

# A DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE BRASILEIRO APÓS O RACIONAMENTO DE 2001-2002: PREVISÕES DE LONGO PRAZO\*

Marcelo Lettieri Siqueira

Do Curso de Pós-Graduação em Economia do Caen/UFC

Herbetes de Hollanda Cordeiro Júnior

Do Programa Integrado de Mestrado em Economia e Sociologia da UFPE

Ivan Castelar

Do Curso de Pós-Graduação em Economia do Caen/UFC

Este estudo propõe uma metodologia para incorporar os efeitos do racionamento nas previsões da demanda por energia elétrica e apresenta estimativas das elasticidades-renda e preço, de curto e de longo prazos, para as três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial) do Nordeste brasileiro. Para modelar a recuperação da demanda por energia, no período pós-acionamento, foi adotada a hipótese de que o consumo converge, assintoticamente, para a sua tendência de longo prazo. As elasticidades estimadas são utilizadas para fazer previsões para o período 2004-2010.

## 1 INTRODUÇÃO

A necessidade de previsão da demanda por energia elétrica transformou-se em uma questão muito discutida recentemente, conduzindo, nas últimas duas décadas, ao desenvolvimento de novas e variadas metodologias de previsão.

Nesse contexto, a grande maioria dos estudos de demanda por energia elétrica tem sido realizada para países desenvolvidos, enquanto para países em desenvolvimento a escassez de trabalhos dificulta os estudos comparativos. Entre os poucos trabalhos que apresentam estudos sobre a demanda por energia nos países em desenvolvimento, o mais abrangente é o de Westley (1992). Ele fez um levantamento da literatura sobre a demanda por energia elétrica, em países da América Latina, e comparou os resultados com os valores obtidos para as elasticidades-renda e preço da demanda por energia elétrica nos Estados Unidos.

No que se refere à estimação, a evolução das técnicas de modelagem da demanda por energia elétrica tem sido notável. No passado, extrapolações em linha reta de tendências históricas do consumo de energia atenderam às necessidades da época. Entretanto, com o surgimento de novas tecnologias e combustíveis alternativos (na oferta de energia e no uso final) e a partir das mudanças nos estilos de

---

\* O presente artigo originou-se de um projeto de pesquisa desenvolvido pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e financiado pela Companhia Hidro Elétrica do São Francisco (Chesf), dentro do Programa de Pesquisa e Desenvolvimento Tecnológico do Setor Elétrico Brasileiro. Os dois primeiros autores agradecem a colaboração de todos os técnicos da Chesf, em especial aos gerentes do projeto, Paulo Glício da Rocha e Tarcísio Souto Bacelar. Agradecemos, também, aos três pareceristas anônimos pelas observações e sugestões.

vida, mudanças institucionais etc., tornou-se imperativo usar técnicas de modelagem que capturem o efeito de fatores tais como preços, renda, população, tecnologia e outras variáveis econômicas, demográficas, políticas e tecnológicas.

Para o caso do Brasil, com a privatização da infra-estrutura iniciada na década de 1990, nota-se uma grande preocupação em expandir e modernizar todos os segmentos ligados à energia elétrica, de forma a sustentar as projeções de crescimento do país.

Mais recentemente, o novo marco regulatório para o setor elétrico estabeleceu o chamado *pool* como sendo o principal ambiente para comercialização de energia elétrica; consistindo este em um ambiente estritamente regulado, onde os contratos de energia serão supervisionados pelo Administrador de Contratos de Energia Elétrica (ACEE). Dentro do *pool*, a energia gerada será contratada com uma antecedência prévia de cinco anos pelas empresas de distribuição. Portanto, torna-se de interesse fundamental, por parte das mesmas, o desenvolvimento de modelos de previsão de demanda, a fim de controlarem seus riscos de operação.

A partir do novo marco institucional, o planejamento da expansão do sistema, realizado pelo Ministério das Minas e Energia (MME), que tinha caráter indicativo passou a ser determinativo. Como a energia elétrica é um bem não-estocável, esse planejamento deve ser feito com uma antecedência de pelo menos dois anos em relação ao crescimento da demanda, tempo mínimo de maturação de uma usina termelétrica. Dessa forma, previsões de crescimento de demanda também darão subsídio a esse planejamento estratégico. Ainda nesse contexto, a separação dos modelos em classes de consumo (residencial, industrial e comercial) e regiões geográficas se torna muito útil, uma vez que determinadas políticas podem atingi-las de maneira diferenciada, já que cada tipo de consumidor tem um comportamento específico e uma tarifa própria. Por outro lado, cada região tem diferentes ofertantes de energia elétrica.

Para subsidiar suas ações, as entidades responsáveis pelo planejamento energético no Brasil realizam as previsões do consumo de energia elétrica a partir das elasticidades-renda e preço da demanda de cada setor e, em função de cenários econômicos previamente construídos, determinam a demanda setorial para um horizonte de dez anos (Plano Decenal). Tal metodologia, no entanto, ficou prejudicada com o racionamento ocorrido em 2001-2002, pois as elasticidades calculadas com dados até 2000 não poderiam ser diretamente utilizadas para a previsão no período pós-acionamento, e os dados de 2001 e 2002 não poderiam ser utilizados na estimação das novas elasticidades; pois, em função da alteração no comportamento dos consumidores, aqueles dados poderiam se constituir em *outliers* da série de consumo ou em pontos de quebra estrutural.

Diante dessa limitação, e tomando-se 2003 como ano-base de determinação das previsões, tornou-se problemático para os responsáveis pela elaboração das previsões para o decênio 2004-2013 lidar com esse problema no curto prazo, já que somente com o passar do tempo (e com a disponibilidade de mais observações pós-acionamento) poderiam determinar se em 2001-2002 houve uma quebra estrutural ou simplesmente dois *outliers*.

Este estudo apresenta uma contribuição nesse sentido, ao propor uma metodologia para incorporar os efeitos do racionamento nas estimações das elasticidades-renda e preço (de curto e de longo prazos) para as três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial) do Nordeste brasileiro e nas previsões da demanda por energia elétrica para o período pós-acionamento (2004-2010).

## 2 UMA BREVE REVISÃO DA LITERATURA<sup>1</sup>

A modelagem da demanda por energia elétrica tem em Fisher e Kaysen (1962) um dos seus primeiros trabalhos. Nesse estudo, os autores partiram do princípio de que a energia elétrica não é um bem consumido diretamente, mas através de máquinas e equipamentos elétricos, de modo que as variáveis econômicas não são determinantes primários da demanda por energia elétrica no setor residencial. Assim, utilizaram um modelo de dois estágios, em que o consumo no curto prazo (primeiro estágio) depende do estoque de equipamentos e de três componentes: a renda, o preço da energia elétrica e a taxa de utilização de equipamentos elétricos.

Em um segundo estágio (longo prazo), Fisher e Kaysen (1962) tentaram explicar os fatores que afetam o estoque de equipamentos. O modelo sugerido usa a taxa de crescimento do estoque de equipamento em função da renda esperada, da população, dos preços esperados de energia e do número de domicílios.

A grande vantagem dessa abordagem é justamente permitir essa separação entre efeitos causados pela variação sobre a taxa de utilização, por um lado, e sobre o estoque de equipamentos elétricos, por outro. A desvantagem é a dificuldade de obtenção de dados confiáveis, principalmente aqueles relacionados à equação de longo prazo [Braga (2001)].

Em países emergentes, Holtedahl e Joutz (2000) sugeriram uma *proxy* para o estoque de equipamentos elétricos, dada pelo grau de urbanização (U). Assim, esses autores analisaram um modelo em que o consumo no curto prazo dependia da renda disponível, dos preços de energia, do número de consumidores e do grau de urbanização (U), expresso pelo percentual de pessoas residentes em municípios com população superior a 100 mil habitantes.

1. Não é objetivo deste trabalho apresentar toda a evolução dos modelos especificamente utilizados para a previsão da demanda por energia elétrica. Uma revisão bastante ampla de toda a literatura acerca do tema pode ser encontrada em Cordeiro Jr. (2005).

Uma das principais críticas ao modelo de Fisher e Kaysen (1962) refere-se à validade da hipótese de que a demanda por equipamentos não seja afetada por planos de consumo de energia elétrica; isto é, que seja uma variável exógena [Braga (2001)]. Para contornar esse problema, foi introduzida a abordagem de ajustamento parcial.<sup>2</sup> Conforme inicialmente observado por Klein (1958), algumas vezes a teoria econômica especifica que o valor desejado, e não o valor real, da variável dependente é determinado pelas variáveis independentes. No entanto, essa relação não pode ser estimada diretamente, já que o nível desejado da variável dependente é desconhecido. Para resolver esse dilema, especifica-se que o valor real da variável dependente se ajusta (ou é ajustado) ao seu nível desejado de acordo com alguma regra simples. No modelo de ajustamento parcial, o valor real é ajustado por uma fração constante da diferença entre os dois valores (real e desejado). No caso específico dos estudos de demanda por energia, a abordagem de ajustamento parcial teve como objetivo principal evitar que se trabalhasse diretamente com dados de estoque de equipamentos. A idéia é supor que existe um consumo de equilíbrio, que corresponde a um determinado estoque de equipamentos. Contudo, esse equilíbrio só é alcançado no longo prazo. No curto prazo, os consumidores tentam igualar seu consumo corrente ao nível desejado, mas só o conseguem parcialmente — por uma fração da diferença [Braga (2001)].

Mais recentemente, Silk e Joutz (1997) fizeram uma estimativa da demanda anual por energia elétrica dos Estados Unidos usando o modelo de ajustamento parcial referido anteriormente. 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.

Wilson (1971), por outro lado, encontrou evidências de que o preço da energia elétrica é que seria o determinante primário da sua demanda e não os fatores não-econômicos, como estoques de equipamentos e taxas de utilização. A partir daí, os estudos começaram a incorporar em seus modelos a determinação de elasticidades-preço e renda da demanda por energia elétrica.

Até o final da década de 1970, as elasticidades eram obtidas através de modelos de equação única, estimada pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A partir daí, as aplicações da econometria para o campo de estudos de demanda passaram a incluir a teoria de co-integração desenvolvida em Granger

2. A abordagem de ajustamento parcial foi inicialmente proposta por Klein (1958). Para aplicações em estudos de demanda por energia, ver, por exemplo, os trabalhos de Lyman (1976) e os resultados apresentados em Westley (1992).

(1981) e elaborada em Engle e Granger (1987) no contexto da modelagem de vetores auto-regressivos (VAR) — incluindo, na análise, os modelos de correção de erro (MCEs)<sup>3</sup> [Engle e Granger (1987)]. Não é difícil provar [ver Davidson (2000)] que, se as variáveis são co-integradas, os estimadores de MQO dos coeficientes na regressão de co-integração, embora consistentes, não são eficientes, e as inferências baseadas na estatística-t desses estimadores não são, portanto, confiáveis. Para resolver esse problema, pode-se adotar o método de Johansen (1988 e 1991) ou o de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos (MQOD) para estimar as referidas elasticidades [Stock e Watson (1993)], pois fornecem estimadores eficientes.

É interessante observar, ainda, que o MCE é uma generalização do modelo de ajustamento parcial (MAP) e permite a estimação das elasticidades no curto e no longo prazos.<sup>4</sup> Bentzen e Engsted (1993) foram os primeiros a fazerem uso de um MCE para estimação de demanda de energia elétrica em um trabalho para a Dinamarca.

No trabalho de Holtedahl e Joutz (2000), anteriormente descrito, os efeitos de curto e de longo prazos foram separados por um modelo econométrico de correção de erro. O grau de urbanização foi usado como uma *proxy* para capturar características ligadas ao desenvolvimento econômico e ao estoque de equipamentos elétricos. Essa variável teve um bom poder de explicação no modelo, tanto no curto quanto no longo prazo.

Ainda segundo Holtedahl e Joutz (2000), modelos de consumo de energia elétrica em países em desenvolvimento devem usar uma abordagem diferente dos modelos usados em países industrializados. Uma diferença potencial é que crescimento econômico e quebra estrutural sugerem que as elasticidades-preço e renda não são constantes.

Em um outro estudo, que utiliza a técnica de correção de erro, Halvorsen e Larsen (2001) analisam os dados de forma a encontrar os fatores que influenciam o consumo residencial de energia elétrica na Noruega. Para isso, usaram dados anuais, de 1970 a 1999, contendo informações sobre o consumo de energia e outros bens, informações de preços, renda e outras características dos domicílios.

