

Estimações e Previsões da Demanda por Energia Elétrica no Brasil¹

Cristiane Alkmin Junqueira Schmidt²
Marcos André Lima³

Julho / 2002

¹ Este documento expressa as opiniões pessoais dos autores e não reflete as posições oficiais da Secretaria de Acompanhamento Econômico - SEAE

² Coordenadora-Geral de Defesa da Concorrência – DF, da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) do Ministério da Fazenda. E-mail: cschmidt@fazenda.gov.br. Av. Presidente Antônio Carlos, 375, sala 1029, 70048-900, Rio de Janeiro - RJ. Tel: (21) 3805-3075. Fax: (21) 3805 – 2096.

³ Técnico da Coordenação-Geral de Defesa da Concorrência – DF (COGDC-DF), da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) do Ministério da Fazenda. E-mail: mlima@fazenda.gov.br. Av. Presidente Antônio Carlos, 375, sala 1029, 70048-900, Rio de Janeiro - RJ. Tel: (21) 3805-2085. Fax: (21) 3805 – 2096

RESUMO

O objetivo do presente trabalho é estimar as elasticidades, principalmente as preço e renda, de longo prazo da demanda por energia elétrica nas três classes de consumo: residencial, comercial e industrial. Os resultados obtidos estão de acordo com a premissa de que a elasticidade-renda deve ser igual ou superior a unidade e que a elasticidade-preço deve ter uma magnitude inferior a um, em módulo. Além disso são realizadas previsões para o consumo de energia elétrica para o período de 2000 a 2005.

ABSTRACT

The purpose of the present study is to estimate the long-run elasticities, mainly the price and income, of the demand for electric energy in the three consumption categories: residential, commercial and industrial. The obtained results support the premise that the income elasticity should be near or beyond a unity, and that the magnitude of price-elasticity should be lower one, in terms of absolute value. Predictions for the electric energy consumption for the 2000-2005 period are also made.

1. INTRODUÇÃO

Com a privatização na infra-estrutura iniciada no início da década de 90, o setor de energia elétrica, fundamental para o desenvolvimento da economia e que apresenta características de monopólio natural em alguns dos seus segmentos (transmissão e distribuição), tem se posicionado como um dos grandes precursores deste processo de reforma do Estado. Este fato está contribuindo para aquecer os investimentos deste setor. Em 2001, a capacidade instalada nacional é aproximadamente de 75 GW. Segundo dados do Comitê Coordenador do Planejamento da Expansão dos Sistemas Elétricos, há em andamento 113 projetos que devem, até 2010, aumentar a capacidade instalada em 27 GW. Além disso, há ainda 115 projetos, que ainda não foram licitados, que devem ampliar esta capacidade em mais 19 GW.

Comparando-se com a década de 80, em que os investimentos destinados à infra-estrutura ficaram em torno de US\$ 4 bilhões anuais (e em que, portanto, apenas um percentual deste valor destinou-se ao setor de energia elétrica), nota-se uma grande preocupação atual em expandir e modernizar todos os segmentos ligados à energia elétrica, principalmente diante de uma situação iminente de racionamento.

Além disso, apesar de parte considerável deste investimento estar sendo realizada para cobrir investimentos não realizados no passado, o futuro do setor parece ter boas perspectivas no que diz respeito ao seu crescimento de curto, médio e longo prazos. Segundo dados da Associação Brasileira de Infra-estrutura e Indústria – Abdid, 20 milhões de brasileiros ainda não têm acesso à energia elétrica. As áreas rurais, por exemplo, ainda são muito pouco eletrificadas.

Portanto, por tudo que foi dito, julga-se necessário que o órgão regulador⁴ seja autônomo, com prestígio e que apresente estudos consistentes com suas decisões. O objetivo macro deste artigo, conseqüentemente, é contribuir teoricamente para as atuações do órgão nas decisões regulatórias, mais especificamente no que concerne à questão tarifária (regulação nos preços⁵).

Destarte, o objetivo micro deste trabalho é estimar os parâmetros da função de demanda por energia elétrica no Brasil para as três classes: residencial, comercial e industrial; que, de acordo com o modelo empregado, são as elasticidades-preço e renda⁶. Isto porque se entende que as elasticidades são variáveis indispensáveis não só para a otimização do planejamento energético do país, como também para auxiliar nas formulações de futuras regras de regulação para este setor, incluindo futuras políticas tarifárias, inclusive em um período de racionamento de energia elétrica.

⁴ No caso do setor de energia elétrica, o órgão regulador se chamava DNAEE – Departamento Nacional de Energia Elétrica (1967 a 1997), o qual foi substituído pela ANEEL – Agência Nacional de Energia Elétrica, pela lei nº 9427, de 26/12/96.

⁵ Essa regulação pode ser tanto de ordem econômica como social, e ainda ter estes dois grupos subdivididos em outros tantos subgrupos.

⁶ A forma funcional da função demanda utilizada neste artigo é a seguinte: $\log C = \alpha \log Y + \beta \log P$, onde C = consumo de energia elétrica, Y = renda e P = tarifa de energia elétrica; $\xi_p = \partial \log C / \partial \log P = \beta$ e $\xi_y = \partial \log C / \partial \log Y = \alpha$.

A princípio, desejava-se realizar estimações com dados mensais, desde 1960. Como esses dados não estavam todos disponíveis, optou-se por realizar estimações para dois períodos distintos: uma delas anual, com um período mais longo -1963/2000-, e outra mensal, com um período menor - 1990/2000. No entanto, a estimação mensal ficou prejudicada devido ao fato das séries possuírem ordens de integração distintas. Em geral, o que se verificou foi que as séries contendo os preços dos produtos intensivos em energia elétrica eram estacionárias, com uma grande quebra estrutural no período de implantação do plano Real. Como as demais séries eram não-estacionárias, não foi possível realizar a análise de cointegração com dados mensais. Além destas estimações, serão também apresentadas projeções destas demandas para o período compreendido entre 2001 e 2005.

Destarte, este trabalho está dividido em 6 seções. Na seção 2, está exposto o modelo microeconômico a ser utilizado nas estimações e uma resenha referente a estudos sobre elasticidades a nível internacional e nacional. Na seção 3, aborda-se a questão dos dados, a metodologia aplicada e gráficos de algumas séries. Na seção 4, estão apresentadas as estimações das funções de demanda por energia elétrica. Além disso, faz-se uma comparação dos resultados obtidos com dois outros estudos para o caso brasileiro (Modiano e Andrade), e alguns estudos internacionais. Na seção 5, estão apresentadas as previsões para o consumo de energia elétrica para o período entre 2001/2005. Além disso, é realizada uma pequena digressão sobre a política tarifária com relação ao racionamento de energia elétrica no Brasil, iniciado no primeiro semestre de 2001. E para finalizar, na seção 6, apresenta-se a conclusão do trabalho.

2. MODELO ECONÔMICO E RESENHA SOBRE O ESTUDO DAS ELASTICIDADES

2.1. Modelo microeconômico básico

A demanda residencial por energia elétrica pode ser descrita como um resultado de um problema microeconômico de maximização de utilidade, sujeita a uma restrição orçamentária, isto é:

$$\underset{x}{\text{Max}} U(x) \quad \text{s.a.} \quad P_i X_i + P_c X_c + P_s X_s + P_o X_o = R \quad (\text{A})$$

Solução: $X_i = f(P_i, P_c, P_s, P_o, R)$,

onde $U(\cdot)$ é a função utilidade do indivíduo, X_i a quantidade demandada de energia elétrica, X_j a quantidade demandada de outros bens, onde $j = c, s, o$ (complementar, substituto e outros), P_i o preço do bem energia elétrica, P_s o preços dos bens substitutos à energia elétrica, P_c os preços dos bens complementares à energia elétrica, P_o os preços de outros bens, não-complementares ou substitutos, à energia elétrica, e R a renda do indivíduo.⁷

⁷ No caso específico deste trabalho, R pode ser tratado como renda familiar e $U(x)$ como utilidade da família. Este fato, no entanto, não altera o modelo básico (A).

As demandas comercial e industrial podem ser melhor descritas como um problema microeconômico de minimização de custo no qual o capital varia, sujeito a um certo nível de produção, isto é:

$$\underset{x}{\text{Min}} \text{CT}(x), \text{ ie, } \underset{x}{\text{Min}} P_i X_i + P_c X_c + P_s X_s + P_k X_k + P_o X_o \text{ s.a. } g(x) = Y \quad (\mathbf{B})$$

Solução: $X_i = f(P_i, P_c, P_s, P_k, P_o, Y)$

onde $\text{CT}(\cdot)$ é o custo total da firma, $g(\cdot)$ a função de produção da firma e Y representa o nível de produção da firma.

Ressalta-se, no entanto, que a demanda por eletricidade é derivada da necessidade do indivíduo ou da firma fazer um determinado aparelho elétrico ou uma determinada máquina funcionar. Isto posto, a energia, mesmo para o caso residencial, pode ser melhor interpretada como um fator que participa de processos ou atividades produtoras de bens ou utilidade, sendo melhor representado, portanto, pelo problema econômico (B), citado anteriormente, em vez do problema (A).

