnica	0,6588	0,7965	0,0207	-6,6649	0,0350	0,001	0,001
de Escala	0,8979	0,9742	0,0139	-5,5008	0,0088	0,000	0,000

1 – Kolmogorov A – H₀: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H₀: eficiências do grupo 1 (não vertical) são menores do que as do grupo 2 (verticalizadas).

Fonte: elaboração própria.

Outra característica das firmas em estudo passível de observação é a tecnologia predominantemente usada para a geração de energia elétrica. Novamente, as firmas da amostra podem ser classificadas em dois grupos: as que se amparam totalmente ou majoritariamente em tecnologia hidroelétrica e as que utilizam apenas tecnologia termoeletrica. Conforme explicado anteriormente, o primeiro caso é o mais comum no mercado de geração de energia elétrica do Brasil; em 2010, cerca de 74% da oferta desse mercado foi suprida por hidroelétricas (Empresa de Pesquisa Energética, 2011).

A Tabela 26 exhibe o teste *t* para a eficiência média dos dois grupos supracitados. Não se rejeita a hipótese de que as firmas amparadas na tecnologia hidroelétrica operam, em média, com maior eficiência técnica e de escala comparativamente às firmas que operam com a tecnologia termoeletrica. Os outros dois testes não paramétricos fornecem indicativo adicional de que ambas as tecnologias podem divergir em eficiência. A Tabela 26 apresenta as inferências descritas, com base no nível de significância de 1%.

Tabela 26 – Diferença de Eficiência entre tecnologias termoeletrica e hidroelétrica: resultados dos testes *t*, Kruskal-Wallis e Kolmogorov no período 2001/2010.

Tipos de Eficiência	Estatísticas do teste <i>t</i>				Estatísticas dos testes não-paramétricos		
	Média térmica	Média hidrel.	Desvio padrão	Estatística <i>t</i>	Kruskal (p-valor)	Kolmogorov A ¹ (p-valor)	Kolmogorov B ² (p-valor)
Técnica	0,7644	0,3725	0,0381	10,2793	0,0001	1,000	0,000
de Escala	0,9278	0,8593	0,0278	2,4652	0,0001	0,988	0,000

1 – Kolmogorov A – H₀: eficiências dos dois grupos têm diferentes distribuições.

2 – Kolmogorov B – H_0 : eficiências do grupo 1 (térmica) são menores do que as do grupo 2 (hidrelétrica).

Fonte: elaboração própria.

3.6.1. Regressão Truncada

Nesta seção, aplica-se uma regressão truncada para testar conjuntamente todos os pressupostos descritos anteriormente. A literatura aponta que essa regressão é a apropriada para as características da distribuição da medida de eficiência estimada pela DEA, que é delimitada em ambas as extremidades do intervalo (0,1]. Tais características possuem implicações sobre o erro aleatório do modelo que testa o impacto de variáveis exógenas sobre a eficiência. Esse erro é interpretado como truncado, ao invés de censurado, em face do exposto²². Consequentemente, a regressão truncada se mostra melhor do que o modelo Tobit, e outras regressões censuradas, para testar variáveis potencialmente explicativas da eficiência estimada pela DEA (Simar e Wilson, 2007).

A fim de controlar para características não observadas das empresas e problemas de endogeneidade respectivos, todas as especificações testadas são variações do modelo painel com efeito fixo individual. Primeiramente, a eficiência técnica é regredida nas características observáveis das firmas comentadas anteriormente. Posteriormente, os mesmos modelos são calculados tendo a eficiência de escala como a variável dependente. Em ambos os casos, a eficiência é medido pelos modelos bootstrap que assumem VRS, em vista das observações já esclarecidas acerca das hipóteses de retornos de escala.

Utiliza-se o STATA 12.0 para estimar as regressões truncadas. A primeira coluna da Tabela 27 exhibe uma das duas regressões em que a variável dependente é eficiência técnica. A *dummy* de firma estatal, EST, é a única variável independente significativa, uma vez que as outras duas *dummies*, tecnologia termoelétrica (TER) e firmas verticalmente integradas (VER), não são significativas. Em conformidade com os

²² 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).

resultados do teste t e o teste de Kolmogorov descritos anteriormente, a propriedade de estado tem um impacto negativo na eficiência técnica.

A segunda coluna da Tabela 27 apresenta o mesmo modelo da primeira coluna, exceto que ele inclui outra variável independente: a interação entre as *dummies* firma estatal e tecnologia termoeétrica. A interação é significativa e negativa, representando a maior parte do impacto anterior que foi estimada como efeito exclusivo da gerência e propriedade estatal. Apesar disso, esse efeito continua significativo a 10%.

