



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search  
<http://ageconsearch.umn.edu>  
[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

# UMA ESTIMATIVA DA DEMANDA INDUSTRIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL: 1974-2002

## An estimate of the industrial electricity demand in BRAZIL: 1974-2002

Leonardo Bornacki de Mattos<sup>1</sup>

### RESUMO

Com este trabalho, objetivou-se quantificar as relações entre a demanda de energia elétrica e seus principais determinantes na classe Industrial do Brasil, no período de 1974 a 2002. Após identificar que as séries estudadas eram não-estacionárias, optou-se pela utilização do método de Co-Integração e Mecanismo de Correção de Erros (MCE). Os resultados encontrados foram condizentes com o esperado. A demanda industrial mostrou-se inelástica ao preço da energia, no curto e no longo prazo. Com relação à renda, a demanda industrial mostrou-se inelástica no curto prazo, mas elástica no longo prazo. O parâmetro estimado para um fator substituto à energia não foi estatisticamente significativo, indicando que não há um substituto próximo para a energia elétrica no setor Industrial. Este fato evidenciou a necessidade de um programa de reestruturação e expansão do Sistema Elétrico brasileiro, de forma sustentada, como condição para a manutenção e o crescimento da atividade industrial no País.

**Palavras-chave:** demanda de energia elétrica, Co-Integração, Mecanismo de Correção de Erros.

### ABSTRACT

This work aims to quantify the relations between the electricity demand and its main determinants in the Industrial sector of Brazil, in the period between 1974 and 2002. After identifying that the studied series were nonstationary, the use of the Cointegration Approach and an Error-Correction Mechanism was opted. The results obtained have turned out as according to the expected. The industrial electricity demand is price inelastic in both short and long run. The results still pointed out that such demand is inelastic to income in the short run, but elastic in the long run. The parameter estimated for a substitute factor to the energy was not significant, indicating that there is no close substitute for electricity in the Industrial sector. This fact evidenced the necessity of a program of reorganization and expansion for the Brazilian Electrical system as condition for the maintenance and the growth of the industrial activity in the country.

**Key words:** electricity demand, Cointegration, Error Correction Mechanism.

## 1. INTRODUÇÃO

No início do século XXI, é difícil conceber uma sociedade que não dependa da energia elétrica no seu cotidiano. O homem desenvolveu e multiplicou aparatos que requerem sua utilização. A luz elétrica substituiu o lampião e iluminou as ruas; a televisão trouxe a imagem e o som para o interior das residências; a máquina de escrever cedeu espaço aos computadores; o progresso tecnológico elevou sua participação na indústria, nos transportes, nos hospitais, nas escolas e em muitas outras situações. Enfim, a energia elétrica tem sido indispensável, seja por prover praticidade e conforto, ou por atender às necessidades básicas da população.

No Brasil, três grandes classes consumidoras se beneficiam dessa energia. Historicamente, a classe Industrial sempre foi a responsável pela maior parcela do mercado consumidor. Em seguida, estão as classes Residencial e Comercial, respectivamente. Os demais consumidores são agregados em uma única classe, denominada Outros.

Em 2003, de acordo dados da Eletrobrás (2004), o consumo total de energia elétrica foi de 300.653 GWh,

sendo que a classe Industrial foi o maior consumidor, responsável por 43,2% do consumo total. A classe Residencial ocupou o posto de segundo maior consumidor, com 25,3%, enquanto a classe Comercial e Outros, 15,8% e 15,7%, respectivamente. Dessa forma, devido à expressiva participação da classe Industrial no consumo total dessa energia, o mercado consumidor se concentra na região Sudeste, uma vez que esta é a região mais industrializada do País.

O setor elétrico brasileiro, responsável por produzir e fornecer a energia elétrica aos consumidores, apresenta algumas particularidades quando comparado a outros países. Destacam-se a predominância de usinas hidrelétricas no seu parque gerador<sup>2</sup>, em decorrência de condições geográficas amplamente favoráveis, e a presença de grandes extensões de linhas de transmissão.

<sup>2</sup>Aproximadamente 90% da capacidade de geração instalada são de origem hidráulica. Em termos de produção efetiva, essa proporção aproxima-se de 95% (BRASIL, 2003).

<sup>1</sup>Mestre em Economia Aplicada, DER – Universidade Federal de Viçosa/UFV, Bacharel em Ciências Econômicas, PUC/BH, Técnico Industrial em Eletromecânica – CEFET/MG – Rua João José Araújo – 30/302 – Clélia Bernardes – Viçosa, MG – 36570-000 – leobornacki@yahoo.com.br

Recebido em 04/05/04 e aprovado 06/10/2004

A segunda metade da década de 1990 marcou o início de um intenso processo de transformação nas condições de funcionamento desse setor. Segundo Pires (1999), dentre as mudanças ocorridas, mereceu destaque o redesenho do papel do Estado, cuja intervenção passou a ter caráter regulatório em detrimento da provisão direta dos serviços.

