

ESTIMATIVA DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL POR CLASSES

Marcos Fabiano de Sousa Abreu

Annibal Parracho Sant'Anna

UFF

RESUMO

Este trabalho estuda a evolução recente do consumo de energia elétrica no Brasil. São desenvolvidos modelos para analisar o mercado consumidor de energia elétrica, a partir de uma divisão em classes de consumidores. São estimados parâmetros de funções de demanda de diferentes classes, na busca de identificar fatores que afetam o consumo de energia elétrica de cada segmento do mercado. É empregado um termo de autocorrelação para representar a relação com o consumo do mês anterior. São ajustados modelos para as classes de consumo residencial, comercial e industrial, com periodicidade mensal, relativos ao período compreendido entre os anos de 2003 e 2008.

Palavras-chave: Classes de consumidores. Energia elétrica. Mercado consumidor. Autocorrelação.

1 INTRODUÇÃO

O setor elétrico brasileiro passou, na década de 90, por importantes alterações de cunho estrutural e institucional, migrando de uma configuração centrada no monopólio estatal como provedor dos serviços e único investidor para um modelo de mercado, com a participação de múltiplos agentes e investimentos partilhados com o capital privado. Esta reestruturação foi estabelecida concomitantemente à reforma do papel do Estado viabilizada pela Constituição de 1988. Este arcabouço legal sustentou, também, a execução da privatização de ativos de serviços de energia elétrica sob controle estadual e federal. O programa de reformas incluía além da privatização do setor, a introdução de um modelo de regulação baseado no princípio de que, dado o atual estágio de desenvolvimento tecnológico, as atividades de geração e comercialização de energia são potencialmente competitivas (mercado livre), enquanto as de transmissão e distribuição são monopólios naturais (mercado cativo), porém passados à iniciativa privada. Maiores detalhes sobre a evolução do setor elétrico no Brasil encontram-se em Gomes et al. (2002), Lorenzo (2002), Rosa et al. (1998), Sauer (2002) ou Salgado e Da Motta (2005).

Segundo o Conselho Mundial de Energia, a participação de hidrelétricas na produção de energia elétrica mundial corresponde a aproximadamente 17%, enquanto que na produção brasileira de energia elétrica, a energia elétrica corresponde a aproximadamente 89%. Isto reflete uma matriz energética muito menos impactante ambientalmente, além de apresentar menor custo de produção. Nos próximos anos, em um cenário de forte integração dos mercados, o grande desafio para o país será voltar a crescer a taxas que permitam a inclusão social e a modernização da estrutura produtiva, com sustentabilidade energética e responsabilidade ambiental.

Este trabalho possui como objetivo principal a análise do mercado consumidor de energia elétrica, decompondo a demanda de eletricidade do país de acordo com as classes consumidoras residencial, comercial e industrial. É aplicada, como instrumento analítico, a modelagem econométrica. O modelo empregado relaciona o consumo de diferentes tipos de consumidores com fatores determinantes da demanda em equações de regressão múltipla.

O trabalho está dividido em cinco seções. A presente seção é constituída por esta introdução. A segunda seção descreve a metodologia de modelagem e estimação empregada. A seção 3 desenvolve a modelagem da demanda de energia elétrica, com a evolução recente do consumo no Brasil, e as variáveis e equações consideradas para a realização da análise. A Seção 4 apresenta os resultados da aplicação da modelagem e as análises dos resultados obtidos, de acordo com as classes consumidoras, e a Seção 5 conclui o estudo.

2. METODOLOGIA DE ANÁLISE

O método mais tradicional e comum da Econometria é a análise de regressão. Pode-se atribuir o sucesso desse método a sua relativa simplicidade e facilidade computacional.

O objetivo dos modelos de regressão é estabelecer relações estatísticas entre um fenômeno em estudo e as variáveis independentes envolvidas, chamadas forças direcionadoras, que exercem influência sobre ele. Sendo assim, o modelo suporta a inclusão de variáveis exógenas como as socioeconômicas. Isto contribui para o entendimento do fenômeno em estudo, mas é insuficiente para explicá-lo, pois a identificação de um relacionamento estatístico entre duas variáveis por si só não estabelece um relacionamento causal entre elas.

Apresenta-se a seguir o modelo de regressão com duas ou mais variáveis explicativas, isto é, o modelo de regressão múltipla. Descrevem-se os pressupostos subjacentes ao modelo clássico de regressão múltipla, e também como as estimativas dos parâmetros podem ser obtidas por intermédio do Método dos MQO. Para maiores informações sobre os modelos de regressão e seu papel na análise econômica, sugerimos ver Maddala (2003), Matos (2000) ou Gujarati (2000).

Em um modelo geral de regressão múltipla, uma variável dependente de y_t está relacionada com várias variáveis explanatórias $x_{t2}, x_{t3}, \dots, x_{tk}$ por uma equação linear que pode ser descrita como:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \dots + \beta_k x_{tk} + e_t \quad (1)$$

Os coeficientes $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$ são parâmetros desconhecidos. O parâmetro β_k mede o efeito de uma modificação na variável x_{tk} sobre o valor esperado de y_t , $E(y_t)$, mantidas constantes todas as outras variáveis. O parâmetro β_1 é o termo intercepto.

Para tornar completo o modelo econométrico definido por (1), tem-se algumas suposições sobre a distribuição de probabilidade dos erros aleatórios e_t . Os pressupostos para sobre os erros aleatórios e_t são análogos aos do modelo de regressão simples (HILL et al, 2003):

- $E(e_t) = 0$. Cada erro aleatório tem distribuição de probabilidade com média zero. Alguns erros são positivos, outros são negativos; em um grande número de observações, eles terão média zero. A partir desse pressuposto, pode-se afirmar que a média de todas as variáveis omitidas e de quaisquer outros erros cometidos na especificação do modelo é zero;
- $\text{var}(e_t) = \sigma^2$. Cada erro aleatório tem distribuição de probabilidade com variância σ^2 . A variância σ^2 é uma parâmetro desconhecido e mede a incerteza presente no modelo estatístico. É a mesma para a observação e, assim, para nenhuma observação a incerteza do modelo será maior, ou menor, nem estará diretamente vinculada a qualquer variável econômica;
- $\text{cov}(e_t, e_s) = 0$. A covariância entre dois erros correspondentes a duas observações diferentes quaisquer é zero. O tamanho do erro de uma observação não tem qualquer influência sobre o tamanho provável do erro de outra observação. Assim, qualquer par de erros não é correlacionado;
- Eventualmente admite-se ainda que os erros aleatórios e_t tenham distribuição de probabilidade normal, isto é, $e_t \sim N(0, \sigma^2)$;