Os referidos exercícios são repetidos para a regressão que tem a eficiência de escala como variável dependente. Mais uma vez, a firma estatal é a única característica observável que tem um efeito significativo na eficiência. Novamente, testa-se especificação que inclui a interação entre as *dummies* firma estatal e tecnologia termoeétrica (ESTxTER); a interação não é significativa, mas o efeito gerência e propriedade estatal tem um impacto negativo e significativo sobre a eficiência de escala.

Uma diferença expressiva entre os modelos de eficiência técnica e de escala ocorre com o efeito das variáveis *dummy* de tempo (D2002, D2003, etc.); a maioria dessas *dummies* tem um impacto significativo sobre a eficiência de escala, sugerindo que apenas esse tipo de eficiência se altera no período estudado. A fim de analisar se a reforma regulatória de 2005 afetou a evolução da eficiência de escala, calculou-se o efeito marginal das variáveis *dummy* de tempo que se mostraram significativas. Na regressão truncada, o efeito marginal não é representado simplesmente pelo coeficiente da variável explicativa, uma vez que não se trata de modelo linear. O impacto marginal é dado pela diferença entre os valores esperados da variável dependente quando a variável *dummy* é igual a um e zero²³. A Tabela 28 mostra o cálculo do impacto marginal. A principal conclusão é que a eficiência de escala tem aumentado mesmo antes da reforma do regulamento e a uma maior taxa média ligeiramente superior. Portanto, não é claro se a reforma regulatória da indústria de eletricidade, implementada no Brasil em 2005, afetou a eficiência de escala das firmas atuantes no mercado de geração.

²³ O impacto marginal de uma *dummy* D na variável dependente y da regressão truncada é dada por: $E(y | D = 1) - E(y | D = 0)$.

Tabela 27 – Modelos de Regressão Truncada: 2001/2010.

Variáveis	Variável Dependente: Eficiência Técnica				Variável Dependente: Eficiência de Escala			
			Efeito Fixo Individual				Efeito Fixo Individual	
	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão	Coefficiente	Desvio Padrão
σ	0.1210*	0.0075	0.0580*	0.0030	0.4404***	0.2267	0.1503*	0.0204
Constante	0.8371*	0.0367	0.8337*	0.0229	1.6346	1.0678	0.7543*	0.0945
TER	-0.1207**	0.0601	-0.0291	0.0342	1.4424	3.4160	-0.2714	1.0879
VER	0.0845*	0.0270	-0.0172	0.0323	3.4127	3.4656	0.9756	1.0584
EST	-0.1197*	0.0244	-0.0486***	0.0261	-0.2314	0.4172	-0.3239*	0.1024
ESTxTER	-0.3203*	0.0682	-0.3901*	0.0430	-1.7200	3.5507	0.6083	1.0944
D2002	0.0541	0.0455	0.0461**	0.0201	0.8756	0.9089	0.2265**	0.0893
D2003	-0.0210	0.0435	-0.0182	0.0197	0.4063	0.5434	0.1121	0.0801
D2004	0.0105	0.0435	0.0094	0.0195	2.6432	2.6571	0.5281*	0.1547
D2005	-0.0110	0.0432	-0.0093	0.0195	0.4215	0.5927	0.1975**	0.0889
D2006	0.0087	0.0426	0.0045	0.0192	0.8451	0.9051	0.2322**	0.0935
D2007	0.0176	0.0428	0.0120	0.0192	0.7700	0.8368	0.2329**	0.0918
D2008	-0.0231	0.0427	-0.0171	0.0193	1.1020	1.2210	0.3100**	0.1270
D2009	-0.0056	0.0429	-0.0019	0.0193	0.7574	0.9263	0.2892**	0.1187
D2010	-0.0296	0.0426	-0.0229	0.0193	0.2576	0.5113	0.0848	0.0910

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

Fonte: elaboração própria.

Tabela 28 - Impacto Marginal da *Dummy* de Tempo na Eficiência de Escala: 2001/2010

Tempo	Impacto marginal*
2002	2.01%
2003	0%
2004	5.23%
2005	1.95%
2006	2.54%
2007	2.55%
2008	3.23%
2009	3.01%
2010	0%
Média antes da reforma: 2002/2004	2.41%
Média após a reforma: 2005/2010	2.21%

* $E(SE/Dummy\ de\ tempo = 1) - E(SE/Dummy\ de\ tempo = 0)$

Fonte: elaboração própria.