Algumas medidas adotadas foram a criação da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) em 1996, do Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE) em 1998, do Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS), que começou a funcionar em março de 1999 e do Conselho Nacional de Política Energética, em meados de 2000<sup>3</sup>.

Entretanto, os objetivos de todas essas mudanças não foram alcançados na íntegra. Diante da insuficiência dos investimentos na expansão dos segmentos de geração e transmissão, e da ocorrência de um dos piores regimes pluviométricos das últimas décadas, foi implantado um programa de racionamento do consumo de energia elétrica que vigorou entre junho de 2001 e fevereiro de 2002, em quase todo território nacional<sup>4</sup>. Apesar do programa ter sido bem-sucedido, trouxe resultados negativos para a economia brasileira.<sup>5</sup>

Em 17 de dezembro de 2003, o Ministério das Minas e Energia (MME) apresentou o novo Modelo Institucional do Setor Elétrico, objetivando reverter os efeitos negativos do modelo que vigora desde de 1995, bem como reduzir consideravelmente os riscos de recorrência de tais efeitos (BRASIL, 2003).

Nesse novo Modelo, a análise da demanda de energia elétrica tem importância estrutural e conjuntural no planejamento e no gerenciamento do setor elétrico brasileiro, por exercer impacto direto e/ou indireto sobre as seguintes decisões: Programas decenais de expansão da geração, transmissão e distribuição; Planejamento da operação dos sistemas; Programas de investimento das empresas; Contratos de compra e venda de energia entre empresas; Preço da energia no Mercado Atacadista; Programa de licitação de obras do agente regulador, dentre outros.

No setor elétrico, os projetos de investimento são, geralmente, intensivos em capital, requerem elevados investimentos e demandam grandes prazos de maturação. Assim, os retornos são obtidos a longo prazo, o que tornam maiores as incertezas, principalmente as relacionadas à evolução do mercado consumidor. Dessa forma, o estudo da demanda de energia elétrica se torna ainda mais importante para os planos de investimentos.

A principal questão a qual pretende-se responder com este trabalho é em que medida alterações nas tarifas de energia elétrica e na renda dos consumidores podem influenciar a evolução do consumo de energia elétrica.

Especificamente, pretendeu-se determinar as elasticidades-preço e renda da demanda, de curto e longo prazo, dado que estas são variáveis de grande importância para o planejamento energético do País, bem como para formulações de políticas tarifárias.

A análise proposta neste estudo cobriu o período de 1974 a 2002 e se restringiu à classe Industrial, maior consumidor de energia elétrica no Brasil. Sugere-se, para estudos posteriores, a análise da demanda das outras classes consumidoras.

Outros estudos sobre a demanda industrial de energia elétrica já foram realizados para o Brasil, sendo utilizados, no máximo, dados até o ano de 1999. Modiano (1984) encontrou para o período de 1966/1981, elasticidades-preço iguais a -0,451 e -1,222 para o curto e longo prazo, respectivamente. As elasticidades-renda encontradas foram 0,502 e 1,360 para o curto e longo prazo, respectivamente.

Schmidt & Lima (2002) encontraram, em estudo referente ao período de 1969 a 1999, elasticidades-preço iguais a -0,034 e -0,129 para o curto e longo prazo, respectivamente. Esses mesmos autores encontraram elasticidades-renda iguais a 0,220 e 1,718 para o curto e longo prazo, respectivamente. Entretanto, ambas elasticidades de curto prazo não foram estatisticamente significativas.

## 2. METODOLOGIA

### 2.1. Referencial Teórico

Vários são os fatores que influenciam a demanda de um indivíduo por determinado bem ou serviço. A teoria econômica que aborda a demanda por bens e serviços baseia-se na maximização da utilidade do consumidor, dada sua restrição orçamentária<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> A restrição orçamentária à qual o consumidor está sujeito implica que a soma de todas as despesas com os vários bens por ele consumido tem que ser menor ou igual à renda que este dispõe.

<sup>3</sup> Para maiores detalhes, ver Pires (1999).

<sup>4</sup> O programa foi implantado nas regiões Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Na região Norte, teve menor duração, estando presente entre agosto de 2001 e janeiro de 2002. Para detalhes, ver Pires et al. (2002).