Como cada observação sobre a variável dependente y_t depende do termo estocástico e_t , cada y_t é também uma variável aleatória. As propriedades estatísticas de y_t decorrem das de e_t . São elas:

- $E(y_t) = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3}$. O valor esperado (médio) de y_t depende dos valores dos valores das variáveis explanatórias e dos parâmetros desconhecidos. Essa suposição é equivalente a $E(e_t) = 0$; ela diz que o valor médio de y_t varia para cada observação e é dado pela função de regressão $E(y_t) = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3}$;

- $\text{var}(y_t) = \text{var}(e_t) = \sigma^2$. A variância da distribuição de probabilidade de y_t não se modifica em cada observação. Algumas observações sobre y_t não têm mais probabilidade de estarem afastadas da função de regressão do que outras;
- $\text{cov}(y_t, y_s) = \text{cov}(e_t, e_s) = 0$. Duas observações quaisquer sobre a variável dependente são sempre não correlacionadas. Por exemplo, se uma observação está acima de $E(y_t)$, uma observação subsequente não tem menor probabilidade de estar acima de $E(y_t)$;
- Admite-se eventualmente que os valores de y_t se distribuem normalmente em torno de sua média, ou seja, $y_t \sim N[(\beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3}), \sigma^2]$, o que equivale a supor que $e_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Além dessas suposições sobre o termo estocástico (e , conseqüentemente, sobre a variável dependente), consideram-se dois pressupostos sobre as variáveis explanatórias. O primeiro é que essas variáveis explanatórias não são variáveis aleatórias. Desta forma, a hipótese é que os valores das variáveis aleatórias sejam conhecidos antes da observação dos valores da variável dependente.

O segundo pressuposto é de que nenhuma das variáveis explanatórias é uma função linear exata de qualquer das outras. Esse pressuposto equivale a admitir que nenhuma variável é redundante. Caso tal pressuposto seja violado – uma condição chamada multicolinearidade exata –, o processo de mínimos quadrados falha.

Na regressão múltipla, uma medida relativa de adequação do ajuste é chamada de coeficiente de determinação múltipla e é designada pelo símbolo R^2 . É a relação entre a variação explicada pela equação de regressão múltipla e a variação total da variável dependente. O coeficiente de determinação (R^2) é um número no intervalo $[0,1]$, calculado conforme a fórmula a seguir:

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2 \quad \text{Variação Explicada}}{\sum (y_t - \bar{y})^2 \quad \text{Variação Total}} \quad (2)$$

onde \bar{y} é o valor médio dos y_t constantes da amostra e \hat{y}_t é o correspondente valor estimado através da equação ($\hat{y}_t = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 x_{t2} + \hat{\beta}_3 x_{t3} + \dots + \hat{\beta}_k x_{tk}$), para o elemento t da amostra. Quanto mais próximo de 1 estiver R^2 melhor será explicada a variação em y_t e maior será a capacidade de previsão do modelo sobre todas as observações amostrais.

Complementarmente, usa-se o coeficiente de determinação "ajustado" (\bar{R}^2), que leva em conta o número de variáveis explicatórias em relação ao número de observações. Tal coeficiente é determinado da seguinte forma:

$$\bar{R}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-k-1} \right) * (1 - R^2) \quad (3)$$

onde \bar{R}^2 é o coeficiente ajustado, R^2 é o coeficiente de determinação normal, k é o número de regressores e n é o tamanho da amostra. O coeficiente de determinação é empregado como um indicador inicial da precisão das regressões, para a seleção dos modelos mais ajustados.

O problema de autocorrelação das perturbações nos modelos de regressão aparece quando as alterações na variável aleatória, em um período, dependem do período passado ou do período posterior. A autocorrelação é frequente em séries temporais, e em particular, quando as observações seguem uma ordem natural com o correr do tempo e existe sempre a possibilidade de que os erros sucessivos estejam correlacionados uns aos outros.

Para detectar se há presença significativa de autocorrelação usa-se o teste desenvolvido por Durbin e Watson (GUJARATI, 2000). A estatística deste teste é conhecida como estatística DW – *Durbin-Watson*, e é simplesmente a razão entre a soma das diferenças ao quadrado dos sucessivos resíduos e a soma de quadrados dos resíduos:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2} \quad (4)$$

onde:

DW = autocorrelação dos resíduos;

\hat{e}_t = o erro estimado do período t ;

\hat{e}_{t-1} = o erro estimado do período t anterior;

O teste de Durbin-Watson aponta a existência de autocorrelação positiva quando DW for significativamente menor que 2, e de autocorrelação negativa quando DW for significativamente maior que 2.

Dada a possibilidade de autocorrelação, ao estimar os β_k deve-se representá-la de alguma forma. O modelo com autocorrelação mais simples é o modelo autorregressivo de primeira ordem, ou simplesmente AR(1). Nesse modelo (HILL et al., 2003), e_t depende do seu valor antecedente e_{t-1} mais outra componente aleatória que não seja correlacionada ao longo do tempo e que tenha média zero e variância constante. Ou seja:

$$e_t = \rho e_{t-1} + v_t \quad (5)$$

onde ρ é um parâmetro que determina as propriedades de correlação de e_t e os v_t são variáveis aleatórias não correlacionadas com variância constante σ_v^2 . Dessa forma, v_t possui as seguintes propriedades estatísticas:

1. $E(v_t) = 0$;
2. $\text{var}(v_t) = \sigma_v^2$;
3. $\text{cov}(v_t, v_s) = 0, t \neq s$.

O fundamento lógico para o modelo autorregressivo em (5) apresenta a componente aleatória e_t no período de tempo t composta de duas partes:

- ρe_{t-1} é a persistência do erro aleatório do período anterior, devido a inércia nos sistemas econômicos, em que a magnitude do parâmetro ρ determina o quanto é transportado para o período seguinte;
- v_t é um novo choque no nível da variável econômica.