3.7. Eficiência por Firma

Encerra este estudo a exposição das estatísticas de eficiência para cada firma. A Tabela 29 detalha a média dessas estatísticas para o período 2001/2010; exibem-se a eficiência técnica e o respectivo intervalo de confiança de 95% estimados pelo modelo bootstrap. Informa-se também o tipo de retorno de escala da tecnologia empregada por cada firma. O tipo é dado a partir de três estimativas de eficiência técnica; cada uma é calculada sob uma hipótese distinta de retornos de escala, que são as seguintes: CRS, VRS e Retornos de Escala Não-Crescentes (NRS). O cálculo dessa última requer a imposição de uma restrição adicional no problema de programação linear dado pela equação [27]; trata-se da restrição de convexidade expressa abaixo:

$$\sum_{j=1}^K \lambda_j \leq 1 \quad [31]$$

De posse das três estimativas de eficiência técnica supracitadas, deve-se observar primeiro se as eficiências VRS e CRS são iguais. Caso sejam, a firma opera com retornos constantes de escala. Por outro lado, se as medidas de eficiência VRS e CRS diferem, a firma pode operar com retornos crescentes ou decrescentes de escala. Quando as estimativas de eficiência VRS e NRS são diferentes para uma determinada firma, isso implica que a mesma produz com retornos crescentes de escala. Na situação oposta, em que as medidas de eficiência VRS e NRS são iguais, a produção da firma ocorre com retornos decrescentes de escalas.

Como as três estimativas de eficiência técnica CRS, VRS e NRS foram calculadas pelo modelo bootstrap, utilizou-se a informação de desvio padrão para testar se essas estimativas são diferentes estatisticamente²⁴. Para tanto, implementou-se o teste *t* para o nível de significância de 1%. De modo geral, observa-se que até o nível de produção de eletricidade de 10.000 GWh, as firmas operam com retornos crescentes ou constantes de escala; a partir desse nível as firmas produzem com retornos constantes ou decrescentes de escala. Particularmente, as maiores geradoras hidroelétrica e termoelétrica, que são respectivamente Itaipu e Termonuclear, operam com retornos decrescentes de escala.

²⁴ Em anexo, exhibe-se a eficiência técnica estimada com NRS.

Tabela 29 – Eficiência Técnica, Intervalo de Confiança de 95% e Tipo de Retornos de Escala detalhados por firma: média do período 2001/2010.

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

Fonte: Elaboração Própria.

Por último, apresentamos o ranking das firmas mais eficientes, a partir das estimativas do modelo bootstrap com VRS. Apresentam-se dois rankings: um deles é a ordem das firmas de maior eficiência técnica, enquanto o outro representa a ordem das firmas de maior eficiência de escala. A classificação é baseada na média das eficiências de cada empresa durante o período 2001/2010. A Tabela 30 expõe os dois rankings.

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 exclusivamente tecnologia termoelétrica; a firma opera também no segmento de distribuição, mas foi classificada como uma empresa não verticalmente integrada neste estudo porque ele não desenvolve atividades em todos os três segmentos da indústria.

Em relação à eficiência de escala, várias empresas empatam em primeiro lugar e nenhuma delas estrutura-se sobre a tecnologia termoelétrica. A firma de menor eficiência de escala é Itaipu, a maior geradora de energia elétrica no Brasil e no mundo. A empresa é estatal, utiliza tecnologia hidrelétrica e não é verticalmente integrada. O fato dessa empresa ser a de menor eficiência de escala constitui mais uma evidência de retornos decrescentes de escala nos estratos superiores de geração de energia elétrica no Brasil.

Tabela 30 – Ranking das Firmas de maior Eficiência Técnica ou de Escala: 2001/2010.

Firma	Eficiência Técnica	Firma	Eficiência de Escala
TRACTABEL	84,95%	CJORDÃO	100,00%
CJORDÃO	84,11%	ITAPEBI	100,00%
AES-TIETE	83,28%	CEEE	100,00%
CESP	82,73%	LIGHT	100,00%
CEEE	81,07%	CHESF	100,00%
LIGHT	80,99%	FURNAS	100,00%
ITAPEBI	80,34%	TRACTABEL	99,75%
DUKE	80,00%	TERMOPE	98,48%
CHESF	79,79%	COPEL	98,04%
CEMIG	79,60%	CESP	97,55%
FURNAS	79,12%	CELESC	95,56%
CELESC	78,59%	CEMIG	94,75%
ITAIPU	78,50%	ELETRONORTE	94,74%
CPFL	78,39%	DUKE	94,01%
TERMOPE	78,36%	CGTE	88,58%
COPEL	77,25%	AES-TIETE	87,73%
ELETRONORTE	53,99%	TERMONC	85,27%
EMAE	36,10%	EMAE	84,14%
TERMONC	34,55%	CERON	69,31%
CERON	24,00%	CPFL	67,60%
CGTE	18,23%	ITAIPU	62,59%

Fonte: elaboração própria.

3.8. Conclusão

A análise da eficiência técnica das geradoras brasileiras de eletricidade foi desenvolvida com base no método não paramétrico DEA. Os modelos básico e sua extensão bootstrap indicam a existência de ineficiências técnicas que se situam em média entre 17% e 31%, na hipótese menos restritiva sobre retornos de escala. Trata-se de ineficiências de magnitude considerável, que tendem a desviar sistematicamente as geradoras da fronteira de produção e sinalizam o potencial de crescimento de produtividade a partir de políticas privadas e públicas destinadas a minimizá-las.