<sup>5</sup> A Secretaria de Política Econômica (2001) estimou em dois pontos percentuais o impacto do racionamento de energia elétrica sobre o crescimento previsto (4,4%) do PIB brasileiro no ano de 2001.

De modo geral, o ponto de partida para a análise da demanda de mercado por determinado bem (ou serviço) é considerar a quantidade demandada como função do nível de renda, do preço do bem em questão, do preço dos bens complementares e/ou substitutos, e do tamanho da população.

A relação entre a demanda de um bem  $i$  e os fatores que a influenciam pode ser representada da seguinte forma:

$$Q_{it}^d = f(P_{it}, \dots, P_m, R_t, Pop_t), \text{ com } i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que  $Q_{it}^d$  é a quantidade demandada de determinado bem  $i$ ;  $P_{it}, \dots, P_m$  são os preços dos bens, inclusive do bem  $i$ ;  $R_t$  é a renda;  $Pop_t$  é a população e  $t$  é o tempo.

Entretanto, há alguns bens, como a água e a energia elétrica, que apresentam algumas particularidades na relação entre preço e quantidade demandada. Esses bens são ofertados e demandados segundo tarifas que variam por blocos de consumo. Em decorrência, a linha orçamentária torna-se não linear e possui, a cada nível tarifário, uma inclinação diferente. Portanto, esses bens não possuem apenas um preço de equilíbrio, mas uma lista de preços, o que dificulta a especificação de suas demandas

Como resultado dessa especificidade, um dos pontos mais discutidos na literatura econômica, que aborda a demanda de energia elétrica, é a especificação da variável preço. Há autores que defendem a utilização do preço marginal, enquanto outros, o uso de preços médios. O preço marginal é o preço cobrado por unidade de consumo referente ao bloco no qual recai a quantidade total consumida, enquanto o preço médio é obtido pela divisão do valor total pago pela quantidade total consumida (SILVA, 2001).

Taylor (1975), após realizar uma revisão de onze estudos sobre demanda de energia elétrica, concluiu que a especificação mais correta de uma função de demanda de um bem que possui preço em bloco é aquela em que há tanto o preço médio quanto o preço marginal.

Bjorner et al. (2001) defendem que, em geral, a utilização de preços marginais deve ser preferida ao uso de preços médios. Isto porque, quando os preços médio e marginal são diferentes, o primeiro é função da quantidade consumida e, portanto, dos fatores que influenciam a demanda, tornando o preço médio uma variável endógena em vez de exógena. Porém, os autores consideram que a tendenciosidade das estimativas, decorrente da presença da endogeneidade, parece ser limitada. Kamerschen & Porter (2004) também preferem o preço marginal, mas consideram que a endogeneidade dos preços faz com que

a elasticidade-preço da demanda se torne positiva.

Os estudos que têm sido realizados para o Brasil utilizam a tarifa média nas estimativas da função de demanda<sup>7</sup>. Os autores acreditam que essa variável é uma boa escolha para responder a alterações na quantidade demandada de energia elétrica. Andrade & Lobão (1997) lembram ainda que, informações referentes às tarifas marginais não são disponíveis, ratificando o uso da tarifa média.

Em concordância com esses autores, neste estudo foi utilizada a tarifa média de energia na estimação da demanda. Acreditou-se também que essa é a variável de conhecimento do consumidor quando esse define ou altera seu padrão de consumo de energia elétrica.

De forma geral, a demanda de energia elétrica é abordada como função de fatores econômicos e do estoque dos equipamentos que necessitam de energia elétrica para seu funcionamento, podendo ser representada da seguinte forma:

$$Q_t = f(PE_t, R_t, EE_t) \quad (2)$$

em que  $Q_t$  é a quantidade demandada de energia;  $PE_t$  é o preço da energia (tarifa);  $R_t$  é a renda do consumidor;  $EE_t$  é o estoque de equipamentos que necessitam de energia elétrica para seu funcionamento; e  $t$  é o tempo.

De acordo com a teoria, aumentos (reduções) na tarifa de energia, *coeteris paribus*, provocam redução (aumento) na quantidade consumida, indicando relação inversa entre as duas variáveis. Tais alterações fazem com que os consumidores procedam de duas formas: alterando a utilização dos equipamentos já existentes, ou adquirindo novos e mais eficientes equipamentos. Assim, a demanda é um resultado indireto do uso de equipamentos que necessitam de energia elétrica para seu funcionamento (BERNDT, 1991; KAMERSCHEN & PORTER, 2004).