Ettestøl (2002) também apresentou um modelo linear de correção de erro para analisar a demanda residencial por energia elétrica na Noruega, especificando-a como uma função dos gastos de consumo, do preço da energia elétrica (tarifa real), do preço de outros combustíveis (preço do óleo combustível-índice) e da temperatura.

3. MCEs podem ser vistos em Greene (2000, p. 733 e 793) e em Hamilton (1994, p. 580-581).

4. Diversos autores já enfatizaram que o MAP é um caso particular do MCE [ver, por exemplo, Davidson (2000, p. 104-105) e Kennedy (2001, p. 272-273)]. Assim, se o MAP é um caso particular do MCE, este pode ser interpretado como uma generalização daquele, conforme observaram Alogoskoufis e Smith (1991). Em Davidson (2000, p. 104-105), ele mostra que um MCE pode ser escrito como:  $\Delta y_t = \mu\beta' \Delta x_t - \delta(y_{t-1} - \beta' x_{t-1}) + u_t$ , onde  $\mu = (1 + \alpha c)/(1 + \alpha)$  e  $\delta = 1/(1 + \alpha)$ . Assim, se  $c = 0$ ,  $\mu = \delta = 1/(1 + \alpha)$  e o MCE se reduz a um MAP.

Uma abordagem alternativa aos MCEs foi proposta por Stock e Watson (1993): trata-se do método de MQOD.<sup>5</sup> Esse método de estimação foi utilizado por Masih e Masih (1996) para estimar a demanda por carvão na China e por Akmal e Stern (2001) para obter as estimativas das elasticidades da demanda residencial por energia elétrica, gás natural e outros combustíveis para a Austrália.

A partir da década de 1990, em paralelo aos estudos que levavam em conta apenas dados agregados, alguns autores passaram a utilizar microdados em seus modelos de estimação de demanda por energia elétrica.

As abordagens microeconômicas para a modelagem da demanda por energia elétrica permitem uma análise através de grupos heterogêneos e a incorporação de uma grande variedade de características da família [Hawdon (1992)]. Além disso, alguns autores têm mostrado recentemente que o uso dos dados em nível micro, que refletem melhor o comportamento de cada família, pode adicionar mais detalhes para a compreensão da natureza das respostas do consumidor [Hawdon (1992) e Nesbakken (1999)]. Nessa linha, Miller (2001) estimou a demanda residencial por energia elétrica para os Estados Unidos, de 1990 a 1999, usando o método de MQOs e dados de painel para 48 amostras. Filippini e Pachauri (2002) estimaram as elasticidades-preço e renda da demanda por energia elétrica no setor residencial de todas as áreas urbanas da Índia, utilizando dados em nível desagregado para 30 mil casas. Seus resultados mostraram que a demanda por energia elétrica é inelástica a variações na renda e no preço e as variáveis habitacionais, demográficas e geográficas são importantes em determinar a demanda por energia elétrica, algo que não é possível obter usando-se tão-somente modelos macroagregados.

Um outro ponto importante a ser analisado nos estudos de demanda por energia elétrica é a questão das mudanças estruturais. Dunstan e Schmidt (1988) estimaram os efeitos dos choques de preços do petróleo dos anos 1970 e a recuperação dos anos 1980 sobre as séries de demanda por energia elétrica, gás natural e petróleo nos estados americanos. O teste de Chow<sup>6</sup> indicou a existência de mudanças maiores na demanda por petróleo do que por energia elétrica. Em geral, tanto no curto como no longo prazo, houve um aumento das elasticidades-preço de cada fonte energética e das elasticidades-preço cruzadas, sugerindo que depois dos choques passou a existir uma propensão maior por parte dos consumidores de trocarem de fontes por causa de mudanças em seus preços relativos do que anteriormente; isto é, diminuiu o tempo necessário para a demanda por energia se ajustar a um choque de oferta.

5. Como o presente trabalho não utiliza esse método, não o discutiremos em detalhe aqui. Greene (2000, p. 702) traz detalhes acerca do tratamento econométrico desse tipo de modelo.

6. Uma abordagem do teste de Chow pode ser vista em Greene (2000).

Especificamente para o Brasil, uma referência clássica para a modelagem do consumo de energia elétrica é o estudo de Modiano (1984). Nesse trabalho, o autor examina a sensibilidade do consumo à atividade econômica e aos preços da energia elétrica para as classes industrial, residencial, comercial e “outras”, no período 1963-1981, com dados anuais.

Andrade e Lobão (1997), por sua vez, adotando uma modelagem vetorial auto-regressiva e também trabalhando com dados anuais para o período 1963-1995, partiram do princípio de que o consumo residencial é função da tarifa, da renda e do estoque de eletrodomésticos, sendo este último função da renda e dos seus preços. Dessa forma, a elasticidade-renda da demanda capta não apenas o efeito direto que a renda tem sobre o uso desse serviço, mas também o seu efeito indireto via impacto sobre a quantidade de eletrodomésticos. Por outro lado, estimaram também o efeito do preço desses produtos sobre a demanda por eletricidade residencial, o qual reflete implicitamente a relação entre esse preço e o estoque de eletrodomésticos e a pressão que o estoque tem sobre a quantidade demandada de energia. Segundo esses autores, a despeito de a elasticidade-renda incorporar implicitamente esses efeitos direto e indireto, as estimativas do modelo, feitas com diferentes métodos, mostraram-se bastante inelásticas em relação a essa variável, o mesmo acontecendo em relação às duas outras variáveis explicativas: a tarifa de energia elétrica e o preço dos eletrodomésticos. Eles concluem ainda que, embora as elasticidades tarifa de energia elétrica e preço de eletrodomésticos sejam pequenas, a continuada diminuição de ambos os preços tem contribuído positivamente para o aumento na quantidade demandada de energia elétrica residencial.

Em um outro estudo para o Brasil, Braga (2001) utilizou os métodos de Box e Jenkins (1976) de função de transferência, com a divisão entre efeitos de curto e de longo prazos, para analisar o consumo residencial de energia elétrica nas regiões Sudeste, Nordeste e Sul. Seus resultados mostraram que a demanda por energia elétrica residencial das diferentes regiões do Brasil responde de forma diferente a variações no preço e na renda.

Mais recentemente, Schmidt e Lima (2004) estimaram as elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda por energia elétrica brasileira nas três classes de consumo: residencial, comercial e industrial. Eles utilizaram os dados do período 1969-1999 para as estimativas e elaboraram previsões para o período 2001-2005. Assim como em Andrade e Lobão (1997), eles utilizaram o modelo VAR. Os resultados obtidos para a demanda da classe residencial, apesar da diferente metodologia utilizada e do uso de uma variável adicional (preço de utensílios domésticos), assemelham-se aos encontrados por Modiano (1984) para as elasticidades-renda e preço de longo prazo. Por outro lado, obtiveram resultados significativamente diferentes dos encontrados por Andrade e Lobão (1997).

Embora não seja possível realizar comparações diretas das elasticidades, em função das diferenças nas especificações dos modelos de demanda e nos dados utilizados, de uma forma geral os estudos já realizados para o país obtiveram resultados um pouco distintos daqueles efetuados para os Estados Unidos e para outros países da América Latina, conforme será visto adiante.

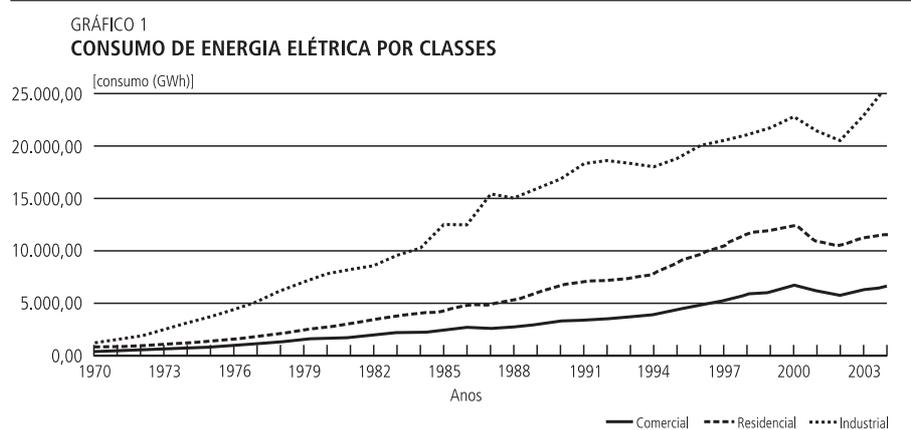
### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Dados

As estimações serão executadas usando-se dados anuais<sup>7</sup> e a amostra cobrirá o período 1970-2003. As Tabelas 2 a 4 mostram, em detalhes, a descrição de cada variável, as *proxies* utilizadas para representá-las, suas fontes e as respectivas unidades de medida.

O Gráfico 1 e a Tabela 1 mostram o consumo para as três classes. Verifica-se que, na década de 1970, o consumo de energia elétrica das classes residencial, comercial e industrial cresceu a uma taxa média anual de 12,75%, 14,44% e 19,74%, respectivamente. Na década de 1980, esses valores foram reduzidos a 9,50%, 7,18% e 8,10% e, na de 1990, enquanto o setor comercial viu um acréscimo na taxa para 7,56%, as outras duas classes continuaram a amargar reduções nas referidas taxas (6,40%, e 3,07%).

Os dados de 2001 a 2004 mostram uma redução do consumo decorrente do racionamento e a sua recuperação a partir de 2003. A classe residencial foi a que mais reduziu o consumo no primeiro ano de racionamento (12,39% contra 7,90% e



7. O objetivo do artigo, em consonância com a elaboração dos planos decenais, é a previsão de longo prazo. Nesse sentido, ao trabalharmos com séries temporais, previsões para um horizonte de mais de cinco anos só são factíveis se os dados forem anuais. Se os dados fossem mensais (ou trimestrais) estaríamos realizando previsões 60 (ou 20) passos à frente para um horizonte de cinco anos, o que é desaconselhável.

TABELA 1  
**CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA POR CLASSES**

Ano	Residencial		Comercial		Industrial	
	Valor (GWh)	Crescimento <sup>a</sup> (%)	Valor (GWh)	Crescimento <sup>a</sup> (%)	Valor (GWh)	Crescimento <sup>a</sup> (%)
1970	813,09	-	423,14	-	1.279,77	-
1980	2.699,75	12,75	1.629,71	14,44	7.755,84	19,74
1990	6.691,44	9,50	3.260,41	7,18	16.890,29	8,10
2000	12.442,09	6,40	6.754,73	7,56	22.842,67	3,07
2001	10.901,00	-12,39	6.221,00	-7,90	21.444,00	-6,12
2002	10.478,00	-3,88	5.700,00	-8,37	20.439,00	-4,69
2003	11.240,00	7,27	6.302,00	10,56	22.892,00	12,00
2004	11.580,45	3,03	6.589,00	4,55	25.707,00	12,30

<sup>a</sup> Crescimento médio anual entre os períodos.

TABELA 2  
**IDENTIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO RESIDENCIAL**

Variável	Proxy utilizada	Fontes	Unidade
Demanda residencial média	Consumo residencial/população do NE	Chesf e IBGE	KWh/hab.
Tarifa da classe residencial	Tarifa média residencial nacional <sup>a</sup>	Ipea/Eletróbrás	R\$/MWh
Preço de eletrodomésticos	IPA-OG <sup>b</sup> : eletrodomésticos	FGV/IPA	Índice
Renda <i>per capita</i> do NE	PIB <i>per capita</i> do NE <sup>a</sup>	Sudene/Boletim Conjuntural	R\$/hab.

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Série deflacionada pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI)/Fundação Getúlio Vargas (FGV), base dezembro de 2002.

<sup>b</sup> Índice de Preços por Atacado-Oferta Global.

TABELA 3  
**IDENTIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO COMERCIAL**

Variável	Proxy utilizada	Fontes	Unidade
Demanda comercial	Consumo comercial	Chesf	MWh
Tarifa da classe comercial	Tarifa média comercial nacional	Ipea/Eletróbrás	R\$/MWh
Preço de equipamentos elétricos do setor comercial	IPA-OG: material elétrico-total <sup>a</sup>	FGV/IPA	Índice
Renda do setor comercial do NE	PIB do NE: serviços <sup>a</sup>	Sudene/Boletim Conjuntural	Milhões de R\$

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Série deflacionada pelo IGP-DI/FGV, base dezembro de 2002.