Uma outra forma de pensar na situação exclusiva do segmento residencial é através do modelo proposto por Gary Becker (Becker, 1971), o qual ele resolve o problema de maximização da função utilidade abandonando a separação tradicional entre produção e consumo. No entanto, apesar de interessante teoricamente, o modelo final para estimação teria que dispor de dados não observáveis ou de difícil acesso. Por essa razão, as estimações para as três classes se basearam no modelo B, exposto acima.

2.1.1. Comentários com relação ao modelo microeconômico básico

Como no período de estimação deste trabalho o preço marginal (dado em blocos) foi fixado, exogenamente, pelo governo, para um determinado período de tempo; seja este por um mês, um trimestre ou um ano, o qual não é modificado durante o transcurso deste período; pode-se dizer que a oferta do serviço de fornecimento de energia elétrica é infinitamente elástica no período em questão. No entanto, depois deste período, o que poderia ser chamado de longo prazo, os preços podem ser alterados em função de mudanças nos custos, na demanda total, ou por qualquer outra razão. Desta forma, esta hipótese, para este trabalho, é razoável, pois as estimações foram realizadas até 1999 e o início do racionamento de energia elétrica (restrição da oferta) iniciou-se em 2001.

2.2. Modelo utilizado na estimação

O modelo básico descrito no item 2.1 tem as seguintes formas funcionais:

2.2.1. Classe Residencial

$$C_t = k_1 P_t^a Y_t^b L_t^d \quad k_1 > 0, a < 0, b > 0, d < 0 \quad (1)$$

onde:

C_t é o consumo residencial de energia elétrica no tempo t

P_t é a tarifa residencial de energia elétrica no tempo t

Y_t é a renda familiar ou rendimento do trabalhador (salário) no tempo t

L_t é o preço dos aparelhos eletrointensivos (eletrodomésticos e outros) no tempo t

Tomando logaritmo na equação (1), chega-se à seguinte equação linear de demanda residencial por energia elétrica:

$$\text{Log}C_t = \text{Log}k_1 + \mathbf{a}\text{Log}P_t + \mathbf{b}\text{Log}Y_t + \mathbf{d}\text{Log}L_t \quad (2)$$

Em que: $k_1 > 0$, $\mathbf{a} < 0$, $\mathbf{b} > 0$, $\mathbf{d} < 0$, e onde: $\mathbf{x}_p = \mathbf{a}$ é a elasticidade-preço, $\mathbf{x}_r = \mathbf{b}$ é a elasticidade-renda e $\mathbf{x}_l = \mathbf{d}$ é a elasticidade-preço do estoque dos aparelhos eletrointensivos. Ressalta-se que estes são os coeficientes de maior interesse deste trabalho.

2.2.2. Classe Comercial

$$\text{Log}C_t = \text{Log}k_1 + \mathbf{a}\text{Log}P_t + \mathbf{b}\text{Log}Y_t + \mathbf{d}\text{Log}L_t \quad (3)$$

Em que: $k_1 > 0$, $\mathbf{a} < 0$, $\mathbf{b} > 0$, $\mathbf{d} < 0$

onde:

C_t é o consumo comercial de energia elétrica no tempo t

P_t é a tarifa comercial de energia elétrica no tempo t

Y_t é o produto no comércio no tempo t

L_t é o preço dos aparelhos eletrointensivos ligados ao comércio no tempo t

2.2.3. Classe Industrial

O modelo a ser estimado para o caso industrial, é o mesmo que o comercial acrescido de uma variável que representa um bem substituto ao da energia elétrica⁸. A equação, portanto, pode ser expressa da seguinte forma:

$$\text{Log}C_t = \text{Log}k_1 + \mathbf{a}\text{Log}P_t + \mathbf{b}\text{Log}Y_t + \mathbf{d}\text{Log}L_t + \mathbf{f}\text{Log}S_t \quad (4)$$

Em que: $k_1 > 0$, $\mathbf{a} < 0$, $\mathbf{b} > 0$, $\mathbf{d} < 0$, $\mathbf{f} > 0$

C_t é o consumo industrial de energia elétrica no tempo t

⁸ Conforme os dados disponíveis, o único segmento que se encontrou um bem substituto à energia elétrica foi o industrial. Ver item 3.3 deste trabalho.

P_t é a tarifa industrial de energia elétrica no tempo t

Y_t é o produto na indústria no tempo t

L_t é o preço dos aparelhos eletrointensivos ligados à indústria no tempo t

S_t é o preço de um bem substituto à energia elétrica no tempo t

2.3. Uma resenha sobre outros estudos sobre elasticidades-preço e renda

Outros estudos já foram realizados sobre este mesmo tema, inclusive para o Brasil, o que torna este trabalho uma atualização com relação ao caso brasileiro, com uma ampliação para outros tipos de consumidores de energia elétrica, utilização de um conjunto maior de informação e metodologias econométricas mais modernas.

Modiano (1984) estimou as demandas para o Brasil, para as três classes, no período 1963/1981 – base anual. Ele concluiu que, para as classes residencial, comercial e industrial, as elasticidades-preço de curto prazo foram de, respectivamente, $-0,118$, $-0,062$ e $-0,451$; as elasticidades-preço de longo prazo foram de $-0,403$, $-0,183$ e $-0,222$; as elasticidades-renda de curto prazo foram de $0,332$, $0,362$ e $0,502$ e as elasticidades-renda de longo prazo foram de $1,13$, $1,068$ e $1,360$.

Já Andrade e Lobão (1997) estimaram para o caso residencial no Brasil, no período 1963/1995 – base anual, por três métodos distintos: mínimos quadrados ordinários, variável instrumental e cointegração (MCEV). Eles chegaram a conclusão de que as elasticidades-preço de curto e longo (MCEV) prazos foram de $-0,06$ e $-0,051$; e as elasticidades-renda de curto e longo prazos foram de $0,212$ e $0,213$.

Comparando os dois trabalhos acima mencionados, para o caso residencial, a diferença qualitativa entre os resultados está na elasticidade-renda de longo prazo. No trabalho de Modiano, este parâmetro era rejeitado caso fosse igual a um (hipótese zero), contrapondo-se à hipótese (hipótese um) de que era maior do que 1. Em contrapartida, no trabalho de Andrade, esta elasticidade ficou em um patamar próximo a $0,2$, bem inferior ao encontrado em Modiano.

No trabalho realizado por Bentzen e Engsted (1993), as estimações foram realizadas para a demanda total de energia para a Dinamarca no período compreendido entre 1948 e 1990 – base anual. Os resultados foram os seguintes: as elasticidades-preço de curto e longo prazos foram, respectivamente, de $-0,135$ e $-0,465$, enquanto as elasticidades-renda de curto e longo prazos foram, respectivamente, de $0,666$ e $1,213$.

Já no trabalho realizado por Hendrik Houthkker (1951), onde as estimações sobre a demanda total de energia elétrica foram realizadas para 42 províncias na Grã-Bretanha no período 1937-1938, as elasticidades-preço e renda de longo prazo foram, respectivamente, $-0,8928$ e $1,166$.

Repare que a elasticidade-renda de longo prazo destes dois últimos trabalhos mencionados acima se assemelham mais com aquelas encontradas em Modiano.

Dois trabalhos, neste mesmo assunto, foram realizados por Westley (1984 e 1989). Em ambos são estimadas as elasticidades-preço e renda de longo prazo, só que um deles para o Paraguai e outro para a Costa Rica. Para o primeiro país ora citado, as elasticidades-preço e renda foram, respectivamente, de -0,56 e 0,42; e para o segundo país, foram de -0,5 e 0,5, respectivamente. Além disso, ele rejeita a hipótese de que a elasticidade-renda seja igual a 1, contrapondo-se a hipótese de que a mesma seja menor do que 1.

Observe que estes resultados, concentrando-se no caso da elasticidade-renda, se assemelham mais à pesquisa de Andrade. No entanto, ainda aqui, vale mencionar um comentário de Westley (1989) sobre as elasticidades-preço e renda encontradas em seu estudo: *“these values contradict the notion held by some Latin American planners in the energy and electricity fields, that electricity consumption grows in a fixed-coefficients way, that is, in proportion to income and with a zero own price elasticity”*. A contradição a que ele se refere é relativa ao resultado da elasticidade-renda por ele encontrada.

Ainda aqui, vale mencionar um outro estudo: segundo a *“Organisation for economic co-operation and development”* (1985), o módulo das elasticidades-preço de curto prazo, calculadas em 1985, para os casos residencial e comercial juntos foram de 0,3 para EUA, Canadá e Europa; e de 0,4 para o Japão. Já para o caso industrial estas foram de 0,4 para EUA e Canadá e 0,3 para Europa e Japão. E segundo *“Energy – The Next Twenty Years”*, estudos realizados para a elasticidade-preço de longo prazo para EUA, mostravam que a maioria dos resultados oscilavam, em módulo, entre 0,7 e 1,1 para o caso residencial e 0,8 e 0,9 para o caso industrial.