A renda dos consumidores influencia a demanda de energia elétrica positivamente, de forma direta e indireta. Quando há aumento nessa variável, mantendo-se as demais variáveis constantes, ocorre mudança na restrição orçamentária, a qual o consumidor está sujeito, permitindo-lhe maior consumo dos bens, dentre os quais, está a energia elétrica. Esse primeiro efeito depende do estoque de equipamentos já existente, sendo alterada apenas sua taxa de utilização. O consumidor pode também decidir pela aquisição de novos equipamentos, aumentando o estoque e, conseqüentemente, o consumo de energia elétrica.

<sup>7</sup> Alguns desses estudos são: Andrade & Lobão (1997), Braga (2001), Modiano (1984), Schmidt & Lima (2002) e Silva (2001).

Uma medida para o estoque dos equipamentos tem sido considerada problemática devido à qualidade dos dados. Segundo Holtedahl & Joutz (2004), alguns procedimentos foram desenvolvidos a fim de evitar a utilização desta variável. Esses procedimentos utilizam um modelo de ajustamento parcial, fazendo distinção entre o consumo desejado de longo prazo (ou de equilíbrio) e o de curto prazo. O primeiro depende, dentre outros fatores, da renda e dos preços relativos. Entretanto, segundo Berndt (1991), esses procedimentos não permitem que sejam separados os efeitos de curto prazo dos de longo prazo, e os resultados obtidos normalmente estão abaixo do esperado.

Sendo assim, neste estudo optou-se por não considerar explicitamente o estoque de equipamentos na especificação da demanda de energia elétrica, acreditando-se que os efeitos dessa variável sobre a demanda de energia elétrica são captados pelas variações nas tarifas e na renda dos consumidores. Desta forma, a equação (2) deve ser reescrita, conforme (3):

$$Q_t = f(PE_t, R_t) \quad (3)$$

em que variáveis seguem conforme definido anteriormente.

Segundo Bjorner et al. (2001), em se tratando da demanda industrial, a energia elétrica pode ser considerada um fator de produção, assim como os fatores trabalho e capital. Considerando os preços da energia e de outros fatores como exógenos, a demanda pode ser expressa em função do valor adicionado pela empresa e do preço da energia em relação aos fatores trabalho e capital. De acordo com essa especificação, a demanda não é influenciada pelo preço de outros tipos de energia. Silk & Joutz (1997) não concordam, por considerarem a dependência em relação aos preços de seus substitutos, mesmo reconhecendo as restrições ao uso desses substitutos.

Apesar de não haver consenso sobre o fato da demanda de energia elétrica ser influenciada pelo preço de um substituto, neste trabalho foi considerada essa possibilidade. Há de se considerar que apenas parte dos equipamentos pode funcionar com a utilização de um substituto da energia elétrica, enquanto outros, como os motores de indução, não possuem substitutos para esse tipo de energia. A disponibilidade de um substituto e os custos envolvidos na adaptação dos processos produtivos a outros tipos de energia, que venham a substituir a elétrica, são elementos que provavelmente exercem influência sobre a decisão do consumidor.

Neste caso, a relação entre a demanda de energia elétrica

e seus determinantes, dada por (3), deve ser alterada, acrescentando-se a variável preço do substituto, como se segue:

$$Q_t = f(PE_t, R_t, PS_t) \quad (4)$$

em que  $PS_t$  é o preço do fator substituto<sup>8</sup> à energia elétrica e as demais variáveis conforme definido anteriormente.

## 2.2. Modelo Analítico

De acordo com Andrade & Lobão (1997), para especificar uma função de demanda de energia elétrica é necessário considerar que toda a quantidade de energia demandada é efetivamente fornecida. Ou seja, que não exista o problema da demanda reprimida e que a oferta do serviço seja infinitamente elástica, permitindo que a quantidade consumida seja uma boa aproximação para a quantidade demandada.

O modelo econométrico utilizado para estimar a demanda de energia elétrica para a classe Industrial foi um modelo do tipo Log-Log. Uma característica deste modelo que o torna muito popular em trabalhos aplicados é que cada parâmetro  $\hat{a}_i$  mede a elasticidade da variável dependente com relação à variável explicativa  $X_i$ .

A forma funcional da função de demanda estimada foi a seguinte:

$$\ln C_t = \alpha + \beta_1 \ln R_t + \beta_2 \ln PE_t + \beta_3 \ln PS_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que:

- $\ln C_t$  é o logaritmo natural do consumo industrial de energia elétrica no tempo t.
- $\alpha$  é o intercepto da função de demanda.
- $\ln R_t$  é o logaritmo natural da renda da indústria no tempo t.
- $\ln PE_t$  é o logaritmo natural do preço da energia elétrica no tempo t.
- $\ln PS_t$  é o logaritmo natural do preço de um fator substituto no tempo t.
- $\beta_1, \beta_2$  e  $\beta_3$  representam as elasticidades da demanda em relação à renda, ao preço da energia elétrica e ao preço de um fator substituto, respectivamente;
- $\varepsilon_t$  é o termo de erro com pressuposições usuais.
- $t$  é o tempo, medido em anos.