TABELA 4  
IDENTIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS DO MODELO INDUSTRIAL

Variável	Proxy utilizada	Fontes	Unidade
Demanda industrial	Consumo industrial	Chesf	MWh
Tarifa da classe industrial	Tarifa média industrial nacional <sup>a</sup>	Ipea/Eletróbrás	R\$/MWh
Preço de máquinas e equipamentos elétricos da indústria	IPA-OG: máquinas e equipamentos industriais	FGV/IPA	Índice
Renda do setor industrial do NE	PIB industrial do NE <sup>a</sup>	Sudene/ <i>Boletim Conjuntural</i>	Milhões de R\$
Preço de bens substitutos	IPA-OG: combustíveis e lubrificantes	FGV/IPA	Índice

Fonte: Elaboração própria.

<sup>a</sup> Série deflacionada pelo IGP-DI/FGV, base dezembro de 2002.

6,12% das classes comercial e industrial, respectivamente). Quanto à recuperação do consumo no pós-acionamento, os dados de 2003 e 2004 mostram que a classe industrial foi a que obteve maior crescimento —12,00% e 12,30%, em 2003 e 2004 (contra 10,56% e 4,55% para a classe comercial e 7,27% e 3,03%, para a residencial).

### 3.2 Modelos

Nesta subseção são apresentados os modelos desagregados por classe de consumo (residencial, comercial e industrial) a serem utilizados para obter as previsões da demanda por energia elétrica para o Nordeste brasileiro. A partir desses modelos serão obtidas as elasticidades-preço e renda através de três métodos de estimação: MQO, Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e VAR, sob a representação de um MCE (VAR/VEC).<sup>8</sup>

As estimações de MQO e MQ2E serão realizadas somente para fins de comparação das elasticidades obtidas pelos três métodos, pois as previsões serão elaboradas a partir das estimativas dos modelos VAR/VEC.

Como amplamente conhecido,<sup>9</sup> o MQO é desenvolvido de forma a minimizar o somatório dos quadrados dos resíduos da regressão e, sob as hipóteses do modelo linear geral,<sup>10</sup> seus estimadores são não viciados e eficientes. No entanto, em se

8. Se as variáveis são co-integradas, os estimadores de MQO dos coeficientes na regressão de co-integração, embora consistentes, não são eficientes. Para não restarem comprometidas as inferências baseadas nesses estimadores, optou-se por adotar o método de Johansen, que fornece estimadores eficientes. Assim, não há necessidade, no presente caso, de corrigir eventuais problemas de autocorrelação.

9. Para uma discussão mais detalhada do método de MQO, ver Greene (2000), Kennedy (2001) e Davidson (2000).

10. Hipóteses: linearidade, exogeneidade estrita, não-multicolinearidade, homocedasticidade e ausência de correlação entre as observações. Para maiores detalhes acerca dessas hipóteses, ver Greene (2000) ou Kennedy (2002).

tratando de modelo de demanda por energia elétrica, é provável que a hipótese de exogeneidade possa estar sendo violada, devido à existência de uma provável simultaneidade entre o consumo e a tarifa de energia elétrica. Por esse motivo, apresentamos uma estimação de MQ2E,<sup>11</sup> com a inclusão de variáveis instrumentais (VI), no intuito de corrigir os possíveis vieses gerados pela estimação direta de MQO. Entretanto, se as séries temporais envolvidas forem não-estacionárias, o alto  $R^2$  observado poderá ser devido à existência de regressões espúrias e não à verdadeira relação entre as variáveis. Para lidar com esse problema, apresentamos, então, uma modelagem VAR sob a representação de um MCE (VEC), utilizando os procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1991). Esse método permite lidar com a questão da não-estacionariedade, incluindo possíveis relações de simultaneidade entre as variáveis do modelo, e é mais apropriado para a geração de previsões dinâmicas do que os dois métodos anteriores.

Quanto ao modelo econométrico, adotamos para as três classes de consumo um modelo semelhante ao que foi proposto por Andrade e Lobão (1997) para a demanda residencial, e utilizado por Schmidt e Lima (2004),<sup>12</sup> construído a partir das seguintes hipóteses:

a) Para os consumidores ligados à rede de distribuição, assumiu-se que toda a quantidade de energia elétrica por eles demandada é efetivamente fornecida. Ou seja, admitiu-se que não existe o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço é infinitamente elástica. Com essa hipótese, pôde-se utilizar a quantidade consumida com uma boa aproximação para a quantidade demandada.

b) Com relação ao comportamento da demanda ao longo do tempo, considerou-se que a mesma seja influenciada por quatro variáveis fundamentais: a tarifa média da classe, a renda familiar (para a classe residencial) ou o produto do setor (para as classes comercial e industrial), o preço de um bem substituto e o estoque de aparelhos elétricos. Assim, o consumo foi modelado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_t P_t^\alpha Y_t^\beta E_t^\gamma PC_t^\delta \quad (1)$$

11. A idéia básica do MQ2E é substituir a variável explicativa endógena (estocástica) por uma combinação linear das variáveis predeterminadas no modelo, usando-se essa combinação como *proxy*. Assim, o método de MQ2E se assemelha ao método de estimativa com VI. Para uma discussão mais detalhada do método de MQ2E, ver Greene (2000).

12. Andrade e Lobão (1997) analisaram a evolução do consumo residencial de energia elétrica no Brasil no período 1963-1995, estimaram as elasticidades-renda e preço e utilizaram o modelo econométrico estimado para fazer projeções para o período 1997-2005. Schmidt e Lima (2004) utilizaram a mesma metodologia, também para o Brasil, mas agora para as três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial) utilizaram dados do período 1969-1999 e fizeram projeções para o período 2001-2005. Nossa proposta utiliza dados de 1970 a 2003 para fazer projeções para o período 2004-2010 e difere substancialmente daqueles estudos por incorporar na metodologia os efeitos do racionamento e por fazer uma análise para uma região geográfica e não para o Brasil como um todo.

onde:

$C_t$  é o consumo de energia elétrica no tempo  $t$ ;

$P_t$  é a tarifa média de energia elétrica da classe no tempo  $t$ ;

$Y_t$  é a renda familiar no tempo  $t$  (para a classe residencial) ou o produto do setor (para as classes comercial e industrial);

$E_t$  é o estoque de aparelhos elétricos no tempo  $t$ ; e

$PC_t$  é preço dos bens substitutos da classe de consumo no tempo  $t$ .

c) Supôs-se, também, que o estoque domiciliar reaja positivamente aos aumentos na renda familiar ou no produto do setor ( $Y_t$ ) e negativamente aos aumentos nos preços dos aparelhos elétricos ( $PE_t$ ), e que essas variáveis se relacionem de acordo com a seguinte expressão:

$$E_t = k_2 PE_t^\mu Y_t^\theta \quad (2)$$

O sistema de equações formado por (1) e (2) poderia ser estimado pelos métodos de equações simultâneas. No entanto, como não se encontrou uma *proxy* adequada para a variável estoque de equipamentos elétricos,<sup>13</sup> optou-se por transformar as duas equações em uma única. Então, substituindo-se a equação (2) em (1) e tomando-se o logaritmo neperiano ( $\ln$ ) desse resultado, chega-se à seguinte equação linear para a demanda por energia elétrica:

$$\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \cdot \ln(P_t) + \Theta_3 \cdot \ln(Y_t) + \Theta_4 \cdot \ln(PE_t) + \Theta_5 \cdot \ln(PC_t) \quad (3)$$

onde:

$$\Theta_1 = \ln(k_1 k_2^\gamma), \Theta_2 = \alpha, \Theta_3 = \beta + \gamma \cdot \theta, \Theta_4 = \gamma \cdot \mu \text{ e } \Theta_5 = \delta$$

Os coeficientes  $\Theta_2$ ,  $\Theta_3$ ,  $\Theta_4$  e  $\Theta_5$  representam, respectivamente, as elasticidades da demanda por energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, à renda familiar ou ao PIB do setor, ao preço dos equipamentos elétricos e ao preço do bem substituto.<sup>14</sup>

13. Conforme apresentado na Seção 2, alguns trabalhos têm utilizado o grau de urbanização (U), expresso pelo percentual de pessoas residentes em municípios com população superior a um determinado número de habitantes, como uma *proxy* para capturar características ligadas ao desenvolvimento econômico e ao estoque de equipamentos elétricos. No entanto, não se encontrou uma *proxy* que capturasse tais características para o Nordeste brasileiro.

14. Deve-se notar que, no caso das elasticidades-renda e preço dos eletrodomésticos, as elasticidades medem efeitos diretos e indiretos que essas variáveis têm sobre as quantidades demandadas. Por exemplo, para a elasticidade-renda, o valor a ser estimado para esse parâmetro refere-se ao efeito direto que a variação da renda tem sobre a quantidade demandada de eletricidade mais o efeito indireto sobre essa quantidade como resultado da variação do estoque de eletrodomésticos (provocada pela variação da renda). Ou seja, uma renda maior possibilita um uso maior do equipamento existente e permite um crescimento do estoque de equipamentos, ambos contribuindo para uma quantidade maior de demanda de eletricidade [Andrade e Lobão (1997)].

### 3.3 Racionamento e recuperação do consumo

Para subsidiar suas ações, as entidades responsáveis pelo planejamento energético no Brasil realizavam as previsões do consumo de energia elétrica a partir das elasticidades-renda e preço da demanda de cada setor e, em função de cenários econômicos previamente construídos, determinam a demanda setorial para um horizonte de dez anos (Plano Decenal). Como já relatado, tal metodologia, no entanto, ficou prejudicada com o racionamento ocorrido em 2001-2002 nas regiões Sudeste, Nordeste e Centro-Oeste e nos Estados do Pará, Tocantins e Maranhão, pois as elasticidades calculadas com dados até 2000 não poderiam ser diretamente utilizadas para a previsão no horizonte pós-acionamento, e a inclusão dos dados de 2001 e 2002 poderiam alterar indevidamente as elasticidades de longo prazo já que essas observações — em função da alteração no comportamento dos consumidores — poderiam se constituir, no longo prazo, ou em *outliers* da série de consumo ou em pontos de quebra estrutural, tornando as elasticidades inconstantes no tempo.

Uma análise do Gráfico 1 e dos dados resumidos na Tabela 5 mostra que houve uma redução no consumo das três classes nos anos de 2001 e 2002 e uma recuperação a partir de 2003.

Assim, ao ser constatada uma tendência de recuperação do consumo logo após o encerramento do racionamento — que introduziu mudanças importantes no comportamento do consumidor — resta perscrutar se haverá alguma tendência de retorno aos níveis de consumo anteriores. Ainda que a resposta seja positiva, restará saber como e em que prazos se dará essa recuperação e se haverá diferenças de comportamento entre as diferentes classes de consumo.

Com o passar dos anos, à medida que novas observações estiverem disponíveis, poderão ser desenvolvidos estudos mais precisos capazes de obter respostas para essas questões. No entanto, no curto prazo, podemos adotar alguma hipótese para a recuperação do consumo, inserindo-a na modelagem da demanda por energia elétrica de cada classe, em uma tentativa de melhorar as previsões realizadas a

TABELA 5  
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE: EFEITO DO RACIONAMENTO

Ano	Residencial (TWh)	Comercial (TWh)	Industrial (TWh)
2000	12,44	6,75	22,84
2001	10,90	6,22	21,44
2002	10,48	5,70	20,44
2003	11,24	6,30	22,89

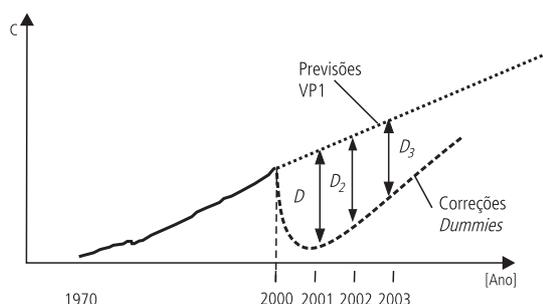
Fonte: Elaboração própria.

partir dos dados históricos de todo o período estudado, incluindo-se aí aqueles anos em que houve o racionamento (1970-2003).