Tanto o modelo básico DEA, como a sua extensão bootstrap, apontam que a hipótese de retornos constantes de escala (CRS) não é plausível para o caso analisado. Dessa forma, as firmas em estudo tendem a se diferenciar das que operam em um mercado mais próximo do modelo de concorrência perfeita, no qual a prevalência de CRS é esperada. Esse resultado vai ao encontro dos registros da literatura de imperfeições competitivas na produção de eletricidade.

Outra questão avaliada é o impacto da última reforma regulatória no setor elétrico brasileiro sobre as eficiências técnica e de escala. Os testes não paramétricos e paramétricos não amparam a existência de melhorias significativas na eficiência técnica decorrentes dessa reforma. No entanto, eles falharam em rejeitar a hipótese de que a eficiência de escala aumentou após a reforma.

Os mesmos testes foram aplicados para investigar se: i) as empresas privadas são mais eficientes do que suas concorrentes estatais; ii) as empresas que operam nos três segmentos da indústria (geração, transmissão e distribuição) são mais eficientes do que as demais; e iii) a tecnologia hidrelétrica proporciona maiores ganhos de eficiência do que a tecnologia termoelétrica.

O teste t , o Kruskal-Wallis e os testes de Kolmogorov-Smirnoff falham em rejeitar a maioria das hipóteses referidas. No entanto, esses resultados não foram confirmados pela regressão truncada que testa conjuntamente todas as hipóteses descritas. A fim de controlar para características não observadas das empresas, o modelo truncado é calculado com efeitos fixos. O modelo não suporta também a hipótese de que a última reforma regulatória teve qualquer impacto nas eficiências técnica e de escala. Assim, não se dispõe de indicativos consistentes de ganhos de eficiência decorrentes da reforma no período avaliado.

A única hipótese que o modelo truncado falhou em rejeitar foi a maior eficiência das empresas privadas relativamente a suas concorrentes estatais; esse resultado é válido para ambas as medidas de eficiência técnica e de escala. Apesar de seu pior desempenho, as firmas estatais produzem a maior parte da energia fornecida no Brasil. Ambos os fatos sugerem que os incentivos ao aumento do *market share* das empresas privadas ainda são uma solução para expandir a eficiência que não foi exaurida. Cabe ponderar que as reformas regulatórias adotadas na indústria de eletricidade nos últimos vinte anos se propuseram a ampliar a participação das companhias privadas; todavia, as circunstâncias descritas indicam que o êxito do propósito foi limitado. Essa limitação, inclusive, pode estar relacionada com os indícios de que a última reestruturação institucional do setor não promoveu crescimento da eficiência, no período alcançado por esta pesquisa.

A respeito dos tipos de retornos de escala calculados, os indícios são de que até o nível de produção de eletricidade de 10.000 GWh, as firmas operam com retornos crescentes ou constantes de escala; todavia, a partir desse nível, produção ocorre com retornos constantes ou decrescentes de escala. Inclusive, a maior geradora de energia elétrica do país, Itaipu, opera com retornos decrescentes e com o menor nível de eficiência de escala. O resultado sugere que parte da produção do mercado em estudo já exauriu as possibilidades de retornos crescentes de escala e, portanto, apontam-se limites para a obtenção desses retornos.

Uma ressalva sobre a metodologia aplicada é a não utilização da estrutura de painel da base de dados. A eficiência técnica das firmas foi calculada para cada ano entre 2001 e 2010, ao invés de ser calculada para todo o período. As propriedades e algoritmos conhecidos do estimador bootstrap aplicado neste trabalho – proposto por Simar e Wilson (1998, 2000), são para o caso *cross section*, não para o painel. Dessa forma, um avanço a ser perseguido em trabalhos futuros é utilizar a estrutura de informações do painel, o que aumentaria a eficiência da estimação. Outras possibilidades de avanço são a inclusão de variáveis ambientais e o tratamento de efeitos aleatórios na mensuração da eficiência. Ambos as possibilidades são compatíveis com o estimador bootstrap explorado aqui, mas demandariam a realização de mais um estágio na análise. Conclui-se, então, em vista das alternativas de melhoria descritas, que o estudo empreendido aqui é um passo inicial na análise da eficiência técnica.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A tese compõe-se de três estudos sobre o mercado de geração de energia elétrica do Brasil. O primeiro investiga a existência de economias de escala a partir da estimação do modelo SUR (Seemingly unrelated regressions) composto pela função custo e funções de demanda de insumos. O segundo estudo objetiva aferir a eficiência de custo no mercado em foco e, para tanto, aplica-se o modelo de fronteira estocástica para estimar uma função custo com coeficientes variáveis. O terceiro estudo, por sua vez, dedica-se à eficiência técnica, que é estimada pelo método DEA bootstrap; é o único trabalho realizado com metodologia não-paramétrica e que otimiza uma função de produção. Os três estudos utilizam um painel de 21 firmas, que representam cerca de 70% da capacidade instalada da atividade; o período do painel é o de 2000/2010, captando anos que precedem e sucedem a última reestruturação institucional do setor.