O parâmetro auto-regressivo ρ que determina quão rapidamente o efeito de um choque se dissipa. Quanto maior a magnitude de ρ , maior a persistência do erro de um período para o outro e mais lentamente o choque se diluirá no tempo. Para que os e_t apresentem propriedades que não variem de ano para ano, admitimos que ρ seja menor do que 1 em valor absoluto. Isto é:

$$-1 < \rho < 1 \quad (6)$$

Como $-1 < \rho < 1$, os valores da sequência de correlações entre dois erros são decrescentes à medida que eles se distanciam entre si no tempo, ou seja, à medida que os erros se distanciam mais e mais uns aos outros a correlação entre eles se torna cada vez menor. Essa característica de um erro que segue um modelo AR(1) representa de uma forma razoável muitos fenômenos econômicos.

3. MODELAGEM PARA A ESTIMAÇÃO DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

3.1 MODELAGEM DA DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA

Diversos estudos para a estimação do consumo de energia elétrica no país já foram realizados, o que torna este trabalho uma atualização com relação ao caso brasileiro, com o uso de dados mais atualizados e um período mais recente, com a utilização de um conjunto de observações de base mensal, aspecto que difere de outras pesquisas encontradas na área.

Modiano (1984) estimou a elasticidade-renda e elasticidade-preço para demanda por energia elétrica para o Brasil utilizando dados anuais do período de 1963 a 1981, isto para as classes de cliente: residencial, comercial e industrial. Este autor utilizou para suas estimativas a regressão de uma equação Cobb-Douglas. O resultado que ele obteve foram as elasticidades-renda de longo prazo de 1,130, 1,068 e 1,360 respectivamente. Para as elasticidades-preço de longo prazo, Modiano (1984) encontrou -0,403, -0,183 e -0,222, isto para as classes residencial, comercial e industrial, respectivamente.

Andrade e Lobão (1997) estimaram somente para a classe residencial brasileira, no período entre 1963 e 1995, com base anual, por três métodos distintos: mínimos quadrados ordinários, variável instrumental e cointegração. Eles chegaram à conclusão de que as elasticidades-preço de curto e longo prazo foram de -0,06 e -0,051 e as elasticidades-renda de curto e longo prazo foram de 0,212 e 0,213.

Silk e Joutz (1997) também fizeram uma estimativa da demanda anual por energia elétrica dos Estados Unidos, usando um modelo de ajustamento parcial. Para tanto, dividiram os aparelhos elétricos em duas classes, ou seja, os que não têm uma utilização diretamente dependente da temperatura — como, por exemplo, os que fornecem iluminação, serviços de limpeza, refrigeração de alimentos e diversão — e os que estão a ela fortemente relacionados, como o ar-condicionado e os aquecedores elétricos. Além da renda e do preço da energia elétrica, também foram utilizados a taxa de juros e os preços de fontes substitutas de energia como variáveis explicativas.

Schmidt e Lima (2004) estimaram a elasticidade-preço e a elasticidade-renda de longo prazo da demanda por energia elétrica nas três classes de consumo: residencial, comercial e industrial. Eles utilizaram os dados de séries anuais do período entre 1969 e 1999 para as estimativas e elaboraram previsões para o período entre 2001 e 2005. Chegaram aos valores de 0,539, 0,636 e 1,718 para a elasticidade-renda de longo prazo respectivamente, e para a elasticidade-preço de longo prazo os valores foram -0,085, -0,174 e -0,129.

3.2 EVOLUÇÃO DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Nesta seção apresenta-se a evolução da demanda por energia elétrica do país, através de informações pesquisadas com base nos Boletins de Análise do Mercado de Energia (EPE, 2009), para buscar identificar os aspectos socioeconômicos que recentemente afetaram o consumo por eletricidade das classes consumidoras consideradas no estudo.

Em 2007, os crescimentos dessazonalizados dos consumos de energia elétrica das indústrias e do comércio e serviços apresentaram taxas de crescimento significativamente crescentes desde o início do ano. Esses resultados refletem e confirmam o comportamento dinâmico e contínuo da atividade econômica do país. Como consequência da atividade econômica favorável, os consumidores residenciais também apresentaram crescimentos de consumo de eletricidade expressivos.

A tendência de crescimento do consumo de energia elétrica foi verificada ao longo do ano de 2007, mesmo após a queda do consumo industrial entre meados de 2004 e início de 2006. Esse comportamento já era esperado devido aos diversos sinais positivos que foram apresentados pela economia brasileira e intensificados desde meados de 2006.

O incremento do investimento estrangeiro direto, o restabelecimento das atividades agroindustriais e o aumento das exportações de *commodities* tiveram influências, direta ou indireta, no consumo de energia elétrica. Além desses aspectos, os destaques foram o aumento da renda, a queda dos juros, e a maior disponibilidade e alongamento do crédito, que estimularam o consumo em geral, em especial a aquisição e o uso de equipamentos consumidores de eletricidade, aquecendo a demanda doméstica e a produção industrial.

Nesse cenário, observa-se, no consumo de energia elétrica em particular, aumento da demanda da indústria de alimentos e bebidas, de bens de capital, de bens duráveis e de alguns setores eletrointensivos. Na esteira dessa evolução, as residências e o comércio aumentaram o estoque de

eletroeletrônicos, cujas vendas no varejo cresceram 10% no primeiro semestre de 2007, com destaque para o crescimento de 11% nas vendas da linha branca em 2007. Registra-se ainda forte ritmo de crescimento na abertura de pontos comerciais, muitos deles novos *shoppings*, supermercados e hotéis.

Outro fator que contribuiu para o aumento do consumo de energia elétrica foi a ligação de novos pontos de consumo residencial. Nos 12 meses findos em setembro de 2007, foram incorporados à rede quase 1,7 milhão de novos consumidores, beneficiados particularmente pelo Programa Luz para Todos, que desde 2004 tem promovido, em média, a ligação de mais de 440 mil novos consumidores residenciais de baixa renda por ano – responsável, portanto, por mais de 25% das novas ligações.

Cabe destacar também que a ocorrência de temperaturas acima de valores médios, principalmente em algumas regiões, tem influenciado o consumo de energia entre as classes de consumidores residenciais e comerciais.