Para modelar a recuperação do consumo, pode-se adotar a informação sobre a taxa de recuperação correspondente ao biênio 2002/2003. Para a determinação dessa taxa, calcula-se a diferença entre o valor previsto a partir das elasticidades obtidas com os dados pré-acionamento (1970-2000) — que denominaremos VP1<sup>15</sup> — e o valor real, observado nos anos de 2002 e 2003, e, supondo-se que nos próximos anos a variação na diferença entre o valores VP1 e o valor real ocorra a uma taxa constante (decaimento geométrico), podemos usar esse fator de decaimento ( $\alpha$ )<sup>16</sup> para modelar uma *dummy* que tentará captar a mudança introduzida na série pelo referido racionamento. O esquema apresentado no Gráfico 2 mostra o mecanismo de definição da referida *dummy*, com  $\alpha = 1 - D_2/D_1$ .

Nesse sentido, a referida variável é modelada como uma *dummy* de intercepto não-binária, cujo valor pertence ao intervalo  $[0,1]$ , ou seja,  $0 \leq D_i \leq 1$ . Variáveis *dummies* de intercepto não-binárias (cujos valores não são exclusivamente 0 ou 1) têm sido utilizadas para modelar a ocorrência de quebras estruturais em modelos VAR/VEC ou de equações simultâneas, quando não se deseja contaminar as estimativas de longo prazo dos coeficientes com a inclusão de *dummies* de tendência. Trabalhos que adotaram esse tipo de modelagem foram os de Ho, Wong e Tse (2003) e Castelar e Mynbaev (2001).

GRÁFICO 2  
MODELAGEM DA RECUPERAÇÃO DO CONSUMO



15. Utilizando-se a mesma metodologia adotada na Subseção 4.2, mas agora com dados do período pré-acionamento (1970-2000) e sem a inclusão da variável *dummy*, foram estimadas as elasticidades (preço, renda, preço de eletrointensivos e de combustíveis) para cada classe de consumo e realizadas previsões para o período 2001-2005. Os resultados obtidos estão apresentados no Apêndice.

16. Para cada classe,  $\alpha$  assume um valor entre 0 e 1. Um  $\alpha = 0$  significa que não haveria uma recuperação do consumo em relação à sua previsão original, mesmo no longo prazo;  $\alpha = 1$  significa uma recuperação imediata (logo após o racionamento, os consumidores voltam ao nível de consumo previsto no modelo). Valores intermediários significam uma recuperação do consumo no longo prazo.

Em relação aos dados do presente estudo, como era de se esperar, devido ao efeito do racionamento, houve uma considerável redução no consumo dos anos 2001 e 2002. A partir dos dados apresentados nas Tabelas 6 a 8, verifica-se que a diferença percentual entre o consumo inicialmente previsto (a partir dos dados de 1970-2000, conforme o Apêndice) e o consumo verificado após o início do racionamento foi de -22,33% para a classe residencial, -18,30% para a classe comercial e -12,63% para a industrial, significando uma resposta satisfatória dessas classes de consumo ao racionamento. Verifica-se, ainda, que tal diferença percentual está diminuindo após o fim do racionamento, indicando uma recuperação do consumo de longo prazo.

A Tabela 9 apresenta os valores do parâmetro  $\alpha$  a serem utilizados para a modelagem das *dummies* para cada classe de consumo, e a Tabela 10, os valores das referidas *dummies*. Todas as *dummies*, anteriores ao período de racionamento (1970-2000), foram igualadas a 1 e a partir de 2001 utilizou-se a relação  $D_i = (1 - \alpha)D_{i-1}$ , onde  $i = 2001, 2002, 2003$ .

TABELA 6  
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE: CLASSE RESIDENCIAL

Ano	Consumo previsto: VP1 (TWh) <sup>a</sup>	Consumo observado pós-racionamento (TWh)	Redução (TWh)	Redução (%)
2001	13,38	10,90	-2,48	-18,53
2002	14,06	10,48	-3,59	-25,50
2003	14,55	11,24	-3,31	-22,77

<sup>a</sup> Valor previsto a partir das elasticidades obtidas com os dados de pré-racionamento (1970-2000) para o cenário de referência (B), conforme Apêndice.

TABELA 7  
CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE: CLASSE COMERCIAL

Ano	Consumo previsto: VP1 (TWh) <sup>a</sup>	Consumo observado pós-racionamento (TWh)	Redução (TWh)	Redução (%)
2001	7,16	6,22	-0,94	-13,17
2002	7,49	5,70	-1,79	-23,91
2003	7,65	6,30	-1,35	-17,60

<sup>a</sup> Valor previsto a partir das elasticidades obtidas com os dados de pré-racionamento (1970-2000) para o cenário de referência (B), conforme Apêndice.

TABELA 8  
**CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE: CLASSE INDUSTRIAL — 2001-2003**

Ano	Consumo previsto: VP1 (TWh) <sup>a</sup>	Consumo observado pós-acionamento (TWh)	Redução (TWh)	Redução (%)
2001	23,68	21,44	-2,24	-9,45
2002	24,63	20,44	-4,20	-17,05
2003	25,82	22,89	-2,93	-11,35

<sup>a</sup> Valor previsto a partir das elasticidades obtidas com os dados de pré-acionamento (1970-2000) para o cenário de referência (B), conforme Apêndice.

TABELA 9  
**RECUPERAÇÃO DO CONSUMO**

Ano	Residencial		Comercial		Industrial	
	Redução no consumo (MWh) <sup>a</sup>	$\alpha$	Redução no consumo (MWh) <sup>a</sup>	$\alpha$	Redução no consumo (MWh) <sup>a</sup>	$\alpha$
2002	-3,59	0,076	-1,79	0,248	-4,20	0,302
2003	-3,31		-1,35		-2,93	

<sup>a</sup> Em relação ao valor previsto a partir das elasticidades estimadas para o período pré-acionamento (1970-2000).

TABELA 10  
**VARIÁVEIS DUMMIES NÃO-BINÁRIAS**

Ano	Residencial (DR)	Comercial (DC)	Industrial (DI)
1970-2000	0	0	0
2001	1	1	1
2002	0,92	0,75	0,70
2003	0,85	0,57	0,49
2004	0,79	0,43	0,34

Fonte: Elaboração própria.

### 3.4 Cenários de previsão

Uma questão importante quando se trabalha com modelos de previsão é a relativa à elaboração dos cenários possíveis para as variáveis do modelo, o que é fundamental para qualquer exercício de planejamento.

Com o objetivo de mapear as incertezas sobre a evolução futura da economia brasileira, a Eletrobrás, no primeiro semestre de 2002, coordenou um estudo para discutir os condicionantes do futuro do mercado de energia elétrica no Brasil. No médio e no longo prazos, os pontos destacados foram o crescimento econômico, a racionalização, a substituição de energia elétrica por outro energético e o comportamento das tarifas de energia elétrica. Com relação a essa análise foram construídos três cenários macroeconômicos que serviram de base para a previsão do mercado de energia elétrica no Plano Decenal de Expansão 2003-2012. A Tabela 11 apresenta, resumidamente, a caracterização desses cenários.

Com base nessas premissas, foram estabelecidos os seguintes valores para o crescimento do PIB do Nordeste, para o horizonte de previsão (Tabela 12).

No que se refere ao crescimento populacional, o Plano Decenal de Expansão 2003-2012 incorporou as atualizações das taxas de crescimento populacional registradas no Censo de 2000 do IBGE. Dessa forma foi considerado um único cenário demográfico, assim definido para o Nordeste (Tabela 13).

TABELA 11  
**CARACTERIZAÇÃO DOS CENÁRIOS MACROECONÔMICOS**

Variáveis	Cenário alto (A)	Cenário de referência (B)	Cenário baixo (C)
Dinâmica da economia mundial	Recuperação e forte dinamismo	Crescimento moderado	Recuperação
Inserção externa do país	Ampla integração competitiva	Ampla e intensa integração	Integração controlada
Distribuição da renda	Relativa melhoria	Leve melhoria	Melhoria significativa
Privatização da geração de energia elétrica	Ampla, mas gradual	Somente nova geração	Mínima
Crescimento econômico	Elevado	Médio	Reduzido

Fonte: *Sumário Executivo* do Plano Decenal 2003-2012 da Eletrobrás.

TABELA 12  
**CRESCIMENTO ANUAL DO PIB DO NORDESTE**  
[em %]

Cenário	2004-2007	2007-2010
A	5,0	6,7
B	4,4	5,3
C	1,4	2,7

Fonte: *Sumário Executivo* do Plano Decenal 2003-2012 da Eletrobrás.

TABELA 13  
**CRESCIMENTO ANUAL DA POPULAÇÃO DO NORDESTE**  
 [em %]

Cenário	2004-2007	2007-2010
Único	1,17	1,12

Fonte: *Sumário Executivo do Plano Decenal 2003-2012 da Eletrobrás.*

O presente trabalho utilizou os cenários já citados para o mercado de energia elétrica pois, além de permitir a comparação das previsões aqui obtidas com as da Eletrobrás, não é objetivo deste estudo construir cenários específicos para o caso em questão.

Para as demais variáveis do mercado de energia elétrica, adotou-se uma recuperação real de 5% a.a. para as tarifas médias e a manutenção ao nível de 1999 dos preços reais dos bens intensivos em energia elétrica e dos combustíveis.<sup>17</sup>

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Estimação dos modelos por MQO e MQZE<sup>18</sup>

Inicialmente, são analisados de forma conjunta os resultados referentes às duas primeiras estimações, os quais estão apresentados nas Tabelas 14 a 16.<sup>19</sup>

Na estimação pelos métodos clássicos, todos os coeficientes foram significativos a 5% e os sinais como teoricamente esperados. Com relação aos resíduos, os mesmos não apresentaram problemas quanto à heterocedasticidade e à normalidade.<sup>20</sup> Entretanto, para o caso do modelo comercial, o valor da estatística de Durbin-Watson foi inferior ao limite inferior do teste d para duas variáveis

17. Adotaram-se, aqui, os mesmos valores estabelecidos por Schmidt e Lima (2004) para o caso das tarifas médias e dos preços de eletrointensivos. Dado que o preço dos combustíveis é atrelado ao dólar, a hipótese adotada, nesse caso, não foge muito à realidade.

18. Westley (1992) relaciona os principais problemas enfrentados na estimação de modelos para a previsão de demanda por energia elétrica, entre os quais podemos citar: pequeno tamanho da amostra, grau de variação limitado das séries agregadas anuais e a existência de multicolinearidade.

19. Inicialmente, o modelo comercial foi estimado com a inclusão de todas as variáveis, tendo sido observado que a constante e a variável  $PE_t$  não foram estatisticamente significativas, mostrando que poderiam ser excluídas do modelo. Assim, o modelo foi reestimado sem a inclusão dessas variáveis.

20. O valor da estatística-d de Durbin-Watson ficou situado na zona de indecisão do teste ( $d_l < d < d_u$ ), sugerindo que não podemos concluir se há ou não autocorrelação de primeira ordem. Por meio do teste d modificado, entretanto, rejeita-se a ausência de autocorrelação positiva a um nível de significância de 5%.

TABELA 14  
**ESTIMAÇÃO DO MODELO DE DEMANDA RESIDENCIAL**  
 [equação:  $\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 DR + \varepsilon_t$ ]

Variável explicativa (log)	Estimativa de MQO		Estimativa de MQ2E	
	Coefficiente	Estatística-t	Coefficiente	Estatística-t
Constante	11,887	4,308	8,166	2,689
$P_t$	-0,778	-7,406	-0,742	-4,340
$Y_t$	0,553	2,573	0,900	2,325
$PE_t$	-0,956	-11,672	-0,835	-8,732
$DR$	-1,966	-3,722	-1,752	-2,531
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste				
$R^2$	0,981		0,9786	
$R^2$ ajustado	0,979		0,9756	
Teste F	377,355		322,083	
Teste LM	32,131		-	
Estatística de Durbin-Watson	1,563		1,519	
Critério de Informação de Akaike	-1,596		-	
Critério de Schwarz	-1,371		-	

Nota: As estimativas de MQ2E (VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos a variável  $PE_t$  e os valores defasados de  $P_t$  e  $Y_t$ . Os resultados das estimações foram obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

TABELA 15  
**ESTIMAÇÃO DO MODELO DE DEMANDA COMERCIAL**  
 [equação:  $\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 DC + \varepsilon_t$ ]

Variável explicativa (log)	Estimativa de MQO				Estimativa de MQ2E	
	Modelo 1 <sup>a</sup>		Modelo 2 <sup>b</sup>		Coefficiente	Estatística-t
	Coefficiente	Estatística-t	Coefficiente	Estatística-t <sup>c</sup>		
Constante	5,823	1,723	6,467	2,025	-	-
$P_t$	-0,824	-3,703	-0,802	-3,128	-0,345	-7,318
$Y_t$	1,198	7,591	1,175	5,072	1,496	70,640
$PE_t$	0,089	0,396	-	-	-	-
$DC$	-0,296	2,206	-0,312	2,111	0,091	2,578
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste						
$R^2$	0,984		0,984		0,978	
$R^2$ ajustado	0,981		0,982		0,977	
Teste F	436,156		598,299		511,4578	
Teste LM	29,204		29,112		-	
Estatística de Durbin-Watson	0,936		0,942		0,873	
Critério de Informação de Akaike	-1,424		-1,477		-	
Critério de Schwarz	-1,199		-1,298		-	

Nota: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views. As estimativas de MQ2E (VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos os valores defasados de  $P_t$  e  $Y_t$ .