Portanto, analisando os resultados encontrados, conclui-se que, de forma geral: 1) a tautologia⁹ de que as elasticidades-preço de curto prazo (em valores absolutos) são menores ou iguais às elasticidades-preço de longo prazo¹⁰ são verificadas empiricamente, 2) o módulo destas elasticidades pertencem ao intervalo [0; 0,5], 3) as elasticidades-renda de curto prazo são menores ou iguais às elasticidades-renda de longo prazo, 4) as elasticidades-renda de curto prazo oscilam dentro do intervalo [0,2; 0,7] e 5) As elasticidades-renda de longo prazo é que não mostram resultados muito homogêneos entre os trabalhos. Em algumas pesquisas seu valor oscila entre [0,2; 0,5] e em outras, seu valor pertence ao intervalo [1; 1,3].

Como último comentário, vale apresentar os resultados finais das pesquisas de Bohi, 1981 (in Berndt, 1991), que em suas estimações para o caso residencial, ele utilizou a tarifa média ex-post¹¹ (Pme) para uma regressão e a tarifa marginal (Pmg) para a outra regressão. Suas conclusões foram as

⁹ Este fato é uma tautologia, pois na regressão $q_t = a + bq_{t-1} + gp_t + e$, a elasticidade-preço de curto prazo é γ . No entanto, no longo prazo, $q_t = q_{t-1} = q$, logo, $q = \frac{a}{1-b} + \frac{g}{1-b} p$. Logo, a elasticidade-preço de longo prazo é $(\gamma/(1-\beta))$. Como $\beta \in [0,1]$,

a elasticidade de curto prazo é menor que a de longo prazo sempre.

¹⁰ Fato também observado por Berndt (1991). Segundo este autor, isso pode ser explicado porque as curvas de demanda de longo e curto prazo podem diferir muito, devido a insubstituíbilidade dos estoques de equipamentos eletrointensivos.

¹¹ Tarifa esta que foram utilizadas nas estimações deste trabalho também.

seguintes: 1) as elasticidades-preço de curto prazo e longo prazos (em módulo) com Pmg são maiores que as estimadas com Pme, 2) As elasticidades-preço de curto, para Pmg e Pme, e longo prazo, também para Pmg e Pme, (média de seus trabalhos) são, respectivamente, -0,1 e -0,2; e -0,8 e -1,0, 3) Já as elasticidades-renda quando Pmg está presente na regressão apresentam resultados maiores comparando quando Pme está presente, 4) As elasticidades-renda de curto, para Pmg e Pme, oscilam entre 0,008 e 0,15 e as de longo prazo, também para Pmg e Pme, (média de seus trabalhos) oscilam, respectivamente, entre 1,1 a 2,2 e 0,1 a 0,9, mostrando demasiada variabilidade.

3. METODOLOGIA, DADOS E GRÁFICOS DE ALGUMAS SÉRIES

3.1. Metodologia

Entre as opções metodológicas que podem ser utilizadas para esta estimação, existem ao menos dois enfoques possíveis; além dos métodos dos mínimos quadrados ordinários – MQO e do método das variáveis instrumentais – VI. A primeira opção mencionada é o método de equações simultâneas e a segunda opção é a utilização de cointegração.

A segunda metodologia, a qual foi adotada neste trabalho, propõe a utilização de um modelo VAR-MCEV, isto é, um modelo de vetores auto-regressivos (VAR), mas que também pode ser representado por um modelo de correção de erros vetoriais (MCEV). Este tipo de modelagem é mais interessante, pois, por levar em consideração as variáveis e suas defasagens, concilia as tendências de curto e longo prazos das variáveis do modelo. Além disso, este enfoque, como argumenta Chumacero (1996), oferece flexibilidade suficiente para obter uma boa representação estatística dos dados, sem a necessidade de introduzir variáveis ad-hoc a priori, caso fosse a solução para identificar uma ou mais equações no modelo de equações simultâneas.

Ademais, o comentário explicitado no item 2.1.1 garante a exogeneidade do preço, permitindo o uso do MQO, e não fazendo necessário o uso de equações simultâneas.

Portanto, o método de estimação que foi usado neste trabalho foi o de Johansen (1988 e 1991) e ainda Johansen e Juselius (1990), isto é, o de cointegração, o que requer uma modelagem vetor autoregressivo - VAR, sob a representação de um modelo de correção de erro vetorial - MCEV, para levar em consideração a não estacionariedade das variáveis do modelo.

3.2. Dados

E esta classificação utilizou as seguintes variáveis para o período entre 1969 e 1999:

3.2.1. Residencial

Tabela 1

	Variável	Fonte
Pr	Tarifa Média Residencial em Valores reais de Set/2000	Eletrobrás/ deflator IGP-DI (FGV)
Er	Índice de Preços de Eletrointensivos-base Set/2000=100: *IPA-DI – Bens de Consumo Duráveis – Utilidade	Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ Deflator IGP-DI

	Doméstica.	
Rr	*PIBpm – preços correntes de 2000 (anual)	*IBGE- Contas Nacionais/deflator IGP-DI * Boletim conjuntural (Ipea)/deflator IGP-DI
Cr	*Consumo Total Residencial (GWh)	Eletrobrás S/A

3.2.2. Comercial

Tabela 2

	Variável	Fonte
Pc	Tarifa Média Comercial em Valores reais de Set/2000	Eletrobrás/ deflator IGP-DI
Ec	Índice de Preços de Eletrointensivos-base Set/2000=100: *IPA-OG – Mat. Elétrico	*Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ deflator IGP-DI
Rc	*PIBpm – preços correntes de 2000 (anual)	*IBGE- Contas Nacionais/deflator IGP-DI *Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ-def.IGP-DI
Cc	*Consumo Total Comercial (GWh)	Eletrobrás S/A

3.2.3. Industrial

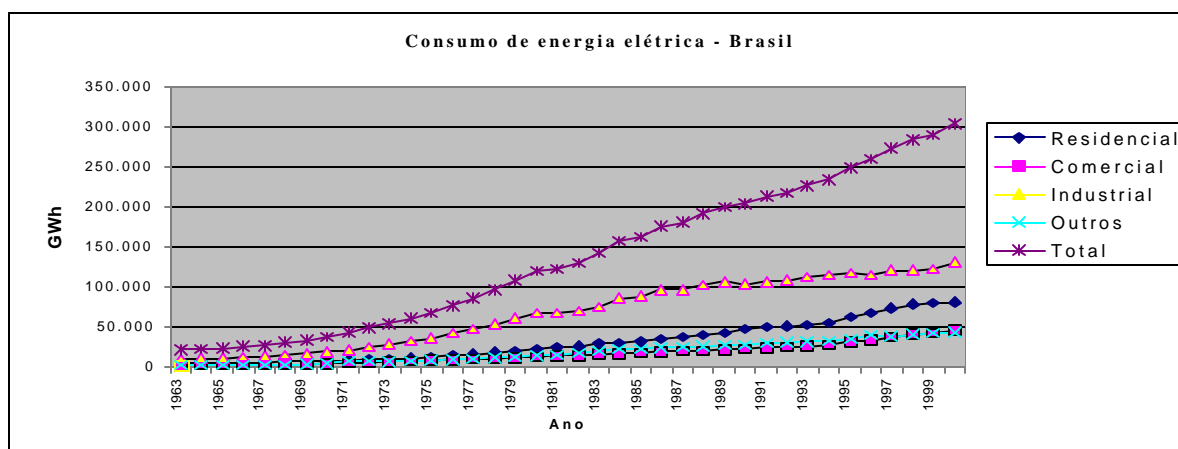
Tabela 3

	Variável	Fonte
Pi	Tarifa Média Industrial em Valores reais de Set/2000	Eletrobrás/ deflator IGP-DI
Psi	Preços do fator substituto – base Set/2000 = 100: *IPA-OG – Combustível e lubrificantes	*Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ deflator IGP-DI
Ei	Índice de Preços de Eletrointensivos-base Set/2000=100: *IPA-OG- Máquinas e Equipamentos Industriais.	Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ Deflator IGP-DI
Ri	*PIBpm – preços correntes de 2000 (anual)	*Banco de dados Aries/IBRE/FGV/RJ-def.IGP-DI *IBGE / PIM - PF
Ci	*Consumo Total Industrial (GWh)	Eletrobrás S/A

Em sua grande maioria, os modelos estimados incluem somente renda e preço como variáveis explicativas, o que corresponde à representação microeconômica mais simples. No entanto, neste trabalho serão agregadas outras variáveis que a teoria e outras evidências empíricas (Westley 1984 e 1989) sugerem ser relevantes.

3.3. Gráficos

3.3.1. Consumo de Energia Elétrica



O consumo total de energia elétrica passou de 18.346 GWh em 1960 para 304.634 GWh em 2000, o que representa uma taxa de crescimento média anual no período de 7,35%. Na década de 60 o crescimento residencial foi de 8,22%, o comercial de 7,81% e o industrial de 7,06%. Já na década de 70, o setor industrial teve maior expansão, com um crescimento médio anual de 13,62%. O residencial ficou em seguida, com 10,49% e o comercial com 10,17%. Mesmo nos anos 80, na chamada década perdida, houve um crescimento razoável das três classes, sendo o residencial o maior contribuinte com 7,62%, enquanto as demais classes ficaram em patamares de 5,96% o comercial e 5,76% o industrial.