Em 2008, as classes comercial e residencial mantiveram a dianteira do crescimento da demanda de energia elétrica. No primeiro caso, os fatores de crescimento foram, nos primeiros nove meses do ano, a atividade do comércio em geral, com destaque para a ligação de novos pontos comerciais no Nordeste, o turismo de estrangeiros e o movimento de portos e aeroportos. No último trimestre, o câmbio mais alto tendeu a favorecer o turismo doméstico.

O consumo de energia pelas famílias reflete dois aspectos: crescimento sustentado do consumo médio em cada residência, que atingiu 148 kWh por mês (+1,3% sobre 2007) como consequência de maior posse de eletrodomésticos em razão do aumento da renda, e aumento expressivo no número de consumidores. Em 2008, foram ligados à rede mais de 2 milhões de novos consumidores, quase a metade nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, repercutindo novamente o Programa Luz Para Todos.

A indústria foi responsável pela retração do consumo de energia elétrica no Brasil em 2008, evidenciando os efeitos da crise financeira internacional. Foi a primeira vez desde o racionamento durante o período entre 2001 e 2002, que a taxa na evolução do consumo mensal de energia elétrica do país ficou negativa.

A Região Sudeste, que concentrou 57% do consumo industrial de energia do país, a redução foi de 10,1%. Em São Paulo, várias fábricas concederam férias coletivas ou anteciparam programas de manutenção, em particular as do setor automobilístico e indústrias fornecedoras. No Rio de Janeiro, os subsetores mais afetados foram metalurgia e químico, principalmente com a redução da produção de alumínio primário em 20% e 50%, respectivamente em novembro e dezembro. Em Minas Gerais, a USIMINAS antecipou a manutenção de um de seus altos-fornos e a Companhia Vale do Rio Doce (VALE) reduziu as atividades de extração de minério de ferro e de manganês e a produção de ferroligas. No Espírito Santo, a queda do consumo de energia refletiu menor atividade na pelotização.

No Sul, a queda no consumo em dezembro foi de 9%, em relação ao mesmo mês de 2007. A maior retração ocorreu no Rio Grande do Sul, em razão da menor produção das indústrias do Polo Petroquímico de Triunfo. O polo gaúcho também operou somente com uma de suas duas linhas de produção. Em Santa Catarina, a produção de algumas indústrias ficou comprometida pelas chuvas intensas que castigaram o estado. Em adição, alguns setores foram prejudicados pelas limitações operativas impostas ao porto de Itajaí, o que restringiu o escoamento da produção.

A queda do consumo de energia no Nordeste foi da mesma ordem de grandeza, com a redução de 10,4%. O fornecimento da Companhia Hidro Elétrica do São Francisco (CHESF) a indústrias de grande porte da região caiu 16% no mês. Parte importante da produção dessas indústrias é destinada às exportações. Com a retração da demanda internacional, houve inclusive interrupção de linhas inteiras de produção. O consumo de energia na metalurgia (siderurgia, ferroligas e não-ferrosos) registrou queda de 17% e no setor químico (soda-cloro, petroquímico e fertilizantes), de 19%. Visando a ajustar o nível de estoques, o Polo de Camaçari operou, em dezembro, com apenas uma de suas duas linhas de produção. O consumo de energia nas indústrias têxtil e de cimento também mostrou desaceleração.

Na região Norte, o impacto do consumo se verificou em grandes cargas industriais atendidas pelas Centrais Elétricas do Norte do Brasil (ELETRONORTE) e no Polo Industrial de Manaus. A única região que apresentou crescimento em dezembro foi o Centro-Oeste. Os frigoríficos que haviam sido desligados em 2006/2007, como consequência de problemas sanitários na pecuária e de uma forte estiagem, tiveram sua operação gradativamente restabelecida ao longo de 2008, tendo havido inclusive alguma expansão da atividade agroindustrial. Em adição, uma grande carga do setor metalúrgico

consumiu energia da rede nos últimos meses do ano, em razão da paralisação forçada de equipamentos de cogeração.

Contudo, a queda nos últimos meses de 2008 não foi suficiente para reverter o indicador de crescimento do consumo de energia elétrica. Apesar do último trimestre, em que se registrou retração de 1,4%, o consumo total da classe industrial em 2008 apresentou avanço de 2,4% comparado ao ano de 2007.

3.3 MÉTODO DE AJUSTAMENTO POR CLASSES CONSUMIDORAS

A estimação do consumo de energia elétrica por classes consumidoras terá a aplicação do logaritmo natural aos valores observados das séries, com a finalidade de obter os resultados referentes às elasticidades da demanda por energia elétrica e aos parâmetros das equações estimadas. A demanda por eletricidade, para qualquer das três classes que serão analisadas (residencial, comercial ou industrial), é derivada da necessidade do indivíduo ou da firma fazer um determinado aparelho elétrico ou uma determinada máquina funcionar. A energia elétrica pode ser entendida como um fator que participa de processos ou atividades produtoras de bens. As estimações serão obtidas usando-se dados mensais e a amostra representativa será do período entre 2003 e 2008, somando 72 observações.

3.4 MODELO PARA O CONSUMO RESIDENCIAL

A Tabela 1 mostra em detalhes os dados que serão considerados para o consumo residencial, com a descrição de cada variável, as *proxies* utilizadas para representá-las, as suas unidades de medida e respectivas fontes.

Tabela 1 – Dados considerados para o consumo residencial

Variável	Proxy Utilizada	Unidade	Fonte
Consumo residencial	Consumo residencial	MWh	ANEEL
Tarifa da classe residencial	Tarifa média de fornecimento	R\$/MWh	ANEEL
Renda	Rendimento médio real habitual	R\$	IBGE/PME
Preço de eletrodomésticos	IPA-EP - bens de consumo duráveis	Índice	FGV/IPEA

A Equação (7) abaixo será utilizada para estimar o consumo de energia elétrica por parte da classe de consumo residencial, em que:

$$\text{Log } C_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log } P_t + \beta_2 \text{Log } Y_t + \beta_3 \text{Log } W_t + e_t \quad (7)$$

onde:

C_t = Consumo de energia elétrica, no período t ;

P_t = Preço da tarifa de energia elétrica, no período t ;

Y_t = Renda, no período t ;

W_t = Preço de eletrodomésticos, no período t ;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ = Parâmetros a serem estimados, em que:

$$\beta_0 > 0, \beta_1 \geq 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 < 0;$$

e_t = Termo de erro aleatório.