O estudo sobre as economias de escala, desenvolvido no primeiro capítulo, aponta que as mesmas são substanciais na produção brasileira de eletricidade, conferindo vantagens de custos expressivas para as firmas de maior *market share*. O resultado constitui argumento favorável à estrutura de mercado mais concentrada, ou 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 reforma regulatória no 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. Esse contexto reduziu o custo de comercialização de grandes volumes de energia, o que favorece as firmas de maior *market share* e, por conseguinte, a concentração de mercado. 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 liberalizantes, foi a de que a produção de eletricidade no país caracteriza-se pela presença de indivisibilidades; por conseguinte, aumentos esparsos e incrementais na capacidade instalada do mercado da geração, resultantes do

modelo competitivo, seriam demasiadamente custosos. Então, seria mais econômico agregar a demanda das companhias de distribuição a fim de fazer aumentos concentrados e maiores na capacidade instalada, ao modo implementado pelo ambiente regulado de comercialização, o ACR, criado pelas novas regras de regulação.

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 apontam limites para a obtenção dessas economias, os quais já impedem as duas maiores empresas do mercado de obter ganhos de escala. Além disso, as deseconomias de escala relacionados ao uso de combustível e água sugerem que a dotação de recursos naturais não oferece suporte a novos aumentos de economias de escala.

Acerca das possibilidades de concorrência, indica-se ainda que as firmas menores têm custos médios mais baixos em comparação com os maiores até o nível de produto de 2.400 GWh e esses custos não aumentam acentuadamente até níveis bem superiores de produção. Essa circunstância ampara 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 tem acesso, ou optam por não incorrer nos custos associados às infraestruturas de transmissão e distribuição de eletricidade.

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 qualquer alteração na escala de produção eficiente, ou na combinação ótima de insumos – a exemplo de melhorias gerenciais, como as decorrentes das curvas de aprendizado. Parte da mudança tecnológica também é poupadora dos insumos capital e trabalho. No entanto, o maior gasto de combustível e água suplantou a mencionada poupança, sinalizando a crescente escassez de recursos naturais disponíveis para a produção de energia.

Passando para o estudo da eficiência de custo, realizado no segundo capítulo, demonstra-se que os desvios da fronteira estocástica de custo não representam apenas ocorrências aleatórias, mas igualmente perdas sistemáticas de eficiência; essas perdas

mostram-se significativas estatisticamente em quase todas as especificações testadas da função custo. Portanto, não se pode afirmar que as geradoras de eletricidade brasileiras operam em média na fronteira de eficiência. Inclusive, de acordo com a fronteira estocástica de coeficientes variáveis, a ineficiência de custo média é de 17%. Ademais, a função de densidade de Kernel aponta uma massa substantiva de firmas operando acima desse nível de ineficiência, sugerindo o potencial para ganhos de produtividade decorrentes não apenas de avanço tecnológico, mas também de políticas voltadas para melhoria da eficiência econômica. Reforça o exposto o fato do aumento da eficiência de custo ter sido bem inferior ao progresso técnico no período estudado: o primeiro alcançou 0,97% ao ano em média, enquanto o último atingiu 2,97% de média anual.

Ainda sobre a estimativa de eficiência de custo, cite-se que as estatísticas e teste avaliados apontam que as geradoras estatais são menos eficientes do que as firmas privadas. Igualmente, não se rejeita a hipótese de que as empresas integradas verticalmente são menos eficientes do que as demais, porém, para as firmas termoelétricas há menos clareza acerca de eventual inferioridade em eficiência de custo.

Sobre a tecnologia de produção, estimada pela fronteira estocástica de custo com coeficientes variáveis, indica-se que as firmas estatais são mais intensivas em mão de obra e dispõem de menores economias de escala do que suas rivais privadas. Suspeita-se que tais especificidades decorram da tecnologia mais antiga das estatais, que são as primeiras incumbentes no mercado. Em conformidade com o exposto, o modelo aponta também o menor progresso técnico das estatais comparativamente às geradoras privadas. Adicionalmente, a proporção dos gastos em capital nas estatais é inferior à verificada para as geradoras privadas; essa diferença pode refletir o fato do custo médio ponderado de capital (WACC) das estatais ser 25% inferior ao de suas concorrentes, indicando vantagem competitiva das primeiras em um mercado intensivo em capital, assim como potencial obstáculo ao crescimento do *market share* das firmas privadas.