<sup>8</sup> Neste trabalho será considerado apenas o óleo combustível como substituto da energia elétrica.

Da equação (5) esperou-se obter  $\hat{a}_1$  positivo, considerando que aumentos na renda da indústria estimulam o consumo de energia elétrica neste setor;  $\hat{a}_2$  negativo, considerando que aumentos no preço da energia elétrica reduzam o consumo; e  $\hat{a}_3$  positivo, uma vez que redução do preço do fator substituto reduza o consumo de energia elétrica.

Para estimação da demanda industrial de energia elétrica foi utilizado o método de Co-Integração e Mecanismo de Correção de Erros (MCE), após realização dos testes de estacionariedade e co-integração das séries para verificar a viabilidade deste<sup>9</sup>. Dessa forma, a equação (5) estabelece as relações de longo prazo entre  $\text{Ln}C_t$  e seus determinantes.

O Mecanismo de Correção de Erros foi utilizado para contornar o problema de não-estacionariedade das séries, que foi identificado no teste Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Ao diferenciar uma série para torná-la estacionária, pode haver perda de informações de longo prazo. Segundo Gujarati (2000), a vantagem do método MCE consiste em trabalhar com as variáveis em nível, não perdendo a relação de longo prazo entre estas, o que ocorreria se fossem utilizadas apenas as séries em diferença. Além disso, a utilização de um mecanismo de correção de erros corrige, para o longo prazo, possíveis desequilíbrios de curto prazo entre as variáveis.

O MCE utilizado para estimação está representado na equação (6):

$$\Delta \text{Ln}C_t = \gamma + \theta_1 \Delta \text{Ln}R_t + \theta_2 \Delta \text{Ln}PE_t + \theta_3 \Delta \text{Ln}PS_t + \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t \quad (6)$$

em que:

- $\Delta$  indica a primeira diferença da série;
- $\gamma$  é o intercepto;
- $\theta_1$ ,  $\theta_2$  e  $\theta_3$  são as elasticidades (de curto prazo) da demanda em relação à renda, ao preço da energia elétrica e ao preço de um fator substituto, respectivamente;
- $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  é o resíduo estimado da equação co-integrante (5), defasado em um período.
- $v_t$  é um termo de erro com pressuposições usuais.
- $t$  é o tempo, medido em anos.

<sup>9</sup> Para a utilização deste método foi considerado que as variáveis explicativas do modelo são determinadas exogenamente. O desenvolvimento matemático deste método encontra-se descrito em Hill et al. (1999).

Na equação (6), o termo  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  é uma estimativa empírica do termo de erro de equilíbrio, ou erro “equilibrador”, que captura o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo. O parâmetro  $\delta$  é o coeficiente de ajustamento e, quando estatisticamente significativo, indica qual a proporção do desequilíbrio na variável dependente ( $\text{Ln}C_t$ ) em um período é corrigida no período seguinte.

### 2.3. Fonte de Dados

Como indicador do preço da energia elétrica, foi utilizado a Tarifa Média Industrial, cuja fonte é a Eletrobrás, deflacionada pelo IGP-DI. Para o preço do fator substituto utilizou-se o IPA-OG - Combustível e Lubrificantes - da FGV, deflacionado pelo IGP-DI. Como medida da Renda da Indústria, foi utilizada a série do PIB Industrial, cuja fonte é o IBGE, deflacionado pelo Deflator Implícito do PIB. Os dados do Consumo Industrial de energia elétrica tiveram como fonte a Eletrobrás. Todas as séries foram utilizadas em forma de índice, tendo como base o ano de 2002 (ano de 2002 = 100). Todos os dados são anuais e referentes ao período de 1974 a 2002.

## 3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

O modelo representado pela equação (5) foi estimado e os resultados encontrados evidenciaram a presença de multicolinearidade no modelo<sup>10</sup>. Optou-se por excluir a variável  $\text{Ln}PS_t$ , considerando que a demanda de energia elétrica seja influenciada mais fortemente pelo próprio preço que pelo preço do fator substituto. Considerou-se também que não há um substituto próximo para a energia elétrica. Assim, a exclusão da variável  $\text{Ln}PS_t$  não implicou em erro de especificação do modelo.