3.5 MODELO PARA O CONSUMO COMERCIAL

O modelo para o consumo comercial possui como maior diferencial a utilização das Vendas Reais no Varejo como *proxy* para a variável Renda, isso devido à periodicidade considerada no estudo. Segue abaixo (Tabela 2) a especificação de cada variável considerada para a classe comercial e suas determinadas *proxies*, unidades e fontes:

Tabela 2 – Dados considerados para o consumo comercial

Variável	Proxy Utilizada	Unidade	Fonte
Consumo comercial	Consumo comercial	MWh	ANEEL
Tarifa da classe comercial	Tarifa média de fornecimento	R\$/MWh	ANEEL
Renda	Vendas reais no varejo	Índice	IBGE/PMC
Preço de equipamentos elétricos	IPA-OG material elétrico	Índice	FGV/IPEA

O consumo de energia elétrica para a classe consumidora comercial será expresso pela seguinte equação linear:

$$\text{Log } C_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log } P_t + \beta_2 \text{Log } Y_t + \beta_3 \text{Log } W_t + e_t \quad (8)$$

onde:

C_t = Consumo de energia elétrica, no período t;

P_t = Preço da energia elétrica, no período t;

Y_t = Renda, no período t;

W_t = Preço de equipamentos elétricos, no período t;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ = Parâmetros a serem estimados, em que:

$$\beta_0 > 0, \beta_1 < 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 < 0;$$

e_t = Termo de erro aleatório.

3.6 MODELO PARA O CONSUMO INDUSTRIAL

O consumo industrial de energia elétrica, conforme a Tabela 3, difere principalmente em um aspecto quando observadas as variáveis consideradas das duas equações anteriores, por ser o único segmento dentre os apresentados a ter um possível bem substituto para a energia elétrica.

Tabela 3 – Dados considerados para o consumo industrial

Variável	Proxy Utilizada	Unidade	Fonte
Consumo industrial	Consumo industrial	MWh	ANEEL
Tarifa da classe industrial	Tarifa média de fornecimento	R\$/MWh	ANEEL
Renda	Faturamento real da indústria	Índice	CNI/IPEA
Preço de máquinas e equip. industriais	IPA-EP bens finais máquinas e equip. industriais	Índice	FGV/IPEA
Preço de energia substituta	IPA-EP combustíveis e lubrificantes para a produção	Índice	FGV/IPEA

Chega-se a seguinte equação linear de consumo por energia elétrica:

$$\text{Log } C_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Log } P_t + \beta_2 \text{Log } Y_t + \beta_3 \text{Log } W_t + \beta_4 \text{Log } S_t + e_t \quad (9)$$

onde:

C_t = Consumo de energia elétrica, no período t;

P_t = Preço da energia elétrica, no período t;

Y_t = Renda, no período t;

W_t = Preço de máquinas e equipamentos industriais, no período t;

S_t = Preço de energia substituta, no período t;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ = Parâmetros a serem estimados, em que:

$$\beta_0 > 0, \beta_1 < 0, \beta_2 \geq 0, \beta_3 < 0, \beta_4 < 0;$$

e_t = Termo de erro aleatório.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados a seguir apresentam as particularidades do consumo de energia elétrica em geral, por parte de cada classe consumidora e uma análise das estimativas encontradas para as funções do consumo de eletricidade das três principais classes, de acordo com o intervalo entre 2003 e 2008 durante o período mensal.

Cada item referente à determinada classe de consumo possui uma tabela explicativa dos resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views, com o uso de uma regressão múltipla para cada e com aplicação do termo de correção de autocorrelação AR(1).

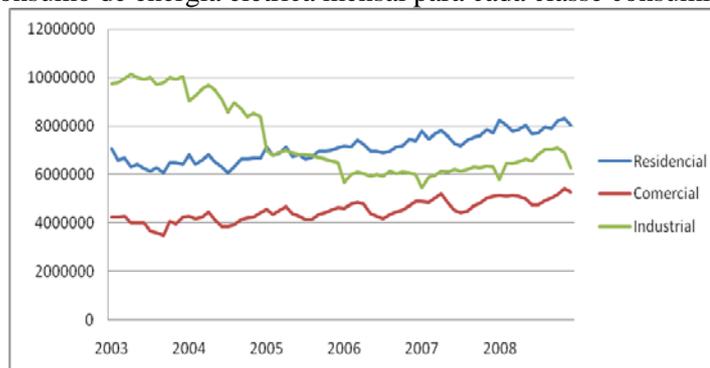
4.1 CONSUMO DAS CLASSES EM GERAL

O consumo de energia elétrica no Brasil, conforme o Sistema de Apoio à Decisão – SAD da ANEEL, é subdividido em classes de consumo, como: comercial, comercial, industrial, rural, poder público, iluminação pública, serviço público, consumo próprio, rural agricultor e rural irrigante.

Devido à maior representatividade entre o grupo de classes consumidoras de energia elétrica no país, as classes de consumo residencial, comercial e industrial foram as escolhidas para a análise do estudo.

O Gráfico 1 apresenta a evolução mensal das participações dos consumos residencial, comercial e industrial em MWh, entre 2003 e 2008. Fica evidente a tendência de queda da participação do consumo industrial entre meados de 2004 e início de 2006.

Gráfico 1: Consumo de energia elétrica mensal para cada classe consumidora em MWh

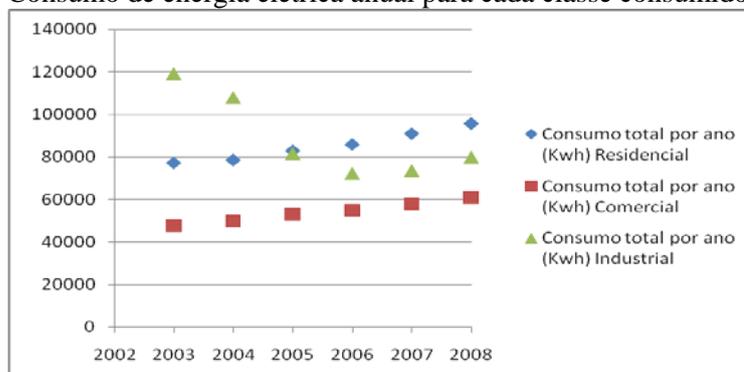


Fonte: Elaborado a partir de dados da ANEEL (2008).