A respeito das firmas integradas verticalmente, o modelo 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; essas vantagens são apenas parcialmente reduzidas pelos indicativos de ineficiência referidos anteriormente. Ademais, tanto as regras regulatórias em vigor, como estudos anteriores, sugerem que custos de transação são o fator mais provável de sustentação das mencionadas vantagens 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. Como se ponderou nos dois primeiros capítulos desta tese, 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 informações adicionais sobre o custo das atividades de transmissão e distribuição de energia elétrica, as quais não se encontram na base de dados explorada.

Quanto à terceira característica observável das firmas pesquisadas, relativa à utilização de tecnologia termoelétrica, as fronteiras estocásticas estimadas confirmam as expectativas de que essa tecnologia possui menos economias de escala e é mais intensiva na utilização do insumo combustível e recursos naturais do que as firmas amparadas em plantas hidroelétricas. 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.

Antes de encerrar os comentários sobre a fronteira estocástica de custo, frisa-se que os resultados encontrados são consistentes com os obtidos no estudo de economias de escala desenvolvido no primeiro capítulo. Ambos os estudos estimam a função custo do mercado de geração de energia elétrica, contudo, os modelos econométricos aplicados são notadamente distintos. Apesar da distinção metodológica, os dois estudos sugerem: 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.

A convergência dos resultados enumerados, mesmo em face das diferenças metodológicas destacadas, sinaliza a consistência dos estudos de economias de escala e eficiência de custo, além de esclarecer características e tendências do mercado em tela.

Em relação ao estudo sobre eficiência técnica, apresentado no terceiro capítulo, aponta-se que as ineficiências técnicas se situam em média entre 17% e 31%, na hipótese menos restritiva sobre retornos de escala – a de retornos variáveis. Esse resultado e o anteriormente relatado sobre ineficiência de custo mostram que tanto a programação linear pelo DEA, como o modelo econométrico de fronteira estocástica, reportam perdas de eficiência substantivas no mercado de geração de eletricidade.

No segundo estágio do DEA bootstrap, investiga-se o impacto da última reforma regulatória no setor elétrico brasileiro sobre as eficiências técnica e de escala estimadas. Os testes implementados não amparam, no período avaliado, a existência de melhorias nas eficiências técnica e de escala decorrentes da reforma. A inexistência dessas melhorias contrasta com a avaliação anterior da referida reestruturação institucional, quando se destacou sua pertinência em propiciar o aproveitamento de economias de escala expressivas. Então, se a última mudança regulatória da indústria foi exitosa em possibilitar a obtenção de ganhos de escala, por outro lado, falhou em promover ganhos de eficiência no intervalo de tempo pesquisado.

A única hipótese que se falha em rejeitar no segundo estágio do DEA – composto por regressão truncada e outros testes não paramétricos – é a maior eficiência das empresas privadas relativamente a suas concorrentes estatais; esse resultado é válido para ambas as medidas de eficiência técnica e de escala estimadas no primeiro estágio do modelo bootstrap. Assim, deve-se destacar novamente que o modelo DEA e o método de fronteira estocástica convergem no resultado de que as firmas estatais operam com menores níveis de eficiência.

Em que pese o pior desempenho, as firmas estatais produzem a maior parte da energia fornecida no Brasil. Cabe ponderar que as reformas regulatórias adotadas na indústria de eletricidade nos últimos vinte anos se propuseram a ampliar a participação das companhias privadas; todavia, as circunstâncias descritas indicam que o êxito do propósito foi limitado. Essa limitação, inclusive, pode estar relacionada com os indícios de que a última reestruturação institucional do setor não promoveu crescimento da eficiência, no período alcançado por esta pesquisa.

Por último, cabe citar outro resultado do modelo DEA consistente com os estudos de eficiência de custo e economias de escala. O resultado é a indicação de retornos crescentes de escala nas menores faixas de produção de eletricidade da amostra, ao passo que retornos constantes e decrescentes prevalecem nos níveis maiores de produção. Desse modo, a fronteira de produção não paramétrica suporta os resultados das funções custos estimadas pelas metodologias SUR e fronteira estocástica, as quais apontam a existência de economias de escala significativas, mas decrescentes no nível de produção.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013a. Available at: <
<http://www.aneel.gov.br/aplicacoes/AgenteGeracao/SelecaoDaEmpresaPasso1.asp?>
Access in 09/03/13.

Agência Nacional de Energia Elétrica, 2013b. Available at: <
<http://www.aneel.gov.br/area.cfm?idArea=536&idPerfil=2>. Access in 18/09/13.

Arocena, P., 2008. Cost and quality gains from diversification and vertical integration in the electricity industry: A DEA approach. *Energy Economics* 30(1), 39-58.