Portanto, todos os testes e estimações apresentados neste trabalho referem-se a um modelo com apenas as variáveis  $\text{Ln}R_t$  e  $\text{Ln}PE_t$  como variáveis explicativas.

Com o objetivo de verificar se as séries são estacionárias, realizou-se o Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 1:

<sup>10</sup> O modelo apresentou forte correlação negativa (-0,93) entre as variáveis  $\text{Ln}PE_t$  e  $\text{Ln}PS_t$ , estatística F altamente significativa e o parâmetro da variável  $\text{Ln}PE_t$  altamente não-significativo.

Os resultados apresentados na Tabela 1 mostraram que as séries são não-estacionárias em nível, ou seja, possuem raiz unitária. Entretanto, são estacionárias em primeira diferença. Portanto, as variáveis são integradas de ordem um,  $I(1)$ , e é possível que sejam co-integradas.

Para verificar se as séries são co-integradas, foi realizado o teste de Co-Integração de Engle-Granger (EG) nos resíduos estimados da equação (5). Os resultados estão apresentados na Tabela 2:

Conforme resultado do teste de co-integração apresentado na Tabela 2, verificou-se que o resíduo  $\hat{\varepsilon}_t$  é estacionário ao nível de significância de 5%. Conclui-se que as séries analisadas são co-integradas, porque são integradas de mesma ordem, sendo  $I(1)$ , e os resíduos  $\hat{\varepsilon}_t$  são integrados de ordem zero,  $I(0)$ . Conclui-se que existe relação de longo prazo entre as variáveis, conforme equação (7):

$$\text{Ln}C_t = 6,800 + 1,588\text{Ln}R_t - 0,489\text{Ln}PE_t \quad (7)$$

(0,7907)    (0,0949)    (0,0943)

em que o valor entre parênteses refere-se ao desvio padrão do parâmetro estimado.

Confirmada a possibilidade das séries serem co-integradas, foi estimado o Mecanismo de Correção de Erros (MCE), conforme equação (6). Os resultados obtidos estão apresentados na equação (8) e Tabela 3:

$$\Delta \text{Ln}C_t = 0,0283 + 0,6781\Delta \text{Ln}R_t - 0,0955\Delta \text{Ln}PE_t - 0,2934\hat{\varepsilon}_{t-1} \quad (8)$$

A equação (8) representa a relação de curto prazo entre a variável dependente,  $\text{Ln}C_t$ , e as variáveis explicativas,  $\text{Ln}R_t$  e  $\text{Ln}PE_t$ , bem como o ajustamento para o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Analisando-se os resultados apresentados na equação (8), observou-se que os sinais dos parâmetros estimados estão de acordo com o esperado.

O sinal positivo do coeficiente da variável  $\text{Ln}R_t$  indica que variações nesta provocam variações, no mesmo sentido, na variável dependente. Ou seja, aumentos na renda da indústria estimulam o consumo de energia elétrica.

**TABELA 1** – Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), realizado para as séries  $\text{Ln}C_t$ ,  $\text{Ln}R_t$  e  $\text{Ln}PE_t$ , para o período de 1974 a 2002.

| Série           | Equação de teste       | Número de defasagens * | Estatística de teste |           | Valor Crítico |        |
|-----------------|------------------------|------------------------|----------------------|-----------|---------------|--------|
|                 |                        |                        | nível                | 1ª difer. | 5%            | 1%     |
| $\text{Ln}C_t$  | tendência e intercepto | 2                      | -2,162               | -3,701    | -3,602        | -4,373 |
| $\text{Ln}R_t$  | tendência e intercepto | 0                      | -2,302               | -4,670    | -3,586        | -4,338 |
| $\text{Ln}PE_t$ | tendência e intercepto | 1                      | -3,430               | -6,230    | -3,594        | -4,355 |

\*Foi utilizado o número de defasagens que minimizou o critério de Akaike.

Fonte: Dados da pesquisa.

**TABELA 2** – Teste de Co-Integração de Engle-Granger (EG) realizado para as séries  $\text{Ln}C_t$ ,  $\text{Ln}R_t$  e  $\text{Ln}PE_t$ , para o período de 1974 a 2002.

| Termo de erro         | Equação de teste               | Número de defasagens * | Estatística de teste | Valor crítico 5% |
|-----------------------|--------------------------------|------------------------|----------------------|------------------|
| $\hat{\varepsilon}_t$ | sem tendência e sem intercepto | 0                      | -3,85                | -3,74            |

\*Foi utilizado o número de defasagens que minimizou o critério de Akaike.

Fonte: Dados da pesquisa.