Foi na década de 90 que, enquanto as taxas médias anuais de crescimento referentes a este período para as classes residencial e comercial ficaram em patamares de 5,94% e 6,95% respectivamente, a industrial ficou em 1,94%.

Os anos que mais contribuíram para estes números (casos residencial e comercial) foram os que vieram logo após a implementação do Plano Real, isto é, nos anos 1995 e 1996. Neste último ano, por exemplo, o crescimento residencial foi de 8,70%, o comercial de 8,16% e o industrial de -1,23%.

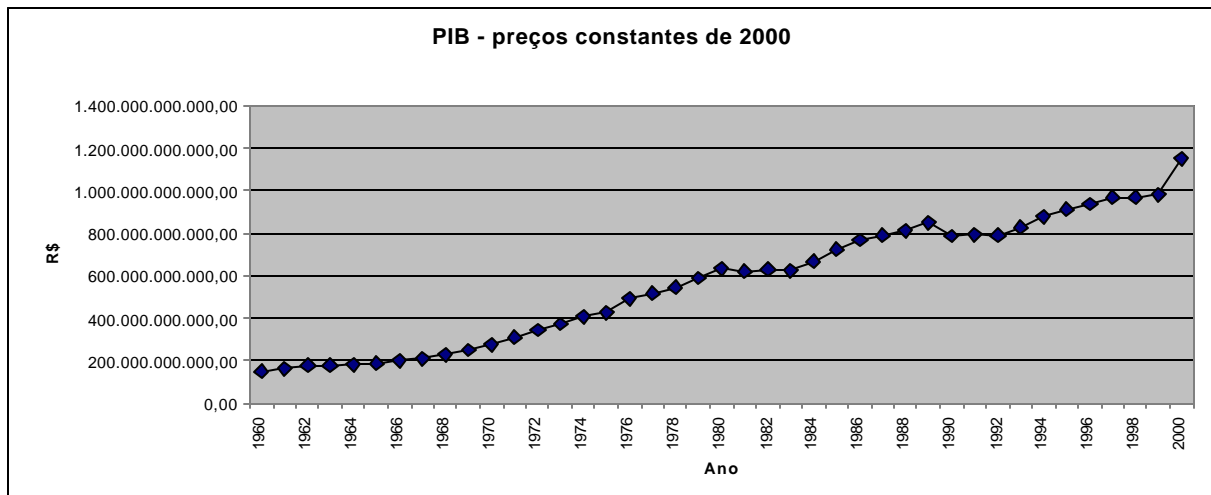
Tabela 4

Crescimento médio anual em cada período				
Períodos	Total	Residencial	Comercial	Industrial
1960/2000*	7,35%	7,99%	7,69%	6,96%
1960/1969*	7,28%	8,22%	7,81%	7,06%
1970/1979	12,20%	10,49%	10,17%	13,62%
1980/1989	6,39%	7,62%	5,96%	5,76%
1990/2000	3,84%	5,94%	6,95%	1,94%

*Para as classes residencial, comercial e industrial, este percentual é calculado somente a partir do ano de 1963.

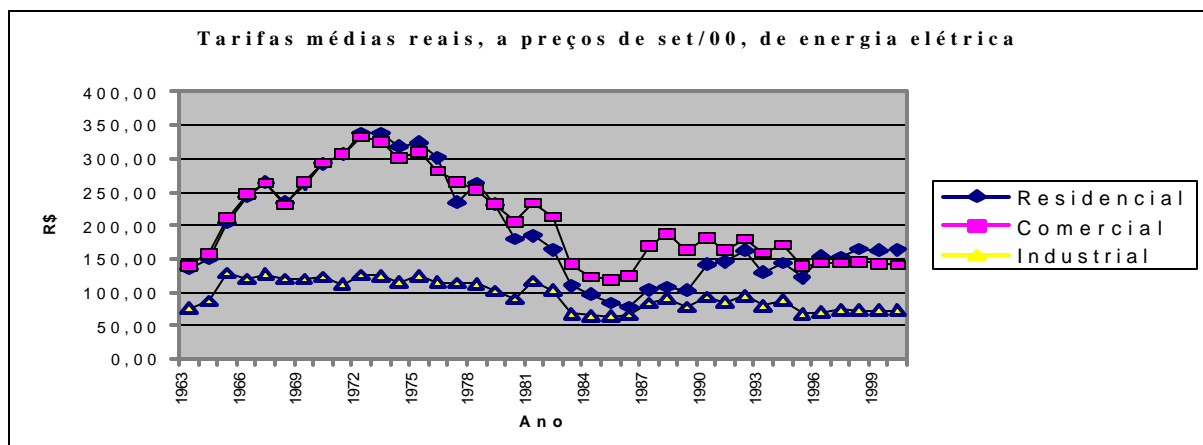
Em 1960 a participação do consumo dos setores residencial, comercial e industrial era de 21,09%, 14,29% e 50,01%, e passou em 2000 para 26,88%, 15,35% e 43,30%, mostrando que o setor residencial foi o que mostrou maior dinamismo na participação do crescimento do consumo total e o industrial o menor entre os três.

3.3.2. Produto Interno Bruto (PIB)



O PIB em 1960 era de R\$152.269.000.000,00 e em 2000 passou para R\$ 1.153.080.000.000,00, ambos a preços constantes de 2000. O crescimento médio anual referente ao período de 1960 a 2000 foi de 5,30%, o que equivale a uma variação média no período de 657%. Nas décadas de 60, 70, 80 e 90, este crescimento médio anual foi de 5,80%, 8,93%, 3,78% e 2,96%.

3.3.3. Tarifas de Energia Elétrica



As tarifas de energia elétrica, de um modo geral, tiveram aumento real na década de 70, principalmente entre os anos 1971 e 1974, e a partir de então passaram a ter perda real progressiva, até os anos 90, quando deram um leve salto, mantendo-se um pouco acima dos valores, em termos reais, de 1963.

Nos casos residencial, comercial e industrial, os anos que apresentaram maior nível de preços foram; respectivamente a cada classe; 1972, 1972 e 1965, com os valores de 338,73; 332,21 e 128,50. Já aqueles de menor nível foram os anos 1986, 1985 e 1985, com valores de 78,92; 119,53 e 64,55. As variações percentuais entre as datas de “pico” e “vale” de cada classe foram de: -76,70%, -64,02% e -49,77%, respectivamente.

As tarifas que apresentaram maior variabilidade foram aquelas relativas à classe residencial, seguida pela classe comercial. Se for comparado o nível de preços entre 1963 e 1969, as tarifas residencial, comercial e industrial cresceram, respectivamente, 92,44%, 88,99% e 58,69%. Se a comparação for feita entre 1970 e 1979, a tarifa residencial decaiu 20,84%, a comercial 21,13% e a industrial 17,27%. Já na década de 80, entre os anos de 1980 e 1989, as tarifas residencial, comercial e industrial decaíram 42,46%, 20,68% e 13,47%, respectivamente, indicando a persistência da queda real das tarifas no setor.

Já no período compreendido entre 1990 e 2000, houve um aumento real da tarifa no segmento residencial, 14,69%, e uma leve queda nos demais segmentos, -22,78% (comercial) e -21,61% (industrial). Veja abaixo um resumo das variações percentuais nas tarifas:

Tabela 5

Crescimento médio anual em cada período			
Períodos	Residencial	Comercial	Industrial
1963 / 1969	92,44	88,99	58,69
1970 / 1979	- 20,84	- 21,13	- 17,27
1980 / 1989	- 42,46	- 20,68	- 13,47
1990 / 2000	14,69	- 22,78	- 21,61
1963 / 2000	20,29	0,19	- 3,48

4. ESTIMAÇÃO DAS FUNÇÕES DEMANDA E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Antes de realizar a análise de cointegração entre as diferentes séries utilizadas em cada uma das funções de demanda estimadas, é necessário verificar a estacionariedade destas séries. Para isso, utiliza-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Esta necessidade decorre do fato da análise de cointegração só ser válida para séries não-estacionárias e que possuam a mesma ordem de integração. Em geral, as séries econômicas não-estacionárias possuem ordem de integração igual a 1.

Após a realização dos testes de raiz unitária, parte-se para a verificação da cointegração entre as séries escolhidas pelo método de Johansen que faz uso de um VAR. Se as séries cointegrarem pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas. Os coeficientes do vetor de cointegração encontrados serão as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica.

Havendo cointegração entre as séries, pode-se estimar um modelo de correção de erros vetoriais que verifica, entre outras coisas, a velocidade de ajustamento do modelo estimado de desvios

em relação ao equilíbrio de longo prazo. A seguir são apresentados os resultados dos diferentes modelos estimados.

4.1. Residencial

Para a estimação da demanda residencial foi aplicado logaritmo natural aos valores observados das séries com a finalidade de obter como parâmetros da equação estimada as elasticidades da demanda residencial por energia elétrica.