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

Battese, G. E.; Coelli, T. J., 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, v. 20, 325-332.

Bhat, C., 1999. Quasi-Random Maximum Simulated Likelihood Estimation of the Mixed Logit Model, Manuscript, Department of Civil Engineering, University of Texas, Austin.

Blackorby, C., Russell, R. R., 1989. Will the real elasticity of substitution please stand up? A comparison of the Allen/Uzawa and Morishima elasticities. *The American Economic Review* 79(4), 882–888.

Barros, C.P., Peypoch, N., 2008. Technical efficiency of thermoelectric power plants, *Energy Economics* 30(6), 3118-3127.

Barroso, L.A., Rosenblatt, J., Guimarães, A., Bezerra, B., Pereira, M.V., 2006. Auctions of contracts and energy call options to ensure supply adequacy in the second stage of the Brazilian power sector reform. Power Engineering Society General Meeting, Institute of Electrical and Electronics Engineers, Montreal, CA.

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. Available at: <<http://www.bovespa.com.br/Principal.asp>. Access in 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.

Carpio, L.G.T., Pereira, A.O., 2007. Economical efficiency of coordinating the generation by subsystems with the capacity of transmission in the Brazilian market of electricity. *Energy Economics* 29(3), 454–466.

Centrais Elétricas Brasileiras, 2011. Available at: <<http://www.eletrobras.com/elb/ri/main.asp?Team=7B7152FB662D45B72D44CE2D9FAD2DEDC8E45986567D>>. Access in 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.

Empresa de Pesquisa Energética, 2011. Balanço Energético Nacional 2011: Ano Base 2010.

Disponível em: <https://ben.epe.gov.br/downloads/Relatorio_Final_BEN_2011.pdf>. Acessado em 01/10/12.

Hisnanick, J.J., Kymn, K.O., 1999. Modeling economies of scale: the case of US electric power companies. *Energy Economics*, 21, 225-237.

Farrell, M.J., 1957. The measurement of productive efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 120, 253–281.

Fraquelli, G., Piacenza, M., Vannoni, D., 2005. Cost Savings from Generation and Distribution with an Application to Italian Electric Utilities. *Journal of Regulatory Economics* 28(3), 289-308.

Gilbert, R. J., Kahn, E. P., 1997. *International Comparisons of Electricity Regulation*. Cambridge University Press, New York.

- 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. H., 1993. *Econometric Analysis*, New York, NY: Macmillan Publishing Company.
- Greene, W., 2003. *Limdep Version 8.0*. New York: Econometric Software.
- Greene, W., 2005a. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics* 126, 269–303.
- Greene, W., 2005b. Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis* 23(1), 7-32.
- Greene, W. H., 2008. The econometric approach to efficiency analysis. In: Fried , H.O., Lovell, C.A.K.; Schmidt, S.S. (Ed.). *The measurement of productive efficiency and Productivity Growth*. New York: Oxford University Press, 68-119.
- 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.
- Hogan, William W, 2002. Electricity Market Restructuring: Reforms of Reforms, *Journal of Regulatory Economics* 21(1), 103-32.
- Huettner, D.A., Landon, J.H., 1977. Electric utilities: scale economies and diseconomies. *Southern Economic Journal*, 44, 883–912.
- Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2010a. *Infraestrutura Social e Urbana no Brasil: subsídios para uma agenda de pesquisa e formulação de políticas públicas - Volume 2*. Disponível em:

http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/42543_Livro_InfraestruturaSocial_vol2.pdf. Acessado em 01/10/13.

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2010b. Infraestrutura Econômica no Brasil: diagnósticos e perspectivas para 2025 - Volume 1. Disponível em:

http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/Livro_InfraestruturaSocial_vol1.pdf. Acessado em 01/10/13.

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.

Lee, B., 1995. Separability Test for the Electricity Supply Industry. *Journal of Applied Econometrics* 10(1), 49-60.

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.

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, Almeida, E.F., Bomtempo, J.V., Iotty, M., Bicalho, R.G., 2007. *Economia da Energia: fundamentos econômicos, evolução histórica e organização industrial*. Elsevier, Rio de Janeiro, BR.
- Ramos-Real, F. J., Tovar, B., Iotty, M., Almeida, E.F., Pinto, H.Q, 2009. The evolution and main determinants of productivity in Brazilian electricity distribution 1998-2005: An empirical analysis. *Energy Economics* 31(2), 298-305.
- Sampaio, L.M.B, Ramos, F.S., Sampaio, Y., 2005. Privatização e Eficiência das Usinas Hidrelétricas Brasileiras. *Economia Aplicada*, 9(3): 465-480, jul/set.
- 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.
- Santos, F. J., Haddad, E.A., Hewings, G.J.D., 2013. Energy policy and regional inequalities in the Brazilian economy. *Energy Economics* 36(2), 241-255.
- Sarica, K., Or, I., 2007. Efficiency assessment of Turkish power plants using data envelopment analysis. *Energy* 32, 1484–1499.
- Schaeffer, R., Szklo, A.S., 2001. Future electric power technology choices of Brazil: a possible conflict between local pollution and global climate change. *Energy Policy* 29(5), 355–369.