<sup>a</sup> Modelo estimado com a variável  $PE_t$ .

<sup>b</sup> Modelo estimado sem a variável  $PE_t$ .

<sup>c</sup> Para esse modelo, em função da constatação da presença de autocorrelação, utilizamos os estimadores consistentes de Newey e West para as variâncias, podendo-se então fazer afirmativas sobre a significância dos coeficientes da regressão.

TABELA 16  
**ESTIMAÇÃO DO MODELO PARA A DEMANDA INDUSTRIAL**  
 [equação:  $\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 \ln(PC_t) + \Theta_6 DI + \varepsilon_t$ ]

Variável explicativa (log)	Estimativa de MQO		Estimativa de MQ2E	
	Coefficiente	Estatística-t	Coefficiente	Estatística-t
Constante	5,996	4,052	5,782	3,558
$P_t$	-1,019	-2,997	-0,609	-1,999
$Y_t$	1,596	14,843	1,662	12,536
$PE_t$	-0,581	-2,308	-0,821	-2,334
$PC_t$	0,313	2,836	0,280	1,959
$DI$	-0,594	4,052		
Testes de diagnóstico e qualidade de ajuste				
$R^2$	0,983		0,979	
$R^2$ ajustado	0,980		0,975	
Teste F	326,778		251,628	
Teste LM	27,416		-	
Estatística de Durbin-Watson	1,620		1,508	
Critério de Informação de Akaike	-1,260		-	
Critério de Schwarz	-0,990		-	

Notas: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views. As estimativas de MQ2E(VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos as variáveis  $PE_t$  e  $PC_t$  e os valores defasados de  $P_t$  e  $Y_t$ .

explicativas e 30 observações, revelando que devemos rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.<sup>21</sup>

#### 4.2 Estimações VAR/VEC

A seguir são apresentados os resultados da modelagem VAR/VEC,<sup>22</sup> iniciando-se com os testes de raízes unitárias, que têm por objetivo testar a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis do modelo.

##### a) Testes de raiz unitária

As Tabelas 17 a 19 trazem os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)<sup>23</sup> para as variáveis de cada um dos modelos. Os valores

21. Dessa forma, embora os estimadores de MQO permaneçam não-viesados e consistentes, eles deixam de ser eficientes. Como resultado, os testes de significância t e F usuais não poderiam ser legitimamente aplicados, já que os problemas de autocorrelação, por levarem à mudança na variância dos estimadores, invalidam os testes tradicionais baseados nas variâncias calculadas por MQO. Para contornar esse problema, usamos, então, os estimadores consistentes de Newey e West para as variâncias, podendo-se então fazer afirmativas sobre a significância dos coeficientes da regressão.

22. Maiores detalhes sobre a modelagem VAR/VEC, com ênfase na análise de co-integração, podem ser vistos em Greene (2000) e Hamilton (1994).

23. Esse teste, assim como todo o procedimento de co-integração, pode ser encontrado em Davidson (2000).

TABELA 17  
**RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA:<sup>a</sup> RESIDENCIAL**

Variáveis (log)	Variável em nível ( $X_t$ )			Primeira diferença da variável ( $\Delta X_t$ )		
	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade
$C_t(0)$	-0,023	-1,224	0,118	-0,688	-3,721	0,0009
$P_t(1)$	-0,109	-1,792752	0,082	-1,144	-6,934	0,0000
$Y_t(0)$	-0,135	-1,914908	0,097	-0,863	-4,586	0,0001
$PE_t(1)$	0,001	0,023843	0,979	-1,058451	-6,847	0,0000

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: Os valores entre parênteses representam o número de termos de defasagens que tornam os resíduos do tipo ruído branco (serialmente independentes). As primeiras diferenças de todas as variáveis são significativas ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1).

<sup>a</sup> Utilizou-se o teste de ADF para um modelo com intercepto e sem tendência.

TABELA 18  
**RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA:<sup>a</sup> COMERCIAL**

Variáveis (log)	Variável em nível ( $X_t$ )			Primeira diferença da variável ( $\Delta X_t$ )		
	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade
$C_t(0)$	-0,033	-1,861	0,0601	-0,559	-3,301	0,0029
$P_t(5)$	-0,079	-1,705	0,0991	-5,096	-7,092	0,0000
$Y_t(0)$	-0,048	-1,698	0,136	-0,824	-4,513	0,0002

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: Os valores entre parênteses representam o número de termos de defasagens que tornam os resíduos do tipo ruído branco (serialmente independentes). As primeiras diferenças de todas as variáveis são significativas ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1).

<sup>a</sup> Utilizou-se o teste de ADF para um modelo com intercepto e sem tendência.

TABELA 19  
**RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA:<sup>a</sup> INDUSTRIAL**

Variáveis (log)	Variável em nível ( $X_t$ )			Primeira diferença da variável ( $\Delta X_t$ )		
	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade	Coefficiente	Estatística-t	Probabilidade
$C_t(1)$	-0,120	-1,029	0,287	-0,896	-6,473	0,0000
$P_t(0)$	-0,115	-1,209	0,249	-1,231	-6,735	0,0000
$Y_t(0)$	-0,125	-1,268	0,217	-1,233	-3,683	0,0010
$PE_t(0)$	-0,117	-1,090	0,276	-1,031	-5,842	0,0000
$PC_t(1)$	-0,169	-2,048	0,069	-0,661	-3,494	0,0017

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: Os valores entre parênteses representam o comprimento de lags que tornam os resíduos tipo ruído branco. As primeiras diferenças de todas as variáveis são significativas ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1).

<sup>a</sup> Utilizou-se o teste de ADF para um modelo com intercepto e sem tendência.

críticos para a hipótese nula de uma raiz unitária foram obtidos em Fuller (1976). Os resultados sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 5% para todas as variáveis. Por outro lado, ela é rejeitada para as primeiras diferenças de todas elas, concluindo-se serem tais variáveis integradas de ordem 1. Dessa forma, é possível que exista uma relação de co-integração entre elas.

#### b) Análise de co-integração

Depois que a ordem de integração foi determinada, as propriedades de co-integração das séries são analisadas usando-se o procedimento de estimação de Johansen (1988 e 1991) no contexto da seguinte equação:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde  $X_t$  contém séries I(1),  $\Pi = -(1 - \pi_1 - \pi_2 - \dots - \pi_k)$  e  $\Gamma_i$  são combinações lineares dos  $\pi_i$ .

Como  $\Delta X_t$  é estacionário e os níveis individuais em  $X_{t-1}$  são não-estacionários, uma relação entre o  $\Delta X_t$  e  $X_{t-1}$  requer que  $\Pi X_{t-1}$  seja estacionário.

Se o posto de  $\Pi$  for  $r$  com  $0 < r < p$ , podemos escrever  $\Pi = \alpha\beta$ , onde  $\beta$  é a matriz dos vetores de co-integração e  $\alpha$  é a matriz dos coeficientes de correção de erro (os pesos com os quais cada vetor co-integrante entra na equação do mecanismo de correção de erro). Esses coeficientes podem também ser interpretados como as velocidades de ajuste para o equilíbrio de longo prazo [Johansen (1988 e 1991)].

O processo de ajuste no consumo de energia elétrica é o elemento-chave na determinação da influência das políticas tarifárias e do crescimento econômico sobre a demanda por energia elétrica. Um aumento no nível real dos preços (tarifas e preços de equipamentos elétricos) tem um impacto negativo sobre o consumo, reduzindo-o. Portanto, uma relação negativa entre os preços e a demanda é esperada na relação de co-integração. Uma outra variável importante nas equações de demanda é a renda. Um acréscimo nesta resulta num aumento do consumo. Conseqüentemente, uma relação positiva é esperada entre a renda e a demanda na relação de co-integração.

As estatísticas-padrão e as estimativas para os procedimentos de Johansen estão listadas a seguir. O comprimento apropriado da defasagem no sistema VAR é obtido usando-se o Critério de Informação de Akaike, que indica uma ordem de defasagem igual a 1.

Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o sistema de equações nas Tabelas 20 a 22 indicam a presença de um vetor co-integrante. Desde

que há um único vetor co-integrante, normalizá-lo com respeito a um de seus elementos é suficiente para identificá-lo. Nesse caso, a análise estatística do vetor estimado de co-integração, os testes  $t$  dos coeficientes e o teste de exogeneidade<sup>24</sup> nas Tabelas 23 a 25 mostram que o vetor de co-integração pode ser normalizado com respeito ao consumo em cada classe ( $C_i$ ). Os sinais dos coeficientes mostraram-se

TABELA 20  
**ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO: RESIDENCIAL**  
[variáveis no sistema (log):  $\Delta C_i - \Delta P_i - \Delta Y_i - \Delta PE_i$  (VAR = 1)]

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Teste de máximo autovalor	Teste de traço <sup>a</sup>	Valor crítico traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0,565	54,992	46,31
$r = 1$	$r = 2$	0,484	28,502	29,48
$r = 2$	$r = 3$	0,281	9,780	15,39
$r = 3$	$r = 4$	0,005	0,1453	3,67

Nota: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views. Valores críticos tirados de Osterwald-Lenum (1992).

<sup>a</sup> O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

TABELA 21  
**ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO: COMERCIAL**  
[variáveis no sistema:  $\Delta C_i - \Delta P_i - \Delta Y_i$  (VAR = 1)]

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Teste de máximo autovalor	Teste de traço <sup>a</sup>	Valor crítico traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0,480	29,778	25,01
$r = 1$	$r = 2$	0,209	7,299	15,981
$r = 2$	$r = 3$	0,004	0,109	5,98

Nota: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views. Valores críticos tirados de Osterwald-Lenum (1992).

<sup>a</sup> O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

TABELA 22  
**ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO: INDUSTRIAL**  
[variáveis no sistema:  $\Delta C_i - \Delta P_i - \Delta Y_i - \Delta PE_i - \Delta PC_i$  (VAR = 1)]

Hipótese nula	Hipótese alternativa	Teste de máximo autovalor	Teste de traço <sup>a</sup>	Valor crítico traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0,748	62,964	58,36
$r = 1$	$r = 2$	0,421	23,194	38,89
$r = 2$	$r = 3$	0,164	7,001	23,97
$r = 3$	$r = 4$	0,070	1,816	12,55

Nota: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views. Valores críticos tirados de Osterwald-Lenum (1992).

<sup>a</sup> O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

24. Utilizou-se, aqui, o teste de exogeneidade fornecido pelo E-Views, que é baseado no Teste de Causalidade de Granger e referido como Pairwise Granger Causality Test.

TABELA 23  
ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DE LONGO PRAZO E TESTE DE EXOGENEIDADE: RESIDENCIAL

Variável (log)	Coefficientes estimados	Teste de exogeneidade <sup>a</sup>
$C_t$	1,00000	4,054
$P_t$	0,412	1,268
$Y_t$	-1,400	0,579
$PE_t$	0,672	1,563

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

<sup>a</sup> Valor crítico ao nível de 5% é 3.84.

TABELA 24  
ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DE LONGO PRAZO E TESTE DE EXOGENEIDADE: COMERCIAL

Variável (log)	Coefficientes estimados	Teste de exogeneidade <sup>a</sup>
$C_t$	1,0000	5,143
$P_t$	0,502	1,337
$Y_t$	-1,019	0,797

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

<sup>a</sup> Valor crítico ao nível de 5% é 3.84.