Em primeiro lugar, foram realizados testes de raiz unitária em todas as quatro séries. Os resultados são apresentados na tabela 6 a seguir:

Tabela 6: Testes de Raiz Unitária (ADF)

Variável	Termos da equação	Número de defasagens	Estatística de teste (ADF)	Valor Crítico	
				5%	1%
C_t	Constante	0	-3,015	-2,9627	-3,666
P_t	Constante	0	-1,179	-2,9627	-3,666
Y_t	Constante e tendência	0	-2,450	-3,567	-4,295
Pe_t	Constante e tendência	0	-1,700	-3,567	-4,295

Dos resultados acima, verifica-se que nenhuma das séries analisadas é estacionária. Isto é, não foi possível rejeitar a hipótese nula - presença de raiz unitária - em nenhum dos casos apresentados. Apenas para a série que representa o logaritmo do consumo residencial de energia elétrica a hipótese nula só é aceita ao nível de significância de 1%, sendo rejeitada a 5%. Será considerado, então, o nível de significância de 1%, e com isso, nenhuma das séries pode ser apontada como estacionária.

Adicionalmente foram realizados testes de raiz unitária para as séries em primeira diferença. Foi constatado que elas são estacionárias aos níveis de significância de 1% e 5%. Com isso, pode-se concluir que todas as séries possuem a mesma ordem de integração, isto é, são todas $I(1)$.

Destarte, é possível que haja relação de cointegração entre estas séries. Com o intuito de verificar isto, é aplicado o método de Johansen, e com o objetivo de verificar o número de vetores de cointegração existentes, é utilizado o teste do traço (λ -traço), apresentado na tabela 7. Antes porém, é necessário definir a especificação correta do VAR que será utilizado pelo procedimento de Johansen. Utilizando o critério de Schwarz conclui-se que o VAR deve incluir 1 defasagem apenas das variáveis e que somente a constante deve ser adicionada ao modelo, não considerando, portanto, o efeito de uma possível tendência.

Tabela 7: Teste λ -traço

Autovalor	Estatística de Teste	Valores Críticos		Hipótese Nula Nº Eq. Coint.
		5%	1%	
0,677155	69,29274	53,12	60,16	Nenhuma **
0,489925	36,50588	34,91	41,07	Máx. 1 *
0,349148	16,98317	19,96	24,60	Máx. 2

*/** significam que a hipótese nula é rejeitada a 5% e 1% respectivamente.

Para o teste do traço será utilizado o nível de significância de 1% e, com isso, é identificada a presença de apenas 1 equação de cointegração. Os coeficientes desta equação são apresentados a seguir:

Tabela 8: Coeficientes normalizados

C_t	y_t	P_t	pe_t	C
1,000000	-1,047080 (0,09104)	0,146217 (0,04450)	0,705719 (0,07236)	-3,873230 (0,87440)

* Desvio padrão entre parênteses

A equação de cointegração pode ser escrita no seguinte formato:

$$c_t = 3,873 - 0,146p_t + 1,047y_t - 0,706pe_t \quad (5)$$

Da equação acima constata-se que a elasticidade-preço de longo prazo da demanda por energia elétrica é -0,146, o que significa que uma elevação de 1% nas tarifas gerará uma redução de 0,146% no consumo residencial. A elasticidade-preço de longo prazo das utilidades domésticas, -0,706, é maior que a elasticidade-preço, o que significa que o impacto de alterações nos preços desses bens têm um efeito maior sobre o consumo de energia elétrica do que alterações nas tarifas. Já a elasticidade-renda de longo prazo apresenta valor de 1,047, comprovando a hipótese de que elevações na renda elevariam o consumo de energia elétrica no longo prazo na mesma proporção.

4.2. Comercial

Da mesma forma que foi feito no item anterior foram realizados testes de raiz unitária para as variáveis utilizadas na demanda comercial por energia elétrica. Também para o período de 1969 a 1999 e com as observações em logaritmo. Os resultados dos testes estão na tabela a seguir:

Tabela 9: Testes de Raiz Unitária (ADF)

Variável	Termos da equação	Número de defasagens	Estatística de teste (ADF)	Valor Crítico	
				5%	1%
C_t	Constante e tendência	1	-3,121	-3,573	-4,308
P_t	Constante e tendência	0	-1,981	-3,567	-4,295
Y_t	Constante e tendência	0	-2,450	-3,567	-4,295
Pe_t *	Constante e tendência	0	-1,700	-3,567	-4,295

* Material Elétrico

Nos resultados apresentados, a hipótese de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada para nenhuma das 4 séries analisadas, o que indica que nenhuma delas é estacionária. Foram realizados também testes ADF para as séries em diferenças e o resultado obtido em todos os casos foi rejeitada a hipótese nula (raiz unitária). Com isso, conclui-se que todas as séries são I(1).

Para a definição do modelo mais adequado para a análise de cointegração foi utilizado o critério de informação de Schwarz. Por este critério foi definido que o VAR utilizado no procedimento de Johansen deveria conter as variáveis defasadas 1 período, e a constante e um componente de tendência também deveria ser incluídos.

Tabela 10: Teste I -traço

Autovalor	Estatística de Teste	Valores Críticos		Hipótese Nula
		5%	1%	Nº Eq. Coint.
0,663715	75,52926	62,99	70,05	Nenhuma **
0,496703	43,92513	42,44	48,45	Máx. 1 *
0,378195	24,01448	25,32	30,45	Máx. 2

*/** significam que a hipótese nula é rejeitada a 5% e 1% respectivamente.

Pelo teste do traço verifica-se que, com 1% de significância, há apenas uma equação de cointegração para as séries analisadas. Esta equação de cointegração é apresentada a seguir:

Tabela 11: Coeficientes normalizados

C_t	pe_t	y_t	P_t	tendência	C
1,000000	0,294362 (0,04621)	-0,635861 (0,05014)	0,174464 (0,02959)	-0,017937 (0,00403)	-3,289837

* Desvio padrão entre parênteses

A equação pode, então, ser descrita por:

$$c_t = 3,290 - 0,174p_t + 0,636y_t - 0,294pe_t + 0,018t \quad (6)$$

As estimativas obtidas para todos os coeficientes são estatisticamente significativas. O valor encontrado para a elasticidade-preço de longo prazo da demanda comercial, - 0,174, é semelhante à elasticidade-preço estimada para a demanda residencial, - 0,146. Já a elasticidade-renda de longo prazo comercial, 0,636, é bem inferior à obtida no caso anterior, 1,047. Por fim, a elasticidade-preço de material elétrico estimada é -0,294, bem inferior à elasticidade do preço do bem intensivo em energia elétrica (utilidades domésticas) obtido para a demanda residencial, -0,706.

A relação entre as magnitudes das elasticidades, contudo, se mantém. A renda, representada pelo PIB, continua sendo a variável que causa maior variação no consumo de energia elétrica, seguida do preço do bem intensivo em energia elétrica, que, por sua vez, tem mais influência na determinação do consumo comercial que a tarifa.

4.3. Industrial

Da mesma forma que nos casos anteriores foi aplicado logaritmo natural às variáveis deste modelo e o período abrangido pela base de dados vai de 1969 a 1999.

Tabela 12: Testes de Raiz Unitária (ADF)

Variável	Termos da equação	Número de defasagens	Estatística de teste (ADF)	Valor Crítico	
				5%	1%
C_t	Constante e tendência	0	-1,265	-3,567	-4,295
P_t	Constante e tendência	0	-2,770	-3,567	-4,295
Y_t	Constante e tendência	0	-2,450	-3,567	-4,295
Pe_t *	Constante e tendência	0	-2,626	-3,567	-4,295
Ps_t **	Constante e tendência	1	-2,307	-3,573	-4,308

* Máquinas e Equipamentos

** Combustíveis

Em todas as séries analisadas a hipótese de não-estacionariedade não pode ser rejeitada aos níveis de significância convencionais (5% e 1%). A análise de estacionariedade das séries em diferenças mostrou que todas apresentam a mesma ordem de integração, $I(1)$.

Quanto à análise de cointegração, foram estimados dois modelos distintos. A diferença entre eles consiste na inclusão ou não do preço do bem substituto. O primeiro modelo estimado não utiliza o preço do bem substituto.

Tabela 13: Teste I -traço

Autovalor	Estatística de Teste	Valores Críticos		Hipótese Nula
		5%	1%	Nº Eq. Coint.
0,628059	62,59523	53,12	60,16	Nenhuma **
0,534358	33,91363	34,91	41,07	Máx. 1
0,291720	11,74781	19,96	24,60	Máx. 2

*/** significam que a hipótese nula é rejeitada a 5% e 1% respectivamente.

Pelo teste do traço, pode-se concluir que há uma única equação de cointegração entre as variáveis escolhidas. Os coeficientes desta equação são apresentados a seguir:

Tabela 14: Coeficientes normalizados

C_t	pe_t	y_t	p_t	C
1,000000	-0,669504 (0,12809)	-1,717535 (0,07597)	0,128672 (0,07933)	5,795044 (1,01045)

* Desvio padrão entre parênteses

$$c_t = -5,795 - 0,129 p_t + 1,718 y_t + 0,670 pe_t \quad (7)$$

A elasticidade-preço obtida, - 0,129, apesar de apresentar valor semelhante às estimadas anteriormente, não é significativamente diferente de zero aos níveis de significância de 1% e 5%, o que significa que alterações na tarifa industrial não teriam qualquer efeito sobre o consumo de energia elétrica deste segmento.