Ao contrário da classe consumidora industrial, o consumo residencial durante o período analisado obteve um considerável aumento. O consumo comercial, por sua vez, revela estabilidade no seu nível de representação no mercado total de energia elétrica, com crescimento nos últimos anos.

O Gráfico 2 mostra o consumo anual de eletricidade, em GWh, das classes residencial, comercial e industrial, entre 2003 e 2008. Em 2003 o consumo de energia elétrica residencial foi de 77324 GWh, o comercial de 47667 GWh e o industrial de 118920 GWh. Já em 2008 o consumo residencial foi de 95795 GWh, o comercial de 60869 GWh e o industrial de 79725 GWh.

Gráfico 2: Consumo de energia elétrica anual para cada classe consumidora em GWh



Fonte: Elaborado a partir de dados da ANEEL (2008).

O consumo total de energia elétrica passou de 289.680 GWh em 2003 para 288.892 GWh em 2008. As classes de consumo residencial, comercial e industrial obtiveram uma representatividade de 26,69%, 16,46% e 41,05% do consumo total de energia elétrica em 2003. Em 2008, as classes de consumidores em questão, apresentaram participações de 33,16%, 21,07% e 27,60%, respectivamente.

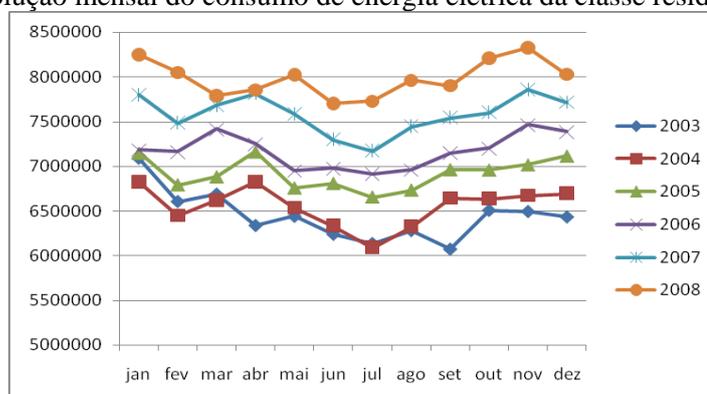
Durante o período analisado, o setor comercial teve a maior expansão de consumo, com um crescimento de 27,70% e o residencial ficou em seguida, com um acréscimo de 23,89%. A classe industrial apresentou queda de 32,96%, resultado explicado primeiramente devido à busca de menores custos de produção por parte das indústrias através de novas fontes de energia.

4.2 CONSUMO RESIDENCIAL

O consumo residencial nacional de energia elétrica totalizou, em 2003, torno 77 milhões de MWh, representando cerca de 26% do mercado de fornecimento brasileiro. De acordo com o Gráfico

3, observa-se que o crescimento do consumo da classe ao decorrer dos meses do período em questão (2003 a 2008), que obteve taxa média de 4,78% ao ano.

Gráfico 3: Evolução mensal do consumo de energia elétrica da classe residencial em MWh



Fonte: Elaborado a partir de dados da ANEEL (2008).

Para o ano de 2008, a soma dos consumos mensais da classe residencial de energia elétrica foi acima de 95 milhões de MWh. A evolução no consumo de energia pelas famílias reflete dois aspectos: maior posse de eletrodomésticos em razão do aumento da renda e aumento expressivo no número de consumidores. Em 2008 foram ligados à rede mais de 2 milhões de novos consumidores, quase a metade nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, repercutindo o Programa Luz Para Todos.

O resultado do ajustamento do modelo para esta classe é exibido na Tabela 4. O R^2 ajustado foi de 0,8676. A estatística do teste “F” obteve o valor igual a 115,71.

A estatística do teste “t” para a variável de preço da energia elétrica (PE) teve o valor 0,78, para a variável renda (Y) teve o valor 9,99, a variável de preço de eletrodomésticos (W) obteve um “t” calculado de 1,59 e o termo de ajuste de autocorrelação AR(1) apresentou um “t” calculado de 3,32.

Destaca-se, portanto, a significância como variável explicativa da renda. O crescimento na renda em 1% aumenta a quantidade demandada por energia elétrica em 1,3328%.

Tabela 4 – Função do consumo de energia elétrica da classe residencial estimada para o Brasil, entre 2003 e 2008, com o termo AR(1)

Estimativa MQO	
Variáveis	Valores
Constante	3,086099 (2,474634)*
PE ¹	0,122725 (0,780779)*
Y ²	1,332787 (9,991758)*
W ³	0,483118 (1,590566)*
AR(1) ⁴	0,386519 (3,321524)*
Testes e qualidade dos ajustes	
R ²	0,875201
R ² ajustado	0,867638
F calculado	115,7130
S.Q. Resíduos	0,059758
Durbin-Watson	1,948174

A variável AR(1), que corrige a autocorrelação nas variáveis explicativas da função com o pressuposto de que o consumo do período anterior tem influência no consumo do período atual,

* Os valores entre parênteses referem-se ao Teste “t”;

¹ Preço da tarifa energia elétrica para a classe residencial;

² Renda;

³ Preço de eletrodomésticos;

⁴ Termo de ajuste de autocorrelação.

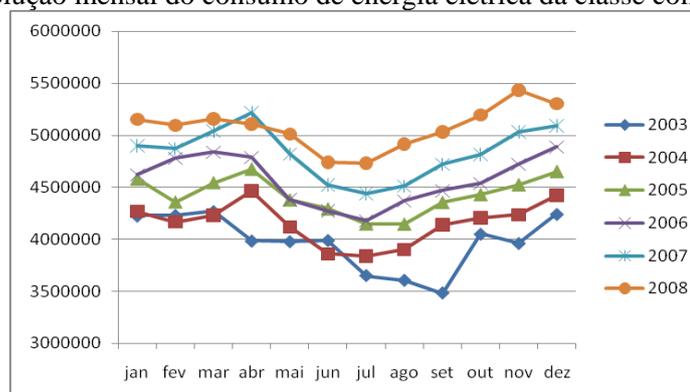
apresentou na função estimada um valor de 0,3865. A estatística do teste de Durbin-Watson tem o valor de 1,95, permitindo concluir que a inclusão do termo autorregressivo na equação estimada elimina a autocorrelação dos resíduos.