TABELA 25  
ESTIMATIVAS DOS COEFICIENTES DE LONGO PRAZO E TESTE DE EXOGENEIDADE: INDUSTRIAL

Variável (log)	Coefficientes estimados	Teste de exogeneidade <sup>a</sup>
$C_t$	1,0000	4,124
$P_t$	0,982	1,788
$Y_t$	-1,181	0,901
$PE_t$	0,471	1,034
$PC_t$	-0,174	0,594

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

<sup>a</sup> Valor crítico ao nível de 5% é 3.84.

de acordo com o esperado, ou seja, a renda e o preço do bem substituto são positivamente relacionados ao consumo, enquanto as tarifas e os preços de equipamentos elétricos mostraram-se negativamente relacionados.

A importância do conceito de exogeneidade estrita é crucial para a previsão com um modelo dinâmico. Uma variável  $X_t$  é fracamente exógena, para um modelo que tem  $Y_t$  como exógena, se a sua distribuição marginal não depende do vetor de parâmetros de interesse do modelo. Ou os parâmetros do modelo podem ser estimados condicionalmente à  $X_t$ . Uma outra maneira de definir uma variável exogenamente fraca, a qual tem relevância estática para o processo de estimação, é estabelecer que  $Y_t$  não tem influência contemporânea sobre  $X_t$ .

A definição de exogeneidade estrita, além de requerer a exogeneidade fraca, pressupõe que a variável endógena não cause a variável exógena no sentido de Granger. Então, conclui-se que para que não haja um mecanismo retroalimentador nas previsões de  $Y_t$  além da amostra, condicionada aos valores de  $X_t$ , é necessário que o passado de  $Y_t$  não influencie  $X_t$ . Assim, as estimativas dos parâmetros do modelo não sofrerão influência da endogeneidade, nem as previsões serão afetadas por um mecanismo de *feedback* existente entre  $Y_t$  e  $X_t$ .

Os resultados do teste de exogeneidade, mostrados nas Tabelas 23 a 25, revelam que todas as variáveis, com exceção de  $C_t$ , são estritamente exógenas. A decorrência desse fato é que regressões envolvendo o consumo de energia podem ser legitimamente definidas como esperanças condicionais a  $P_t$ ,  $Y_t$  e  $PE_t$ ; assim como previsões condicionais a essas variáveis não sofrerão influência de valores passados de  $C_t$ .<sup>25</sup>

Portanto, as equações de co-integração relativas às variáveis de consumo de energia elétrica de cada classe (residencial, comercial e industrial) podem ser escritas, respectivamente, como:

$$C_t = 0,215 - 0,412 * P_t + 1,400 * Y_t - 0,672 * PE_t \quad (5)$$

$$C_t = -9,682 - 0,502 * P_t + 1,019 * Y_t \quad (6)$$

$$C_t = -0,097 - 0,982 * P_t + 1,181 * Y_t - 0,471 * PE_t + 0,174 * PC_t \quad (7)$$

25. A razão de a tarifa de energia mostrar-se estritamente exógena é, certamente, pelo fato de em grande parte da amostra ela não ter sido determinada por interação entre oferta e demanda. Então, a regressão de MQO anterior é legítima e desnecessária à de MQ2E. Resolvemos mantê-la, no entanto, para fins de comparação.

Se as variáveis co-integram, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas, e os coeficientes do vetor de co-integração serão as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica. As Tabelas 26 a 28 resumem os resultados obtidos para as elasticidades de longo prazo pelos três diferentes métodos de estimação propostos.

TABELA 26  
ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO: RESIDENCIAL

Métodos de estimação	Elasticidades		
	Tarifa residencial ( $P_t$ )	Renda familiar ( $Y_t$ )	Preços de eletrodomésticos ( $PE_t$ )
MQO	-0,778	0,553	-0,956
MQ2E (VI)	-0,742	0,900	-0,835
Johansen	-0,412	1,400	-0,672

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 27  
ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO: COMERCIAL

Métodos de estimação	Elasticidades	
	Tarifa comercial ( $P_t$ )	PIB comercial ( $Y_t$ )
MQO	-0,802	1,175
MQ2E (VI)	-0,345	1,496
Johansen	-0,502	1,022

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 28  
ESTIMATIVAS DAS ELASTICIDADES DE LONGO PRAZO: INDUSTRIAL

Métodos de estimação	Elasticidades			
	Tarifa industrial ( $P_t$ )	PIB ( $Y_t$ )	Preços de eletrodomésticos ( $PE_t$ )	Preços do substituto ( $PC_t$ )
MQO	-0,819	1,596	-0,581	0,313
MQ2E (VI)	-0,609	1,662	-0,821	0,282
Johansen	-0,982	1,181	-0,471	0,174

Fonte: Elaboração própria.

### c) Estimação do modelo de correção de erro

Nesta parte do estudo, a dinâmica de curto prazo será examinada usando-se uma estrutura econométrica que leve em consideração a relação de longo prazo entre as variáveis econômicas. Portanto, à luz dos resultados da análise de co-integração, esta subseção desenvolve um MCE de uma única equação para as equações de demanda por energia elétrica, que leva em conta as relações de curto e longo prazos entre as variáveis no sistema. As equações estimadas tomam, então, a seguinte forma, onde  $EC$  indica o termo de correção de erro:

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \Delta P_t + \alpha_2 \cdot \Delta Y_t + \alpha_3 \cdot \Delta PE_t + \alpha_4 \cdot \Delta PC_t + \alpha_5 \sum_{i=1}^k \Delta p_{t-i} + \alpha_6 EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

No contexto dessa equação, a dinâmica de curto prazo é estimada por MQO, visto que a dinâmica de longo prazo é capturada pela introdução dos termos de correção de erro às equações (5) a (7). As Tabelas 29 a 31 mostram os resultados da estimação. Os sinais dos coeficientes das variáveis obtidos estão dentro do que é teoricamente esperado. Os termos de correção de erro obtidos dos vetores de co-

TABELA 29  
RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MCE: RESIDENCIAL  
[variável dependente:  $\Delta C_t$ ]

Variável explicativa	Coefficiente ( $\alpha$ )	Teste t
Constante	0,327	7,297
$\Delta P_t$	-0,298	-2,727
$\Delta Y_t$	0,181	2,131
$\Delta PE_t$	-0,617	-3,306
$EC_t(-1)$	-0,371	-2,463
Estatísticas de teste		
$R^2$ : 0,702		
$R^2$ ajustado: 0,699		
SQR: 0,034		
LR: 161,432		
Durbin-Watson: 1,815		

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: O valor entre parênteses se refere à defasagem da variável.

TABELA 30  
**RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MCE: COMERCIAL**  
 [variável dependente:  $\Delta C_t$ ]

Variável explicativa	Coefficiente ( $\alpha$ )	Teste t
Constante	-0,0262	3,437
$\Delta P_t$	-0,237	-3,090
$\Delta Y_t$	0,165	1,933
$EC_t(-1)$	-0,106	-3,220

Estatísticas de teste

$R^2$ : 0,782

$R^2$  ajustado: 0,729

SQR: 0,034

LR: 159,896

Durbin-Watson: 1,717

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: O valor entre parênteses se refere à defasagem da variável. Todas as variáveis foram logaritmizadas.

TABELA 31  
**RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MCE: INDUSTRIAL**  
 [variável dependente:  $\Delta C_t$ ]

Variável explicativa	Coefficiente ( $\alpha$ )	Teste t
Constante	-0,0187	-2,458
$\Delta Y_t$	0,352	2,096
$\Delta PC_t$	0,900	1,728
$\Delta P_t$	-0,342	-1,827
$\Delta PE_t$	-0,660	-2,254
$EC_t(-1)$	-0,610	-2,458

Estatísticas de teste

$R^2$ : 0,801

$R^2$  ajustado: 0,756

SQR: 0,037

LR: 54,916

Durbin-Watson: 1,513

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o *software* E-Views.

Nota: O valor entre parênteses se refere à defasagem da variável. Todas as variáveis foram logaritmizadas.

integração têm coeficientes significativos, sugerindo que, depois de um determinado choque, o sistema se ajusta para o equilíbrio de longo prazo. Em particular, o valor estimado de  $-0,371$  para o modelo residencial significa que cerca de 37,1% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo da demanda residencial são corrigidos anualmente. A interpretação para as demais classes é exatamente a mesma.

Portanto, as equações de correção de erro para cada uma das classes de consumo são:

$$\Delta C_t^{\text{Res}} = 0,327 - 0,298 * \Delta P_t + 0,181 * \Delta Y_t - 0,617 * \Delta PE_t - 0,371 * EC_t(-1) \quad (9)$$

$$\Delta C_t^{\text{Com}} = -0,0262 - 0,237 * \Delta P_t + 0,165 * \Delta Y_t - 0,106 * EC_t(-1) \quad (10)$$

$$\Delta C_t^{\text{Ind}} = -0,0187 - 0,342 * \Delta P_t + 0,352 * \Delta Y_t - 0,660 * \Delta PE_t + 0,900 * \Delta PC_t - 0,610 * EC_t(-1) \quad (11)$$

Os coeficientes das variáveis diferenciadas na equação de correção de erros fornecem diretamente as elasticidades de curto prazo [Ettestøl (2002)].

### 4.3 Análise comparativa das elasticidades estimadas

As tabelas a seguir apresentam um resumo das estimativas das elasticidades-renda e preço obtidas para a demanda por energia elétrica no Nordeste, junto com resultados de outros estudos importantes da literatura nacional e internacional. Embora os resultados das estimações não sejam diretamente comparáveis, devido às especificidades de cada modelo em termos de variáveis utilizadas, períodos de estimação e hipóteses consideradas, podemos observar que os resultados, aqui obtidos, estão de acordo com a teoria econômica em termos de magnitudes e sinais esperados. Além disso, as estimativas se mostraram estatisticamente significativas e os modelos apresentaram bom poder de explicação,<sup>26</sup> conforme se pode observar pelos altos valores de  $R^2$ .

26. É importante lembrar, no entanto, que altos valores de  $R^2$  em estimativas de MQO podem estar relacionados à existência de regressões espúrias e não à efetiva relação entre as variáveis. No entanto, ao utilizar a análise de co-integração, estão-se filtrando eventuais regressões espúrias.

A partir dos resultados apresentados na Tabela 32, para o caso do consumo da classe residencial, podemos observar que, exceto para o trabalho de Andrade e Lobão (1997), as elasticidades-preço de curto prazo são inferiores (em valor absoluto) às elasticidades de longo prazo, corroborando os resultados obtidos neste estudo para o Nordeste.

As elasticidades-preço de curto prazo para o Nordeste (-0,298) estão próximas do valor obtido por Westley (1992) para a média de países desenvolvidos e a de longo prazo (-0,412) próxima à obtida por Modiano (1984) para o Brasil (-0,403). Além disso, a elasticidade-preço de longo prazo teve um valor próximo ao obtido

TABELA 32  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE RESIDENCIAL

Estudos	Elasticidade-preço		Elasticidade-renda	
	CP	LP <sup>a</sup>	CP	LP <sup>a</sup>
Estudo — NE	-0,298	-0,412	0,181	1,400
1. Países desenvolvidos (média 1970-1982)	-0,280	-0,970	0,150	0,660
2. América Latina				
2.1. Costa Rica		-0,500		0,200
2.2. Paraguai		-0,500		0,375
2.3. República Dominicana		-0,500		1,120
2.4. México		-0,470		0,730
2.5. Média dos estudos		-0,480		0,470
3. Brasil				
3.1. Modiano (1984)	-0,118	-0,403	0,332	1,130
3.2. Andrade e Lobão (1997)	-0,060	-0,051	0,212	0,213
3.3. Schmidt e Lima (2004)		-0,085		0,539
3.4. Braga (2001)				
a) Norte				0,370
b) Nordeste				0,350
c) Sul				0,600
d) Sudeste				0,500

Fonte: Elaboração própria, com dados de Westley (1992) para países desenvolvidos e para países da América Latina.

<sup>a</sup> Trata-se das estimativas obtidas por co-integração (VAR/VEC/Johansen), que serão as utilizadas para a previsão. As demais estimativas de longo prazo (MQO e MQ2E) estão indicadas na Tabela 26.

para estudos similares com outros países da América Latina ( $-0,48$  para a média dos estudos), diferentemente do seu valor em países desenvolvidos ( $-0,97$ ).