Quanto à elasticidade-renda, 1,718, sua magnitude é superior à encontrada nos dois casos anteriores, muito embora seja bastante plausível, pois trata-se de indústria, que tende a precisar de energia conforme o crescimento do país. Já a elasticidade-preço do bem intensivo em energia elétrica (máquinas e equipamentos) apresenta sinal oposto ao esperado e é estatisticamente significativo. Em outras palavras, esta fato indica que uma elevação no preço de máquinas e equipamentos gera uma elevação no consumo industrial de energia.

Como este resultado pode se dever a algum erro na especificação do modelo, principalmente no que concerne à não inclusão de alguma outra variável relevante para a análise, foi incluído o preço do produto substituto da energia elétrica. Para isso, foi utilizado o índice de preços de combustíveis e lubrificantes. Pelo teste do traço, apresentado na tabela 15 a seguir, verificou-se a existência de uma única equação de cointegração ao nível de significância de 1%.

Tabela 15: Teste I -traço

Autovalor	Estatística de Teste	Valores Críticos		Hipótese Nula Nº Eq. Coint.
		5%	1%	
0,869367	114,5506	77,74	85,78	Nenhuma **
0,674811	55,525	54,64	61,24	Máx. 1*
0,354398	22,480	34,55	40,49	Máx. 2

*/** significam que a hipótese nula é rejeitada a 5% e 1% respectivamente.

Para a especificação do modelo que seria utilizado no teste de cointegração, foi utilizado o critério de informação de Schwarz, segundo o qual se verificou que o modelo deveria apresentar 1 defasagem das variáveis, e deveriam ser incluídos uma constante e um componente de tendência. Os coeficientes estimados estão na tabela abaixo:

Tabela 16: Coeficientes normalizados

C_t	pe_t	y_t	ps_t	p_t	tendência	C
1,000000	0,464828 (0,09887)	-1,915830 (0,14663)	-0,026630 (0,00671)	0,544613 (0,07305)	0,065675	-2,361704

* Desvio padrão entre parênteses

$$c_t = 2,362 - 0,545 p_t + 1,916 y_t - 0,465 pe_t - 0,027 ps_t + 0,066t \quad (8)$$

A inclusão do preço do bem substituto alterou substancialmente os resultados obtidos no caso anterior. A elasticidade-preço de longo prazo da demanda industrial passou a ser estatisticamente significativa, além de seu valor ser bem superior a todos os já estimados, - 0,545. Já a elasticidade-renda, 1,916, ficou ainda maior que a estimada na equação (7), mas compreensível por ser o caso industrial. Com relação à elasticidade-preço de longo prazo das máquinas e equipamentos, - 0,465, o

sinal é o esperado, ao contrário do resultado do caso anterior. E, por fim, a elasticidade-preço dos combustíveis, $-0,0267$, que é estatisticamente significativa, também apresenta o sinal previsto pela teoria.

4.4. Comparações

Nesta seção será feita uma comparação entre as elasticidades de longo prazo obtidas no presente trabalho com os demais resultados obtidos para estas elasticidades para a Dinamarca, a Grã-Bretanha, o Paraguai, a Costa Rica e os Estados Unidos. Além disso os resultados são comparados com os estudos realizados por Modiano (1984) e Andrade e Lobão (1997) para o caso brasileiro. Cabe observar, contudo, que as elasticidades de longo prazo calculadas para os outros países, com exceção dos Estados Unidos, não são divididas por classe de consumo.

As elasticidades-preço de longo prazo aqui encontradas são, com exceção da obtida para o segundo modelo estimado para a classe industrial ($-0,545$), de magnitude inferior às obtidas para os demais países considerados. Para a Dinamarca, Paraguai e Costa Rica o valor destas elasticidades é de aproximadamente $-0,5$, enquanto que para a Grã-Bretanha este valor é de $-0,893$. Os valores encontrados para os Estados Unidos também são de magnitude superior às obtidas neste trabalho. Para a classe residencial as elasticidades estimadas para os Estados Unidos oscilaram entre $-0,7$ e $-1,1$, enquanto que para a classe industrial estes valores variavam entre $-0,8$ e $-0,9$.

Para as elasticidades-renda de longo prazo, os valores encontrados no presente trabalho são diferentes entre as classes de consumo. Estes variam entre $0,636$ para a classe comercial, a $1,916$, para o segundo modelo estimado para a demanda industrial.

Para a Dinamarca e a Grã-Bretanha os valores desta elasticidade, para a demanda total por energia elétrica são, respectivamente $1,213$ e $1,166$, mais próximos à elasticidade para a classe residencial aqui obtida. Os resultados obtidos para o Paraguai e Costa Rica oscilam em torno de $0,5$, valor que se assemelha mais à elasticidade estimada por este trabalho para a classe comercial. Para os Estados Unidos estes valores não estavam disponíveis.

Os resultados obtidos para a demanda da classe residencial, apesar da diferente metodologia utilizada e da utilização de uma variável adicional (preço de utilidades domésticas), se assemelham aos encontrados por Modiano (1984) para as elasticidades-preço e renda no longo prazo. Cabe destacar, ainda, que todos os coeficientes são estatisticamente significativos a 5% e 1%. Já em relação aos resultados obtidos por Andrade e Lobão (1997), que utilizam a mesma metodologia aqui empregada, há diferenças significativas. A elasticidades-preço e renda de longo prazo obtidas pelos autores foram respectivamente $-0,05084$ e $0,2132$, consideravelmente inferiores às estimadas neste trabalho.

Para as demandas comercial e industrial apenas Modiano obteve estimativas para as elasticidades de longo prazo. Com relação à demanda comercial por energia elétrica, a elasticidade-preço de longo prazo é igual a $-0,183$, praticamente o mesmo valor encontrado aqui, enquanto a elasticidade-renda é $1,068$.

Para a classe de consumo industrial, as elasticidades-renda e preço obtidas por Modiano são, respectivamente, -0,222 e 1,36. Os resultados aqui obtidos para os dois modelos estimados para a demanda industrial também apresentam elasticidades-renda superiores a 1, e superiores às elasticidades-renda obtidas para as demais classes de consumo. Contudo, os valores encontrados neste trabalho são ainda maiores que os obtidos por Modiano. Quanto à elasticidade-preço um dos modelos estimados apresentou valor inferior (em módulo) à de Modiano e o outro um valor maior (-0,545).

5. PREVISÕES PARA OS CONSUMOS DE ENERGIA ELÉTRICA

Com a finalidade de realizar previsões para o consumo de energia elétrica pelos três tipos de classe, foi estimado o modelo de correção de erros vetoriais (MCEV ou vetor de correção de erros) a partir do VAR utilizado para o teste de cointegração de Johansen. O vetor de correção de erros na verdade é um VAR restrito pelo vetor de cointegração.

Em um MCEV a dinâmica de curto prazo das variáveis é influenciada pelos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo. Dentre outras coisas o modelo de correção de erros fornece a velocidade de ajustamento dos desvios de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo.

Para cada uma das relações de cointegração apresentadas no capítulo anterior, foi estimado um modelo de correção de erros vetoriais. Como a variável de interesse para a realização de previsões é o consumo de energia elétrica, só foi realizada a estimação de um MCEV para esta variável.

5.1. Residencial

Para o consumo residencial, foi estimado o seguinte modelo de correção de erros: todas as variáveis estacionárias, uma vez que são variáveis I(1) em diferenças; o resíduo, por ser derivado da equação de cointegração é, por definição estacionário; e a especificação do modelo segue a especificação do VAR utilizado na realização do teste de cointegração de Johansen. Com isso o MCEV apresenta um *lag* de defasagem e como o modelo é estimado em diferenças, a constante presente no VAR é excluída. Os resultados são apresentados na tabela 17 abaixo:

Tabela 17: Estimação de Dc_t

Variável Explicativa	Coeficiente	Testes
u_{t-1}	-0,045113 (0,023690)	Normalidade =3,6796 (0,159) Correl. Serial=0,77668 (0,378) Heteroc.=1,3515 (0,245) F = 5,1256 (0,004) R ² = 0,4607
Δc_{t-1}	0,55255 (0,13732)	
Δp_{t-1}	0,073063 (0,03033)	
Δy_{t-1}	0,228528 (0,13032)	
Δpe_{t-1}	0,063245 (0,05319)	

* Desvio padrão entre parênteses. Para os testes apresentados, o p-value encontra-se entre parênteses.

$$\Delta c_t = -0,045u_{t-1} + 0,553\Delta c_{t-1} + 0,073\Delta p_{t-1} + 0,229\Delta y_{t-1} + 0,063\Delta pe_{t-1} \quad (9)$$

Pelo modelo de correção de erros vetoriais estimado, a velocidade de ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é $-0,045113$, ou seja 4,5% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo são corrigidos a cada período. Este fato indica que o ajuste total dos desvios do equilíbrio de longo prazo levaria cerca de vinte anos.

Cabe ainda ressaltar que os resíduos do mecanismo de correção de erros vetoriais estimado são normalmente distribuídos, homocedásticos e não-autocorrelacionados conforme mostram os testes do Multiplicador de *Lagrange* (LM) para correlação serial, o de White para heterocedasticidade e o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos.