4.3 CONSUMO COMERCIAL

O consumo comercial de energia elétrica para o país durante o período considerado (2003 a 2008) obteve crescimento médio de 5,54% ao ano. O consumo de eletricidade pelo setor para o ano de 2003 foi de 47 milhões de MWh, com representatividade de 16% do mercado consumidor nacional.

No Gráfico 4 observa-se tendência de crescimento do consumo de energia elétrica durante os meses do segundo semestre dos anos considerados. Para o ano de 2008, onde foi atingido o maior nível de consumo pela classe comercial, a demanda total superou os 60 milhões de MWh, o que resultou no aumento da sua participação no consumo total de energia elétrica no país, com 21%.

Gráfico 4: Evolução mensal do consumo de energia elétrica da classe comercial em MWh



Fonte: Elaborado a partir de dados da ANEEL (2008).

O comportamento favorável dos diversos indicadores econômicos no país tem contribuído para os resultados positivos deste segmento de consumo, principalmente o aumento das vendas do comércio, com o aumento da massa salarial e a facilidade do crédito com a queda da taxa de juros.

Tabela 5 – Função de consumo de energia elétrica da classe comercial estimada para o Brasil, entre 2003 e 2008, com o termo AR(1)

Estimativa MQO	
Variáveis	Valores
Constante	21,491730 (6,936891)
PE ⁵	-1,078387 (-4,920050)
Y ⁶	0,065602 (0,146045)
W ⁷	-0,055345 (-0,172531)
AR(1) ⁸	0,958489 (32,53196)
Testes e qualidade dos ajustes	
R ²	0,872898
R ² ajustado	0,865195
F calculado	113,3167
S.Q. Resíduos	0,085917
Durbin-Watson	1,958257

* Os valores entre parênteses referem-se ao Teste "t";

⁵ Preço da tarifa de energia elétrica para a classe comercial;

⁶ Renda;

⁷ Preço de equipamentos elétricos;

⁸ Termo de ajuste de autocorrelação.

Desta forma, foi estimada uma função de consumo de energia elétrica para a classe comercial, com o uso do termo de correção de autocorrelação AR(1), como detalhada na Tabela 5. As variáveis utilizadas nessa função apresentam 86,51% das explicações da demanda pela eletricidade, ou seja, o R^2 ajustado foi de 0,8651. O teste “F” atingiu o valor de 113,32.

A estatística do teste “t” para a variável de preço de energia elétrica (PE) teve valor -4,92, para a variável renda (Y) teve valor 0,15, a variável de preço de equipamentos elétricos (W) obteve um “t” calculado de -0,17 e o termo de ajuste de autocorrelação AR(1) apresentou novamente um valor elevado para a estatística “t”, de 32,53.

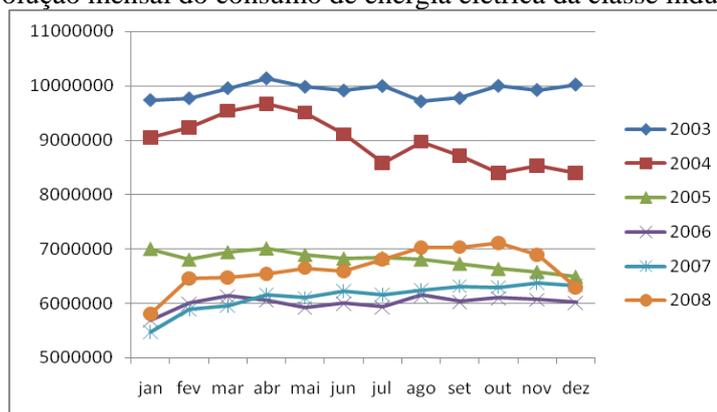
Destaca-se deste modo a influência do preço sobre a demanda na classe comercial. Uma variação positiva (negativa) de 1% no preço da eletricidade acarreta uma redução (aumento) na quantidade consumida de 1,0784%, em que a demanda é elástica em relação ao preço e possui o sinal esperado pela função de consumo estimada.

A estatística do teste de Durbin-Watson foi de 1,96, o que mostra que com a função usada para o consumo de energia elétrica para a classe comercial elimina-se o problema de autocorrelação.

4.4 CONSUMO INDUSTRIAL

O consumo de energia elétrica nas indústrias durante os últimos cinco anos, de 2003 a 2008, como apresentado no Gráfico 5, obteve um decréscimo médio de 6,59% ao ano. O consumo de eletricidade pelo setor para o ano de 2003 foi de praticamente 119 milhões de MWh, o maior nível de consumo registrado dentro o período considerado, o que representou 41% do consumo total de energia elétrica no país.

Gráfico 5: Evolução mensal do consumo de energia elétrica da classe industrial em MWh



Fonte: Elaborado a partir de dados da ANEEL (2008).

Em 2008, consumo de energia elétrica da classe industrial apresentou uma significativa queda, que ficou em torno de 80 milhões de MWh, consumo este ultrapassado pelo consumo da classe residencial e passou a representar 27,6% do consumo total de eletricidade no Brasil.

A alteração no cenário econômico internacional em 2008, principalmente no último trimestre, mais precisamente nos meses de novembro e dezembro, provocou mudanças na evolução do consumo industrial de energia elétrica brasileiro. A desaceleração do ritmo do crescimento do consumo industrial está relacionada ao fato de que importantes segmentos, principalmente aqueles voltados para produtos de exportação, como siderurgia, mineração e automobilístico, reduziram a sua produção.

A Tabela 6 mostra as variáveis utilizadas na estimação da função do consumo de energia elétrica para as indústrias do país, num período dividido mensalmente entre 2003 e 2008, com o ajuste de autocorrelação AR(1). A equação estimada apresenta 96,37% das explicações da demanda pela eletricidade, o que mostra ser estatisticamente significativo devido ao valor do R^2 ajustado, que foi de 0,9637. O teste “F” foi igual a 372,18.