**TABELA 3** – Estimação do Mecanismo de Correção de Erros da demanda industrial de energia elétrica no Brasil: 1974-2002.

| Variável                  | Coefficiente                           | Desvio padrão | Estatística <i>t</i>    |
|---------------------------|--|---------------|-------------------------|
| Intercepto                | 0,0283                                 | 0,0097        | 2,9026 *                |
| $\Delta \text{LnR}_t$     | 0,6781                                 | 0,1682        | 4,0297 *                |
| $\Delta \text{LnPE}_t$    | -0,0955                                | 0,0800        | -1,1937 <sup>NS</sup>   |
| $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ | -0,2934                                | 0,1341        | -2,1868 **              |
| DW = 1,5406               | F = 5,7297<br>Probabilidade F = 0,0041 |               | R <sup>2</sup> = 0,4173 |

\* significativo a 1%, \*\* significativo a 5%, NS indica parâmetro não-significativo

Fonte: Dados da pesquisa.

A elasticidade-renda de curto prazo estimada foi de 0,6781. Este valor, por ser inferior a 1, determina que a demanda é inelástica à renda no curto prazo. Em outras palavras, aumentos na renda da indústria provocam aumentos menos que proporcionais no consumo de energia. Quando comparado com outros estudos, a elasticidade encontrada mostrou-se similar ao valor de 0,502 obtido por Modiano (1984). Em relação ao valor de 0,220 encontrado por Schmidt & Lima (2002), a diferença é significativa. Entretanto, esses autores afirmaram que o resultado por eles encontrado não foi estatisticamente significativo.

A elasticidade-renda de longo prazo estimada foi de 1,588. Este valor, por ser superior a 1, indica que a demanda é elástica à renda. O fato da demanda ser inelástica à renda no curto prazo, mas elástica no longo prazo, pode ser explicado uma vez que as indústrias têm, no longo prazo, condições para alterarem sua estrutura produtiva, de forma a aumentar o consumo de energia elétrica mais que proporcionalmente ao aumento da renda. Quando comparado a outros estudos, mostrou-se intermediário aos valores de 1,360 e 1,718, encontrados por Modiano (1984) e Schmidt & Lima (2002), respectivamente.

O sinal negativo do coeficiente da variável  $\text{LnPE}_t$  mostrou-se conforme esperado. Entretanto, este parâmetro não foi estatisticamente significativo. Uma provável justificativa para este resultado é que as indústrias, de modo geral, não são flexíveis a ponto de reagirem, no curto prazo, a alterações no valor das tarifas. Este fato ratifica a consideração feita, quando da exclusão da variável  $\text{LnPS}_t$

do modelo, de que não existe um fator substituto à energia elétrica, pelo menos no curto prazo. Cabe ressaltar que Schmidt & Lima (2002), também obtiveram estimativas estatisticamente não-significativas para essa elasticidade.

A elasticidade-preço de longo prazo, ao contrário da elasticidade de curto prazo, mostrou-se estatisticamente significativa e apresentou o sinal esperado. O valor de -0,489 indica que mesmo no longo prazo a demanda de energia elétrica é inelástica ao preço, novamente ratificando a hipótese de que não há um substituto próximo para a energia elétrica, nem mesmo no longo prazo. Esse resultado coincide com o encontrado por Schmidt & Lima (2002), mas diverge do obtido por Modiano (1984), quando a demanda foi elástica ao preço no longo prazo.

O coeficiente de ajustamento estimado foi significativo a 5% de significância estatística e, portanto, indica qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo da demanda por energia elétrica é corrigida no período seguinte. Especificamente, o valor de 0,2934 estabelece que aproximadamente 30% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, é corrigida a cada ano. Assim, as indústrias levariam entre três e quatro anos para ajustar a quantidade demandada de energia a eventuais choques na tarifa e ou, na renda da indústria.

O teste F mostrou-se estatisticamente significativo a 1% de significância, indicando que as variáveis renda da indústria e tarifa média industrial são, conjuntamente, significativas para explicarem o comportamento da quantidade demandada de energia elétrica.

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,4173, indicando que aproximadamente 42% das variações



ocorridas na quantidade demandada de energia elétrica são explicadas pelo modelo ajustado.

A estatística de teste de Durbin-Watson indicou que a 5% de significância, a hipótese nula de ausência de autocorrelação no modelo não pode ser rejeitada. Dessa forma, concluiu-se que o modelo estimado não apresentou autocorrelação.

#### 4. CONCLUSÕES

Com este trabalho, procurou-se contribuir com o processo de reestruturação do setor elétrico brasileiro ao apresentar estimativas das elasticidades-preço e renda da demanda industrial de energia elétrica no Brasil, utilizando dados anuais que cobriram o período de 1974 a 2002.