Assim como no estudo de Schmidt e Lima (2004) para o Brasil, a elasticidade-preço de eletrodomésticos ( $-0,672$ ) teve um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica ( $-0,412$ ), sugerindo que um impacto nos preços dos eletrodomésticos tem um efeito maior no consumo do que um impacto no preço da energia elétrica. Ainda com relação à elasticidade-preço do consumo por energia elétrica na classe residencial, vale ressaltar que o racionamento de 2001 se deu via preço, e como houve uma significativa resposta da população em relação à redução no consumo residencial há fortes evidências de que as elasticidades de longo prazo sejam maiores do que se imaginava [ver, por exemplo, Schmidt e Lima (2004)], o que corrobora os resultados deste estudo.

No que se refere à elasticidade-renda do consumo residencial, podemos observar que, assim como no caso da elasticidade-preço, os valores foram superiores no longo prazo em relação aos valores de curto prazo. Nos estudos citados, os valores das elasticidades-renda oscilam no intervalo  $[0,115; 0,332]$  para o curto prazo, e no intervalo  $[0,200; 1,400]$  para o longo prazo. Portanto, existe uma divergência maior nos estudos quanto à estimativa da elasticidade-renda de longo prazo. A elasticidade-renda obtida de curto prazo para o Nordeste ( $0,181$ ) está mais próxima da obtida por Westley (1992) para a média de países desenvolvidos ( $0,15$ ) e a de longo prazo ( $1,400$ ) próxima àquela obtida por Modiano (1984) para o Brasil ( $1,130$ ); ou seja, inelástica no curto prazo e elástica no longo prazo.

Assim como no caso da classe residencial, a Tabela 33 traz um quadro comparativo das elasticidades da demanda comercial. Observa-se, aqui também, que os módulos das elasticidades-preço e renda de curto prazo foram inferiores aos de longo prazo.

A elasticidade-preço de longo prazo ( $-0,502$ ) tem um valor próximo dos obtidos para estudos similares em outros países da América Latina ( $-0,48$  para a média dos estudos), portanto menos inelásticos que os valores obtidos por Modiano (1984) e Schmidt e Lima (2004) para o Brasil ( $-0,183$  e  $-0,174$ , respectivamente). Já os estudos para países desenvolvidos apresentaram elasticidades-preço de longo prazo ainda menos inelásticas ( $-0,99$  para a média dos estudos).

No que se refere à elasticidade-renda, os valores obtidos nos estudos oscilam no intervalo  $[0,165; 0,362]$  para o curto prazo, e no intervalo  $[0,375; 1,496]$  para o longo prazo. A elasticidade-renda de longo prazo obtida ( $1,019$ ) tem um valor próximo ao calculado por Modiano (1984) para o Brasil ( $1,068$ ), sendo um pouco superior ao obtido em países desenvolvidos ( $0,86$ ). Já a de curto prazo ( $0,165$ ) teve um valor um pouco inferior ao obtido em países desenvolvidos ( $0,19$ ) e no estudo de Modiano ( $0,362$ ).

TABELA 33  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE COMERCIAL

Estudos	Elasticidade-preço		Elasticidade-renda	
	CP	LP <sup>a</sup>	CP	LP <sup>a</sup>
Estudo — NE	-0,237	-0,502	0,165	1,019
1. Países desenvolvidos (média 1970-1982)	-0,350	-0,990	0,190	0,860
2. América Latina				
2.1. Costa Rica		-0,500		0,500
2.2. Paraguai		-0,500		0,375
2.3. República Dominicana		-0,450		0,550
2.4. Média dos estudos		-0,480		0,470
3. Brasil				
3.1. Modiano (1984)	-0,062	-0,183	0,362	1,068
3.2. Schmidt e Lima (2004)		-0,174		0,636

Fonte: Elaboração própria, com dados de Westley (1992) para países desenvolvidos e para países da América Latina.

<sup>a</sup> Trata-se das estimativas obtidas por co-integração (VAR/VEC/Johansen), que serão as utilizadas para a previsão. As demais estimativas de longo prazo (MQO e MQ2E) estão indicadas na Tabela 27.

Já a partir dos resultados apresentados na Tabela 34, para o caso do consumo da classe industrial, pode-se observar que, exceto para o trabalho de Modiano (1984), as elasticidades-preço de curto prazo são inferiores (em valor absoluto) às elasticidades de longo prazo, o que está em concordância com os resultados obtidos neste estudo.

Nos países em desenvolvimento, os módulos das elasticidades-preço de longo prazo oscilam no intervalo [0,22; 0,65], sendo inelásticas. Já para os países desenvolvidos, a média dos valores obtidos nos estudos é de -1,15, ou seja, elástica. Isto leva a crer que em países desenvolvidos existe uma resposta maior do consumo industrial de energia elétrica no longo prazo em função de alterações em seus preços do que em países em desenvolvimento.

A elasticidade-preço de curto prazo obtida neste estudo é inelástica (-0,342), indicando uma pequena resposta no consumo industrial a alterações nos preços da energia elétrica no curto prazo. Isto ocorre sobretudo devido à ausência de um bem substituto de curto prazo para a energia elétrica na classe industrial. Já a elasticidade-preço de longo prazo (-0,445) apresentou um resultado bastante próximo da média dos estudos para a América Latina (-0,45) e do valor obtido por Schmidt e Lima (2004) para o Brasil (-0,545). Assim como no caso da classe residencial, a elasticidade-preço de equipamentos elétricos (-0,471) tem um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica (-0,445), sugerindo

TABELA 34  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE INDUSTRIAL

Estudos	Elasticidade-preço		Elasticidade-renda	
	CP	LP <sup>a</sup>	CP	LP <sup>a</sup>
Estudo — NE	-0,342	-0,445	0,352	1,181
1. Países desenvolvidos (média 1970-1982)	-0,890	-1,150	0,630	1,100
2. América Latina				
2.1. Colômbia		-0,250		1,120
2.2. República Dominicana		-0,650		1,250
2.3. Média dos estudos		-0,450		1,180
3. Brasil				
3.1. Modiano (1984)	-0,451	-0,222	0,502	1,360
3.2. Schmidt e Lima (2004)		-0,545		1,916

Fonte: Elaboração própria, com dados de Westley (1992) para países desenvolvidos e para países da América Latina.

<sup>a</sup> Trata-se das estimativas obtidas por co-integração (VAR/VEC/Johansen), que serão as utilizadas para a previsão. As demais estimativas de longo prazo (MQO e MQ2E) estão indicadas na Tabela 28.

que um impacto nos preços dos equipamentos elétricos tem um efeito maior no consumo do que um impacto no preço da energia elétrica.

No que se refere à elasticidade-preço de bens substitutos, verificamos um valor baixo (0,174), mostrando que, na indústria nordestina, o consumo de energia elétrica sofre pouca influência das variações no preço desses bens. Ao contrário do estudo de Schmidt e Lima (2004), que encontram uma elasticidade negativa, o valor positivo obtido para o Nordeste está de acordo com o esperado pela teoria econômica.

Vale ressaltar, também, que o valor encontrado para a elasticidade-renda de longo prazo para o consumo industrial de energia elétrica no Nordeste (1,181) corrobora as expectativas de diversos autores segundo os quais tal elasticidade tende a ser unitária. Em seu estudo, Schmidt e Lima (2004) obtiveram um valor de 1,916, que é relativamente alto quando comparado com valores obtidos em outros estudos.

Pode-se verificar que as elasticidades-preço obtidas mostraram-se menos inelásticas na classe comercial, quando comparadas com outras classes, tanto no curto, quanto no longo prazo. No caso da elasticidade-renda, o consumo na classe residencial apresentou uma resposta maior à renda (1,400 no longo prazo), quando comparado com o consumo nas classes comercial e industrial, que obtiveram valores próximos de 1.

Por último, deve ser esclarecido que as comparações dos valores obtidos para as elasticidades-preço e renda com os valores de outros estudos não são tão simples, uma vez que cada estudo tem sua especificidade no que se refere às variáveis utilizadas, método de estimação, fontes dos dados e período da análise. No entanto, essas comparações permitem dar uma idéia da magnitude e do sinal dos valores obtidos.

#### 4.4 Previsões

A partir do MCE estimado na subseção anterior, serão feitas previsões para o consumo de energia elétrica para o Nordeste no período 2004-2010.<sup>27</sup>

A evidência sobre previsão com MCEs não é clara [Maddala e Kim (1998, p.184-188)]. Existe, entretanto, um certo consenso de que previsões com VAR em diferenças são superiores às geradas com VAR em níveis se existem quebras estruturais. Modelos em diferenças reagem mais prontamente a tais mudanças. Em outros casos, VAR em níveis são recomendados [Kennedy (2001)].

Uma outra vantagem das previsões gerada por MCE vem do fato de que embora  $x_t$  seja um conjunto de séries não-estacionárias,  $\Pi x_{t-1}$  e  $\Delta x_t$  são estacionárias. Por outro lado, o erro de previsão  $h$ -períodos à frente de uma combinação linear co-integrante se aproxima de um limite finito quando  $h$  cresce. Em outras palavras, previsões do nível de variáveis co-integradas tendem a ser limitadas numa mesma direção enquanto previsões geradas por modelos de Box-Jenkins univariados, por exemplo, podem não ter o mesmo comportamento [Intriligator, Bodkin e Hsiao (1996), Engle e Yoo (1987) e Lutkepohl e Kratzig (2004)].

Tais previsões serão feitas a partir de três cenários macroeconômicos alternativos, e serão revisadas para levar em conta a influência do racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001-2002, motivo pelo qual foi adotada uma hipótese para a recuperação do consumo de energia elétrica em cada uma das classes analisadas, conforme discutido anteriormente.

As Tabelas 35 a 37 apresentam as previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste, levando-se em conta a hipótese feita para a recuperação no consumo no período pós-acionamento e os três cenários alternativos.

As Tabelas 38 a 40, por sua vez, mostram que as previsões geradas pelo modelo resultam em valores menores do que os previstos a partir das elasticidades obtidas por Schmidt e Lima (2004) para os casos das demandas residencial e comercial, e maiores, para o caso industrial. Em relação às previsões da Eletrobrás, constata-se que os valores são bastante próximos em todas as classes.

27. Embora já esteja disponível o consumo real em 2004, optamos por manter a previsão para este ano a fim de compará-la com o valor real.

TABELA 35  
**PREVISÕES DO CONSUMO RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE — 2004-2010**

Ano	Cenário A	Cenário B	Cenário C
	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)
2004	12,78	11,96	11,62
2005	13,97	12,93	11,97
2006	15,19	13,94	12,32
2007	16,46	14,97	12,64
2008	18,25	16,26	13,24
2009	20,15	17,61	13,83
2010	22,19	19,03	14,41

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 36  
**PREVISÕES DO CONSUMO COMERCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE — 2004-2010**

Ano	Cenário A	Cenário B	Cenário C
	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)
2004	6,94	6,65	6,52
2005	7,50	7,15	6,92
2006	8,01	7,60	7,13
2007	8,49	8,00	7,30
2008	9,15	8,51	7,57
2009	9,82	9,01	7,82
2010	10,51	9,52	8,06

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 37  
**PREVISÕES DO CONSUMO INDUSTRIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE — 2004-2010**

Ano	Cenário A	Cenário B	Cenário C
	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)	Consumo previsto (TWh)
2004	24,88	24,73	24,22
2005	26,65	26,34	25,03
2006	28,28	27,79	25,65
2007	29,84	29,15	26,14
2008	31,87	30,72	26,89
2009	33,94	32,30	27,58
2010	36,09	33,89	28,25

Fonte: Elaboração própria.

TABELA 38  
**COMPARAÇÃO DAS PREVISÕES: CLASSE RESIDENCIAL — 2004-2010**

Ano	Previsão Eletrobrás <sup>a</sup> (TWh)	Previsão S-L <sup>b</sup> (TWh)	Previsão do modelo (TWh)
2004	12,02	15,16	11,96
2005	12,84	16,34	12,93
2006	13,73	17,61	13,94
2007	14,68	18,99	14,97
2008	15,54	20,47	16,26
2009	16,46	22,07	17,61
2010	17,43	23,79	19,03

<sup>a</sup> Previsões Eletrobrás — Plano Decenal 2003-2012 — cenário de referência (B).

<sup>b</sup> Previsões elaboradas com base nas elasticidades estimadas por Schmidt e Lima (2004).