A estatística do teste “t” para a variável de preço de energia elétrica (PE) teve valor -3,45 e para a variável renda (Y) teve valor 3,75. A variável do preço de máquinas e equipamentos industriais (W) obteve um “t” calculado de -1,70 e o preço de energia substituta (S) apresentou um valor de -0,40. O termo de ajuste de autocorrelação AR(1) novamente apresentou o valor de “t” elevado, de 11,26.

Tabela 6 – Função do consumo de energia elétrica da classe industrial estimada para o Brasil, entre 2003 e 2008, com o termo AR(1)

Estimativa MQO	
Variáveis	Valores
Constante	21,78843 (15,03238)*
PE ⁹	-0,505374 (-3,454131)*
Y ¹⁰	0,257887 (3,751258)*
W ¹¹	-0,715913 (-1,696482)*
S ¹²	-0,070536 (-0,410383)*
AR(1) ¹³	0,802347 (11,26326)*
Testes e qualidade dos ajustes	
R ²	0,966249
R ² ajustado	0,963653
F calculado	372,1788
S.Q. Resíduos	0,089054
Durbin-Watson	2,184037

Destacam-se, portanto, nesta classe, preço e renda como dois fatores de maior impacto na demanda. A função do consumo de eletricidade para a classe industrial, considerando o termo de ajuste de autocorrelação, mostra que a alteração positiva (negativa) de 1% no preço da eletricidade ocorrerá uma redução (aumento) na quantidade demandada de 0,5054%. A receita da classe industrial, quando aumenta em 1%, a quantidade do consumo por energia elétrica vai aumentar em 0,2579%.

Finalmente, a variável AR(1), para a equação do setor em questão, corrige a autocorrelação nas variáveis explicativas da função e apresenta um valor de 0,8023. A estatística do teste de Durbin-Watson para a equação foi de 2,18, o que faz chegar à conclusão de que foi eliminada a autocorrelação dos resíduos na função do consumo ajustada para a classe industrial.

5 CONCLUSÕES

A mudança do sistema de um monopólio estatal para um modelo de mercado, com diferentes agentes nas áreas de geração, transmissão e distribuição, proporcionou desenvolvimento ao setor, com a diversificação de investimentos na área de energia elétrica, por parte de empresas públicas e privadas.

O consumo de energia elétrica durante o período entre 2003 e 2008 manteve-se crescente para as classes de consumo residencial e comercial, e a classe industrial apresentou decréscimo na participação total do consumo de energia elétrica no país.

Em todas as classes analisadas, as diferentes funções ajustadas com o termo de ajuste de autocorrelação AR(1) apresentaram os sinais esperados para todos os coeficientes estatisticamente significativos.

Os destaques para o crescimento do consumo de energia elétrica por parte das classes residencial e comercial são: aumento expressivo no número de consumidores em unidades residenciais, o aumento da renda, a queda dos juros e a maior disponibilidade e alongamento do crédito, que estimularam o consumo em geral, em especial a aquisição e o uso de equipamentos consumidores de eletricidade, aquecendo a demanda doméstica.

A desaceleração do ritmo do crescimento do consumo industrial de energia elétrica está relacionada ao fato de que importantes segmentos, principalmente aqueles voltados para o mercado externo, como produtos de exportação e *commodities*, principalmente aquelas que servem como matéria-prima para a indústria do exterior, como exemplos os complexos de siderurgia e mineração, reduziram a sua produção.

* Os valores entre parênteses referem-se ao Teste "t";

⁹ Preço da tarifa de energia elétrica para a classe industrial;

¹⁰ Renda;

¹¹ Preço de máquinas e equipamentos industriais;

¹² Preço de energia substituta;

¹³ Termo de ajuste de autocorrelação.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, T.; LOBÃO, W. *Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Texto para discussão n. 489, RJ, IPEA. 1997.

ANEEL – AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA. *Informações do Setor Elétrico*. <<http://www.aneel.gov.br>>. Acessado em 25/11/08.

EPE – EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA. *Boletins de Análise do Mercado de Energia*. <<http://www.epe.gov.br>>. Acessado em 28/05/09.

GOMES, A. C. S.; ABARCA, C. D. G.; FARIA, E. A. S. T.; FERNANDES, H. H. de O. *BNDES 50 Anos - Histórias Setoriais: O Setor Elétrico, 2002/12*. Rio de Janeiro: BNDES, 2002.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 3. ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000, 860 p.

HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; JUDGE, G.G. *Econometria*. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2003. 471 p.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. *Dados Gerais*. <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acessado em 14/04/09.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Dados Gerais*. <<http://www.ibge.gov.br>> Acessado em 14/04/2009.

LORENZO, H. C. de. *O setor elétrico brasileiro: reavaliando o passado e discutindo o futuro*. Araraquara: UNIARA, 2002. Disponível em <http://www.eletronbras.gov.br/IN_Noticias_Biblioteca/setoreletrico.asp>. Acesso em: 27/11/2008

MADDALA, G. S. *Introdução à Econometria*. 3ª edição, Rio de Janeiro: LTC – Livros e Técnicos e Científicos Editora S.A., 2003.

MATOS, O. C. *Econometria Básica*. 3. ed. Salvador: Atlas, 2000.

MODIANO, E. M. *Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil*. Texto para discussão nº 68, Departamento de economia - PUC/RJ. 1984.

ROSA, L. P. A.; TOLMANSQUIM, M. T.; PIRES, J. C. L. *A reforma do setor elétrico no Brasil e no mundo: uma visão crítica*. Rio de Janeiro: Relume Dumará, COPPE/UFRJ, 1998.

SALGADO, L. H.; da MOTTA, R. S. *Marcos Regulatórios no Brasil: O que foi feito e o que falta fazer*. Rio de Janeiro: IPEA, 2005.

SAUER, I. L. Energia elétrica no Brasil contemporâneo: a reestruturação do setor, questões e alternativas. In: BRANCO, A. M. (Org.). *Política energética e crise de desenvolvimento: a antevista de Catullo Branco*. São Paulo: Paz e Terra, 2002.

SCHMIDT, C. A. J., LIMA, M. A. Demanda por energia elétrica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 1, p. 67-98, jan./mar. 2004.

SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. *Short and long-run elasticity's in US residential electricity demand: a cointegration approach*. *Energy Economics*, v. 19, n. 4, p. 493-513, 1997.