Shanefelter, J. K., 2008. Restructuring, Ownership and Efficiency: The Case of Labor in Electricity Generation. Working Paper.

URL: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1313186. Acessado em 16/07/10.

Simar, L., Wilson, P.W., 1998. Sensitivity analysis of efficiency scores: How to bootstrap in nonparametric frontier models, *Management Science* 44, 49–61.

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.

Sueyoshi, T., Goto, M., Ueno, T., 2010. Performance analysis of US coal-fired power plants by measuring three DEA efficiencies, *Energy Policy* 38(4), 1675-1688.

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* v.39, n.1, 222–247.

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

Thanassoulis, E., Portela, M. C. S., Despić, O., 2008. *Data Envelopment Analysis: The Mathematical Programming Approach to Efficiency Analysis*. In: Fried, H.O., Lovell, C.A.K., Schmidt, S.S. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press, New York, US.

Thompson, P., Taylor, T.G., 1995. The Capital-Energy Substitutability Debate: A New Look. *Review of Economics and Statistics*, 77(3), 565-569.

Train, K., 2003. *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge University Press, Cambridge.

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

Williamson, O.E., 1994. "Transaction cost economics and organization theory". In: Williamson, O.E. "Organization Theory". Edited by School of Business University of California.

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.

Wolfram, C.D., 1999. Measuring duopoly power in the British electricity spot market. *American Economic Review* 89 (4), 805-826.

Sampaio, L.M.B, Ramos, F.S., Sampaio, Y., 2005. Privatização e Eficiência das Usinas Hidrelétricas Brasileiras. *Economia Aplicada*, 9(3): 465-480, jul/set.

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

Simar, L., Wilson, P.W., 1998. Sensitivity analysis of efficiency scores: How to bootstrap in nonparametric frontier models, *Management Science* 44, 49–61.

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.

Sueyoshi, T., Goto, M., Ueno, T., 2010. Performance analysis of US coal-fired power plants by measuring three DEA efficiencies, *Energy Policy* 38(4), 1675-1688.

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*, v.39, n.1, 222–247.

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

Thanassoulis, E., Portela, M. C. S., Despić, O., 2008. *Data Envelopment Analysis: The Mathematical Programming Approach to Efficiency Analysis*. In: Fried, H.O., Lovell, C.A.K., Schmidt, S.S. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press, New York, US.

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.

ANEXO

Tabela 31 – Intervalo de Confiança de 95% e Viés Estimado do Modelo Bootstrap com Retornos de Escala Não-Crescentes (NRS): 2001/2010.

Firma	Limite Superior	Limite Inferior	Média	Desvio Padrão	Viés
AES-TIETE	0.9880	0.7154	0.8337	0.0781	-0.1386
CEEE	0.9884	0.6589	0.8096	0.0991	-0.1541
CELESC	0.8912	0.6278	0.7567	0.0765	-0.1215
CEMIG	0.9024	0.6754	0.7910	0.0653	-0.1076
CERON	0.1856	0.1463	0.1675	0.0117	-0.0181
CESP	0.9798	0.6576	0.8206	0.0940	-0.1424
CGTE	0.1800	0.1395	0.1619	0.0114	-0.0179
CHESF	0.9875	0.5933	0.7898	0.1237	-0.1660
COPEL	0.8697	0.6703	0.7699	0.0559	-0.0959
CPFL	0.6407	0.4768	0.5526	0.0730	-0.0807
DUKE	0.8821	0.6850	0.7788	0.0544	-0.0997
EMAE	0.3556	0.2541	0.3131	0.0323	-0.0399
ELETRONORTE	0.6035	0.4525	0.5329	0.0436	-0.0682
FURNAS	0.9872	0.5701	0.7846	0.1321	-0.1690
ITAIPU	0.9873	0.5467	0.7753	0.1443	-0.1742
TERMONC	0.3835	0.3053	0.3453	0.0215	-0.0376
TRACTABEL	0.9605	0.7342	0.8434	0.0617	-0.1127
ITAPEBI	0.9888	0.7091	0.8399	0.0862	-0.1345
TERMOPE	0.9883	0.5482	0.7867	0.1516	-0.1678
LIGHT	0.9895	0.6653	0.8154	0.1058	-0.1505
CJORDÃO	0.9705	0.7395	0.8636	0.0704	-0.1002

Fonte: elaboração própria.