5.2. Comercial

Para a demanda comercial de energia elétrica foi estimado o seguinte MCEV a partir do VAR utilizado no teste de cointegração:

Tabela 18: Estimação de Dc_t

Variável Explicativa	Coefficiente	Testes
C	1,0777 (0,39587)	Normalidade =0,041926 (0,979) Correl. Serial=0,57989 (0,446) Heteroc.=0,58212 (0,445) F = 7,8907 (0,000) R ² = 0,63172
U_{t-1}	0,047071 (0,017644)	
Δc_{t-1}	0,46093 (0,16371)	
Δp_{t-1}	0,020120 (0,02921)	
Δy_{t-1}	-0,230567 (0,15868)	
Δpe_{t-1}	0,028497 (0,04428)	

* Desvio padrão entre parênteses. Para os testes apresentados, o p-value encontra-se entre parênteses.

$$\Delta c_t = 1,078 + 0,047u_{t-1} + 0,461\Delta c_{t-1} + 0,020\Delta p_{t-1} - 0,231\Delta y_{t-1} + 0,028\Delta pe_{t-1} \quad (10)$$

A velocidade de ajustamento deste modelo é de 0,047071, indicando que aproximadamente 4,7% dos desvios da trajetória de longo prazo do consumo comercial de energia elétrica são corrigidos a cada ano. O modelo estimado apresenta uma constante devido ao fato do modelo original ter uma tendência em sua formulação.

5.3. Industrial

Para a demanda industrial por energia elétrica foram estimados dos MCEV, um para cada VAR utilizado na análise de cointegração. O que os diferencia é a presença do preço do bem substituto no

segundo modelo. Quanto à inclusão da constante no segundo modelo, ela se refere à especificação do VAR com um componente de tendência determinística. No primeiro modelo, pelo fato do VAR só possuir uma constante, o MCEV estimado não possui a constante em sua formulação. A seguir são apresentados os dois modelos.

Na tabela a seguir encontram-se os resultados estimados para o MCEV da demanda industrial por energia elétrica referente ao modelo sem o índice de preços de combustíveis e lubrificantes.

Tabela 19: Estimação de Dc_t

Variável Explicativa	Coefficiente	Testes
u_{t-1}	-0,067255 (0,47456)	Normalidade =0,55148 (0,759) Correl. Serial=5,8785 (0,015) Heteroc.=1,2786 (0,258) F = 3,8890 (0,014) R ² = 0,39326
Δc_{t-1}	0,830411 (0,24577)	
Δp_{t-1}	0,034326 (0,07196)	
Δy_{t-1}	-0,220372 (0,32599)	
Δpe_{t-1}	-0,007866 (0,14585)	

* Desvio padrão entre parênteses. Para os testes apresentados, o p-value encontra-se entre parênteses.

$$\Delta c_t = -0,067u_{t-1} + 0,830\Delta c_{t-1} + 0,034\Delta p_{t-1} - 0,220\Delta y_{t-1} - 0,008\Delta pe_{t-1} \quad (11)$$

Dos resultados obtidos pode-se concluir que a velocidade de ajustamento do modelo é - 0,067255. O coeficiente, porém, não é estatisticamente diferente de zero a 5% de significância. Aliás, somente o coeficiente da variável dependente defasada é estatisticamente significativo.

Pelos resultados dos testes reportados pode-se observar que é rejeitada a 5% a hipótese de ausência de correlação serial nos resíduos do modelo de correção de erros vetoriais. Porém, utilizando um critério mais rigoroso, 1%, esta hipótese é aceita. Com isso, considerar-se-á que os resíduos do modelo estimado são homocedásticos, normalmente distribuídos e não correlacionados serialmente.

A seguir são apresentados os resultados do MCEV estimado para a demanda industrial por energia elétrica para o caso em que é considerado o efeito de alterações no preço dos combustíveis e lubrificantes.

Tabela 20: Estimação de Dc_t

Variável Explicativa	Coefficiente	Testes
C	0,16266 (0,30924)	Normalidade =3,0142 (0,222) Correl. Serial=0,63926 (0,424) Heteroc.=0,098939 (0,753) F = 5,7398 (0,001)
u_{t-1}	0,00014 (0,038159)	
Δc_{t-1}	-0,034508	

	(0,30306)	$R^2 = 0,65674$
Δp_{t-1}	-0,014700 (0,06027)	
Δy_{t-1}	-0,155812 (0,36496)	
Δps_{t-1}	-0,008844 (0,01272)	
Δpe_{t-1}	-0,002009 (0,11044)	

* Desvio padrão entre parênteses. Para os testes apresentados, o p-value encontra-se entre parênteses.

$$\Delta c_t = 0,163 + 0,00014u_{t-1} - 0,035\Delta c_{t-1} - 0,015\Delta p_{t-1} - 0,156\Delta y_{t-1} - 0,002\Delta pe_{t-1} - 0,009ps_{t-1} \quad (12)$$

A velocidade de ajustamento estimada é muito pequena, além de não ser estatisticamente significativa. O modelo estimado apresenta boa qualidade de ajuste dos dados evidenciado pelo $R^2=0,65674$. Além disso pode-se concluir que os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não correlacionados serialmente.

Na próxima seção são apresentadas as previsões realizadas a partir dos modelos de correção de erros vetoriais estimados.

5.4. Previsões

A partir dos modelos de correção de erros vetoriais estimados nas seções anteriores, para as diferentes classes de consumo de energia elétrica, foram realizadas previsões para o ano de 2000. As observações para este ano não foram incluídas nas amostras utilizadas nas estimações, logo, pôde ser feita uma comparação entre os valores previstos pelos modelos estimados para o ano de 2000 e os valores efetivamente observados neste ano. Pelo que se pode observar pela tabela 21, o modelo previu muito bem o caso residencial, mas nem tanto os demais casos.

Tabela 21: Previsões para o Ano de 2000

Classe de Consumo	Valor Observado (GWh)	Valor Previsto (GWh)	Diferença (GWh)	Diferença Percentual (%)
Residencial	83.494	83.632	-138	-0,17
Comercial	47.437	45.359	2.078	4,44
Industrial (a)	131.195	124.241	6.954	5,30

O que se pode observar pela tabela 21 é que a melhor previsão gerada, em comparação com o valor efetivamente observado, é a do modelo estimado para a classe residencial. A diferença entre o valor observado e o previsto é de apenas 0,17%. Quanto às previsões geradas pelos demais modelos, elas não se mostraram tão precisas quanto o caso residencial, mas a dispersão não é tão significativa assim para se considerar o modelo como um mau previsor. Como observação, ressalta-se que, no caso industrial, em particular, apresentou-se o modelo (A), pois as previsões foram melhores do que as encontradas no modelo (B).

Tanto para o ano de 2000 quanto para o período de 2001 a 2005, para derivar as previsões sobre o consumo de energia elétrica, foram utilizadas hipóteses sobre o crescimento do PIB e as alterações nas tarifas de energia elétrica. Para a primeira variável mencionada, esta crescerá a uma taxa de 2% no ano em 2000, 2,5% no ano em 2001 e de 5% ao ano de 2002 a 2005. Quanto às tarifas de energia elétrica considera-se uma elevação de 5% ao ano. Além disso, assume-se que o preço dos bens intensivos em energia elétrica se mantêm constantes no nível de 1999. Abaixo, encontram-se as previsões 2001-2005:

Tabela 22: Previsões para o Consumo Residencial (Twh)

Ano	Previsão	Eletrobrás	Andrade e Lobão
2000	83,6	83,6	83,2
2001	85,9	88,7	85,4
2002	88,2	94,5	87,5
2003	90,7	100,6	89,4
2004	93,0	107,0	91,4
2005	95,3	113,7	93,3

Tabela 23: Previsões para o Consumo Comercial (Twh)

Ano	Previsão	Eletrobrás
2000	45,4	46,7
2001	47,3	49,8
2002	49,6	53,2
2003	52,3	56,9
2004	55,2	60,8
2005	58,5	64,9

Tabela 24: Previsões para o Consumo Industrial (Twh)

Ano	Previsão	Eletrobrás
2000	124,2	131,3

2001	125,1	137,4
2002	126,0	143,4
2003	126,9	148,3
2004	127,6	154,4
2005	128,3	162,4

5.5. Racionamento de Energia

Na primeira metade do ano de 2001, as chuvas se concentraram na região sul do Brasil, resultando num baixo nível de água nos reservatórios localizados nas demais regiões do país. Como a produção de energia elétrica brasileira é basicamente hídrica e como não há interconexão de transmissão de energia elétrica entre os sistemas Sul e Norte¹², o abastecimento nacional ficou demasiadamente prejudicado.

Com isso, foi necessária a implementação, a partir de junho de 2001, de um programa de racionamento de energia elétrica, em que foram incluídas as regiões Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste, e os estados do Pará, Tocantins e Maranhão¹³.

Vale mencionar que naquele foi definida a meta de consumo a ser atingida, em cada mês, a partir de junho de 2001, para cada família, unidade comercial ou industrial. Esta meta seria a média de consumo ocorrida entre os meses de maio e julho de 2000, que valeria para todos os demais meses subsequentes a partir da implementação do racionamento¹⁴.