Acreditou-se que as respostas encontradas são informações de grande importância para a tomada de quaisquer decisões referentes à expansão e regulamentação do setor elétrico. O êxito de eventuais programas de racionamento da energia elétrica dependerá substancialmente da forma com que os consumidores, especialmente a classe industrial, que representa quase a metade de toda a energia consumida no País, reagirão às modificações na tarifa industrial, bem como do nível de atividade das indústrias.

Os resultados encontrados mostram que a demanda de energia elétrica, no longo prazo, é inelástica ao preço. No curto prazo, em função da elasticidade estimada não ter sido estatisticamente significativa, pode-se dizer que o preço da energia não influencia a quantidade demandada. Assim, o aumento nas tarifas e/ou a cobrança de multas como forma de inibir o consumo não é a melhor alternativa. Provavelmente, o relativo sucesso do programa de racionamento, implementado a partir de junho de 2001, decorreu mais precisamente da ameaça de corte de fornecimento do que da própria cobrança de multas.

O fato da demanda industrial ser inelástica ao preço da energia confirma a enorme dependência que existe por parte das indústrias em relação à utilização desse fator. Acentuam-se pois, as evidências da necessidade da expansão sustentada do sistema elétrico brasileiro como condicionante do crescimento da atividade industrial e a conseqüente redução do desemprego no País.

Os resultados mostraram ainda que, eventuais choques na quantidade demandada de energia, decorrentes de mudanças na atividade industrial e/ou

no valor das tarifas, levam entre três a quatro anos para serem eliminados. Esse longo período de tempo para eliminação dos choques ocorridos pode ser uma medida da rigidez existente nas estruturas produtivas das indústrias no Brasil, uma vez que estas não têm alternativas para substituírem a energia elétrica por outra fonte energética.

Com este trabalho não pretendeu-se fornecer uma conclusão definitiva sobre a relação existente entre a demanda industrial de energia elétrica e seus determinantes, especialmente por haver outros fatores, mensuráveis ou não, que influenciam essa demanda, mas que não foram considerados neste estudo.

#### 5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para discussão, 489).

BERNDT, E. R. **The practice of econometrics: classic and contemporary**. [S.l.]: A. Wesley, 1991. cap. 7, p. 306-337.

BJORNER, T. B.; TOGEBY, M.; JENSEN, H. H. Industrial companies' demand for electricity: evidence from a micropanel. **Energy Economics**, North-Holland, v. 23, n. 5, p. 595-617, Sept. 2001.

BRAGA, J. M. **A modelagem da demanda residencial de energia elétrica**. 2001. 102 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2001.

BRASIL. Ministério de Minas e Energia. **Proposta de modelo institucional do setor elétrico**. Brasília, DF, 2003. Disponível em: <<http://www.mme.gov.br>>. Acesso em: 14 out. 2003.

ELETRONBRAS. **Consumo de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro, 2004. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 mar. 2004.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; JUDGE, G. G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999. 406 p.

- HOLTEDAHL, P.; JOUTZ, F. L. Residential electricity demand in Taiwan. **Energy Economics**, North-Holland, v. 26, n. 2, p. 201-224, Mar. 2004.
- KAMERSCHEN, D. R.; PORTER, D. V. The demand for residential, industrial and total electricity, 1973 - 1998. **Energy Economics**, North-Holland, v. 26, n. 7, p. 87-100, Jan. 2004.
- MODIANO, E. M. **Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: PUC/RJ, 1984. (Texto para discussão, 68).
- PIRES, J. C. L. O processo de reformas do setor elétrico brasileiro. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 12, p. 137-168, dez. 1999.
- PIRES, J. C. L.; GIAMBIAGI, F.; SALES, A. F. As perspectivas do setor elétrico após o racionamento. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 18, p. 163-204, dez. 2002.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. **Estimações e previsões da demanda por energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro, 2002. (Documento de trabalho, 16). Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/seae/documentos>>. Acesso em: 18 dez. 2003.
- SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. **Efeitos do racionamento de energia elétrica sobre a oferta agregada**. Brasília, DF, 2001. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br>>. Acesso em: 16 fev. 2004.
- SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. **Energy Economics**, North-Holland, v. 19, n. 7, p. 493-513, Oct. 1997.
- SILVA, S. M. **Análise econométrica da demanda de energia elétrica nos setores residencial-urbano e rural do Brasil, 1970-1999**. 2001. 63 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2001.
- TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. **Journal of Economics**, Arizona, v. 6, n. 1, p. 74-110, 1975.