Esta restrição na oferta de energia elétrica resultou, provavelmente, em uma quebra estrutural na série de consumo de energia elétrica. Desta forma, as elasticidades encontradas não devem refletir mais a realidade, e, conseqüentemente, as previsões geradas para o período de 2001 a 2005 também não devem refletir o que deve ocorrer. Isto porque, mesmo que o racionamento seja suspenso no ano de 2002, a possível alteração nas elasticidades impossibilitaria que o consumo de energia elétrica voltasse a sua trajetória anterior.

Por outro lado, a punição pelo do não cumprimento da meta se deu via preço. Isto é, aqueles que ficassem com o consumo aquém da meta ganhariam desconto na tarifa e aqueles que extrapolassem a meta teriam que pagar uma tarifa mais elevada¹⁵. Para estes últimos, se a meta fosse extrapolada por três meses consecutivos haveria corte de energia elétrica.

¹² Isto inviabiliza que os excedentes gerados no sul pudessem ser aproveitados nas demais regiões do país.

¹³ Estes três estados só aderiram ao racionamento a partir de agosto de 2001.

¹⁴ Ressalta-se que, no concernente as classes comercial e residencial, esta deveria ser 20% a menos do consumo dos três meses mencionados. Já com relação à classe industrial, o percentual de redução dependeria do setor de atividade da empresa.

¹⁵ O que poderia ser uma transferência de renda do consumidor para as concessionárias de energia elétrica ou para o próprio governo.

Estes fatos trazem uma reflexão importante. Neste trabalho, assim como na literatura, as estimações de elasticidades-preço de longo prazo¹⁶, geralmente, são baixas, mostrando que o consumidor é pouco sensível à variações no preço de energia elétrica. Desta forma, esperar-se-ia que uma política de racionamento via preço não seria a mais apropriada entre outras possíveis políticas, pois não traria resultados tão rápidos nem tão pouco óbvios. Ou então, para que tivesse um efeito relevante na quantidade demanda, o aumento na tarifa deveria ser bem elevado.

No entanto, como observado neste ano (até dezembro de 2001), parece que houve uma boa adesão à política adotada, mostrando que pode haver um “*puzzle*”, se o modelo tiver sido bem escolhido, mesmo considerando que a elasticidade, a qual reflete um comportamento passado (efetivamente observado), pode indicar o que deve ocorrer com a demanda com uma ameaça (crível) de uma punição via preço.

Duas das possíveis explicações desta questão podem estar: 1) no fato de que a punição para o não cumprimento do racionamento também se deu via quantidade (via corte completo de energia, se a meta não for cumprida por três meses), isto é, pior do que ter a tarifa aumentada seria vê-la cortada; ou 2) no fato de que a ameaça não era crível.

6. CONCLUSÃO

O presente trabalho, de natureza empírica, procurou contribuir para estimações de algumas elasticidades, dentre elas, as elasticidades-renda e preço da demanda por energia elétrica, nas três classes existentes no Brasil: residencial, comercial e industrial. De forma geral, os dois estudos já realizados para o país (Modiano, 1984 e Andrade e Lobão, 1999) obtiveram resultados um pouco distintos para as elasticidades-preço na classe residencial. Ressalte-se que este trabalho obteve um valor intermediário aos dois, sendo mais próximo ao de Andrade e Lobão. Já para as demais classes de consumo, apenas Modiano realizou estimações e seus resultados, para as elasticidades-preço, apresentaram valores bem próximos aos deste.

No concernente à elasticidade-renda, no caso residencial, o valor encontrado aproxima-se muito do em Modiano e muito difere ao de Andrade e Lobão. Já para os casos comercial e industrial, não contemplados no trabalho de Andrade e Lobão, os valores obtidos foram superiores aos encontrados em Modiano, mas estão de acordo com a hipótese nula de Modiano, a qual diz que não se pode rejeitar a hipótese de que aquela elasticidade seja maior do que um.

Com relação às previsões para o ano 2000, obtidas a partir dos modelos de correção de erros vertoriais, estas se mostraram bem próximas aos valores efetivamente observados para este ano, o que é um indício de que o modelo utilizado é adequado. No tocante às previsões para o período de 2001 a

¹⁶ Um resultado comentado na seção 2.3, a partir de previsões anteriores, diz que as elasticidades-preço de curto prazo têm magnitude igual ou inferior às de longo prazo.

2005, estas foram prejudicadas pelo racionamento ocorrido no ano de 2001, que deve ter gerado uma quebra estrutural na série de consumo de energia e elétrica.

Como possíveis extensões do presente trabalho sugere-se a estimação das elasticidades de curto prazo para as três classes de consumo (residencial, comercial e industrial), utilizando metodologia semelhante¹⁷ à utilizada por Braga (2001) em estudo para a demanda residencial por energia elétrica; e uma explicação para o fato de que o racionamento até novembro de 2001 teve êxito, exceto na região Nordeste do país, tendo como dado que as elasticidades-preço são baixas.

¹⁷ Para a obtenção das elasticidades-preço e renda de curto e longo prazos a autora utilizou a função de transferência de Box-Jenkins.

7. BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, Denizart do Rosário (1983), *Política Tarifária e Financiamento do setor de energia elétrica no Brasil: estudo e análise da evolução recente*, Tese de Mestrado, Coope.

ANDIMA, (1998), *Séries históricas de taxas de juros – um amplo estudo sobre o mercado aberto no Brasil*.

ANDRADE, T. e Waldir Lobão, (1997), Elasticidade-renda e Preço da Demanda Residencial de energia Elétrica no Brasil, Texto para discussão nº 489, RJ, IPEA

BECKER, Gary, (1971), *Economic Theory*, 1st edition, University of Chicago

BENTZEN, J. and tom Engsted, (1993), Short- and long-run elasticities in energy demand – a cointegration approach, *Energy Economics*, vol. 15 (1).

BERNDT, Ernst (1991), *The Practice of econometrics: classic and contemporary*” – capítulo 7: the Demand for electricity: Structural and time series approaches – MIT and National Bureau of Economic Reserch

BRAGA, Júlia (2000), A Modelagem da Demanda Residencial de Energia Elétrica, Dissertação de mestrado, IE-UFRJ.

COOPERS & LYBRNAD, Relatório Consolidado Etapa IV - 1 - Sumário Executivo (1997)

COPEL, *Reforma do setor elétrico - Anais de 1996*

ELETROBRÁS, (Maio/98), *Plano Decenal de Expansão 1998-2006 – Minuta*

ELETROBRÁS, Boletins Tarifários.

ELETROBRÁS, Plano Nacional de Energia Elétrica 1993 a 2015.

CICLO DE PALESTRAS (1996), *A Eletrobrás e a História do Setor de Energia Elétrica no Brasil*

ENERGY, *The Next twenty years*

ENERGY PROSPECTS TO 1985, vol II, *Organisation for economic co-operation and developmen*

GUJARATI, Damodar (1995), *Basic econometrics*, Third Edition, McGraw-Hill.

HAMILTON, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

HOLANDA, F.H., (1985), *Microeconomia: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira*, Ipea/Inpes.

JOHANSEN, S. (1988), Statistical analysis of cointegrating vectors, *Journal of economic dynamics and control*, vol. 12, 231-254.

LEITE, Antônio Dias, (1997) *A Energia do Brasil*, Editora Nova Fronteira

LIZARDO, J. A. (1994), *Estudo econométrico da demanda de energia elétrica no Brasil*, RJ, UFRJ/IE.

LIZARDO, J. A. (1996), *Regulação de monopólios e mercados: questões básicas* RJ, UFRJ/IE

MAS-COLELL, Andreu; Whinston Michael D.; e Green, Jerry R. (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford Univ. Press

MEMORIA DA ELETROBRÁS (1987), *Panorama do setor de Energia Elétrica no Brasil*

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

NILO, S. , (1990), Dinâmica recente do mercado de energia elétrica versus política tarifária, Eletrobrás – departamento de Planejamento e Engenharia, informação técnica número 797.

NOGUEIRA, E. M. C. (1996), *As recentes mudanças no setor elétrico: do monopólio à abertura de mercado*, Tese de Mestrado FGV/RJ

OLIVEIRA, Adilson e Lizardo, João de Araújo, *Privatization of the Brazilian energy Industries: The Regulatory Challenge*, segunda revisão para comentários, IE-UFRJ-RJ
Relatórios da Eletrobrás

RIGOLON, Francisco, (1996), *Regulação da infra-estrutura: a experiência recente no Brasil*, BNDES

RIVEIROS, Luis, (1997), *Econometría Básica*, Colección Estrategia, Chile

TAYLOR, L. D., (Spring, 1975), *The demand for electricity: a survey*, The Bell Journal of Economics, v 6, p74-110

SCHMIDT, C., (Agosto/97), *Panorama Mundial do Setor de Energia Elétrico*, não publicado

SCHMIDT, C., (Setembro/97), *Panorama do Setor de Energia Elétrico no Brasil*, não publicado

WESTLEY, G. D., (1989), *Commercial electricity demand in a central american economy*, Applied Economics, vol 21, 1

WESTLEY, G. D., (1984), Electricity demand in a developing country, *Review of Economics and statistics*, vol. 66 (3).