TABELA 39  
**COMPARAÇÃO DAS PREVISÕES: CLASSE COMERCIAL — 2004-2010**

Ano	Previsão Eletrobrás <sup>a</sup> (TWh)	Previsão S-L <sup>b</sup> (TWh)	Previsão do modelo (TWh)
2004	6,77	7,51	6,65
2005	7,28	7,97	7,15
2006	7,83	8,46	7,60
2007	8,42	8,98	8,00
2008	8,95	9,53	8,51
2009	9,51	10,11	9,01
2010	10,11	10,73	9,52

<sup>a</sup> Previsões Eletrobrás — Plano Decenal 2003-2012 — cenário de referência (B).

<sup>b</sup> Previsões elaboradas com base nas elasticidades estimadas por Schmidt e Lima (2004).

TABELA 40  
**COMPARAÇÃO DAS PREVISÕES: CLASSE INDUSTRIAL — 2004-2010**

Ano	Previsão Eletrobrás <sup>a</sup> (TWh)	Previsão S-L <sup>b</sup> (TWh)	Previsão do modelo (TWh)
2004	24,15	19,96	24,73
2005	25,48	20,13	26,34
2006	26,88	20,30	27,79
2007	28,36	20,47	29,15
2008	29,83	20,65	30,72
2009	31,38	20,82	32,30
2010	33,01	21,00	33,89

<sup>a</sup> Previsões Eletrobrás — Plano Decenal 2003-2012 — cenário de referência (B).

<sup>b</sup> Previsões elaboradas com base nas elasticidades estimadas por Schmidt e Lima (2004).

A Tabela 41 traz uma comparação entre os valores previstos pelos três modelos aqui analisados e o observado em 2004, evidenciando-se que o modelo proposto neste estudo apresentou previsões melhores que as calculadas a partir das elasticidades obtidas pela Eletrobrás e por Schmidt e Lima (2004). A diferença entre o valor observado e o previsto foi de apenas 3,28%, 0,93% e 3,81% para as classes residencial, comercial e industrial, respectivamente. Isso demonstra que as elasticidades variam no tempo (pois as elasticidades dos estudos mencionados foram obtidas a partir de dados de períodos diferentes) e entre regiões geográficas (as dos estudos citados foram definidas para o Brasil como um todo), e que o racionamento influencia as suas estimativas (nenhum dos estudos citados anteriormente incorporou os efeitos do racionamento na determinação das elasticidades).<sup>28</sup>

TABELA 41  
PREVISÕES PARA O ANO 2004

Classe de consumo	Valor observado (TWh)	Valor previsto (TWh)			Diferença percentual		
		Eletrobrás	S-L	Modelo	Eletrobrás	S-L	Modelo
Residencial	11,58	12,02	15,16	11,96	3,76	30,92	3,28
Comercial	6,59	6,77	7,51	6,65	2,82	13,98	0,93
Industrial	25,71	24,15	19,96	24,73	-6,07	-22,37	-3,81

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo propôs uma metodologia para incorporar os efeitos do racionamento nas previsões da demanda por energia elétrica e apresentou as estimações das elasticidades-renda e preço, de curto e de longo prazos, para as três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial) do Nordeste brasileiro.

Em virtude de o racionamento de energia elétrica, iniciado em 1º de junho de 2001 e encerrado em 1º de março de 2002, ter alterado o comportamento dos consumidores, foi proposta uma metodologia que incorporasse os seus efeitos nos modelos de demanda propostos. Para modelar a recuperação do consumo de energia elétrica no período pós-rationamento, foi adotada a hipótese de que o consumo convergiria, assintoticamente, para a sua tendência de longo prazo. As estimações foram executadas usando-se dados anuais e a amostra cobriu o período 1970-2003.

A partir dos modelos propostos, foram obtidas as elasticidades-preço e renda através de três métodos de estimação: MQO, MQ2E e modelos VARs, sob a represen-

28. Cumpre observar que o estudo da Eletrobrás faz uma correção das previsões em função do racionamento de 2001-2002. No entanto, essa correção é feita *a posteriori* e não afeta os valores das elasticidades.

tação de um MCE (VAR/VEC). As estimações de MQO e MQ2E foram realizadas somente para fins de comparação das elasticidades obtidas pelos três métodos, e as previsões foram elaboradas a partir das estimativas dos modelos VAR/VEC.

Os resultados das previsões evidenciaram que o modelo proposto neste estudo apresentou previsões melhores (menor erro percentual) que as calculadas a partir das elasticidades obtidas nos estudos conduzidos pela Eletrobrás e por Schmidt e Lima (2004).

Isso demonstra que as elasticidades variam no tempo (pois as elasticidades dos estudos mencionados foram obtidas a partir de dados de períodos diferentes) e entre regiões geográficas (as dos estudos citados foram definidas para o Brasil como um todo), e que o racionamento influencia as suas estimativas (nenhum dos estudos citados anteriormente incorporou os efeitos do racionamento na determinação das elasticidades).

As previsões para o período em questão, por sua vez, corroboram a constatação recente de que após o racionamento os consumidores de todas as classes estão retomando os seus antigos hábitos de consumo e convergindo para a tendência de longo prazo do consumo de energia elétrica.

Finalmente, cumpre ressaltar que a metodologia aqui empregada pode ser utilizada para a elaboração de previsões para qualquer região geográfica ou para o Brasil como um todo. A opção pelo Nordeste se deu em função de a região ter sido uma das que estiveram sob racionamento em 2001-2002.

## ABSTRACT

This paper proposes a methodology to incorporate the effect of rationing in the forecast of electricity demand and estimates short and long run elasticities price and income of three consumption categories (residential, commercial and industrial) for the Northeast of Brazil. We use the equations to forecast demand for the period 2004-2010. To model the consumption recovery in the post-rationing period, we adopted the hypothesis that the demand converges asymptotically to its long run trend.

## BIBLIOGRAFIA

- AKMAL, M., STERN, D. *Residential energy demand in Australia: an application of dynamic OLS*. Canberra: Australian National University, 2001.
- ALOGOSKOUFIS, G., SMITH, R. On error correction models: specification, interpretation, estimation. *Journal of Economic Surveys*, v. 5, p. 97-128, 1991.
- ANDRADE, T., LOBÃO, W. *Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: Ipea, 1997 (Texto para Discussão, 489).
- BENTZEN, J., ENGSTED, T. Short and long-run elasticities in energy demand: a cointegration approach. *Journal of Energy Economics*, v. 126, n. 2, p. 139-143, 1993.

- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. 1<sup>st</sup> ed. New Jersey: Prentice Hall, 1976.
- BRAGA, J. M. *A modelagem da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: UFRJ, 2001, 96 p. (Tese de Mestrado).
- CASTELAR, I., MYNBAEV, K. *Two essays on econometrics*. Fortaleza: Caen, 2001 (Série Estudos Econômicos).
- CHAREMZA, W., DEADMAN, D. *New directions in econometric practice*. Edward Elger Publishing Ltd, Chapter 5, p. 84-122, 1997.
- CORDEIRO Jr., H. H. *Previsão de demanda, preço e análise do poder de mercado no setor de energia elétrica*. Recife, PE: Pimes/UFPE, 2005, 185 p. (Tese de Doutorado).
- DAVIDSON, J. *Econometric theory*. Malden, Massachussets: Blackwell Publishers, 2000.
- DUNSTAN, R., SCHMIDT, R. Structural changes in residential electricity demand. *Energy Economics*, v. 10, n. 3, p. 206-212, 1988.
- ELETRÓBRÁS. *Plano decenal de expansão 2003/2012*. Rio de Janeiro, 2003. Acessível em: <www.eletrabras.gov.br>.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- ENGLE, R. F., YOO, B. S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, p. 143-159, 1987.
- ETTESTØL, I. *Estimating residential demand for electricity with smooth transition regression*. NTNU, Trondheim, Norway, May 21, 2002.
- FILIPPINI, M., PACHAURI, S. *Elasticities of electricity demand in urban Indian households*. Centre for Energy Policy and Economics, Swiss Federal Institutes for Technology, 2002 (Working Paper, 16).
- FISHER, F. M., KAYSEN, C. *A study in econometrics: residential electricity demand in the United States*. Amsterdam: North-Holland, 1962.
- FULLER, D. *Time series*. New York: John Wiley, 1976.
- GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, v. 16, n. 1, 1981.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, 2000.
- HALVORSEN, B., LARSEN, B. M. The flexibility of household electricity demand over time. *Resource and Energy Economics*, v. 23, p. 1-21, 2001.
- HAMILTON, J. *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HAWDON, D. *Energy demand — evidence and expectations*. London, UK: Survey University Press, 1992.
- HO, L. S., WONG, G., TSE, R. Y. C. *Privatization of public housing: how it caused a deep recession in Hong Kong*. Hong Kong Institute of Real Estate and Center for Public Policy Studies at Lingnan University, Dec. 2003.
- HOLTEDAHL, P., JOUTZ, F. *Residential electricity demand in Taiwan*. Department of Economics, The George Washington University, 2000.

- INTRILIGATOR, M., BODKIN, R., HSIAO, C. *Econometric models, techniques and applications*. Prentice Hall, Upper Saddle River, 1996.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- . Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- KLEIN, L. The estimation of distributed lags. *Econometrica*, v. 26, p. 553-565, 1958.
- KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. 4<sup>th</sup> ed. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2001.
- LÜTKEPOHL, H., KRATZIG, M. *Applied time series econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
- LYMAN, A. *The effect of sales promotion on the residential demand for electricity: a dynamic analysis*. Department of Economics, University of Idaho, Idaho, 1976.
- MADDALA, G. S., KIN, I.-M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- MASIH, R., MASIH, A. M. M. Stock-Watson dynamic OLS (DOLS) and error-correction modelling approaches to estimating long- and short-run elasticities in a demand function: new evidence and methodological implication from an application to the demand for coal in mainland China. *Energy Economics*, v.18, issue 4, 315-334, 1996.
- MILLER, J. I. *Modelling residential demand for electricity in the U.S.: a semiparametric panel data approach*. Department of Economics, Rice University, Houston, Texas, 2001.
- MODIANO, E. M. *Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil*. Departamento de Economia, PUC, Rio de Janeiro, 1984 (Texto para Discussão, 68).
- NESBAKKEN, R. Price sensitivity of residential energy consumption in Norway. *Energy Economics*, v. 21, n. 6, p. 493-515, 1999.
- OSTERWALD-LENUM, M. A. Note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, p. 461-472, 1992.
- 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 elasticities in U.S. residential electricity demand: a cointegration approach. *Energy Economics*, v. 19, n. 4, p. 493-513, 1997.
- STOCK, J., WATSON, M. W. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, v. 61, n. 4, p. 783-820, 1993.
- WESTLEY, G. D. *New directions in econometric modeling of energy demand*. Washington, D.C.: Inter-American Development Bank, 1992.
- WILSON, J. W. Residential demand for electricity. *The Quarterly Review of Economics and Business*, v. 11, n. 1, p. 7-22, 1971.

(Originais recebidos em outubro de 2005. Revistos em fevereiro de 2006.)

## APÊNDICE

### Resultados das estimações do modelo com dados de 1970 a 2000 e sem as *dummies*

TABELA A.1  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE RESIDENCIAL

CP	Elasticidade-preço			CP	Elasticidade-renda		
	LP				LP		
	MQO	MQ2E	VEC		MQO	MQ2E	VEC
-0,133	-0,778	-0,742	-0,412	0,110	0,553	0,881	1,429

TABELA A.2  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE COMERCIAL

CP	Elasticidade-preço			CP	Elasticidade-renda		
	LP				LP		
	MQO	MQ2E	VEC		MQO	MQ2E	VEC
-0,224	-0,919	-0,927	-0,582	0,163	1,102	1,105	1,022

TABELA A.3  
ELASTICIDADES-PREÇO E RENDA PARA A CLASSE INDUSTRIAL

CP	Elasticidade-preço			CP	Elasticidade-renda		
	LP				LP		
	MQO	MQ2E	VEC		MQO	MQ2E	VEC
-0,05	-0,869	-0,573	-0,445	0,303	1,578	1,674	0,996

TABELA A.4  
ELASTICIDADES UTILIZADAS PARA A PREVISÃO DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE

Classe	Elasticidade-preço		Elasticidade-renda	
	CP	LP	CP	LP
Residencial	-0,133	-0,412	0,110	1,429
Comercial	-0,224	-0,582	0,163	1,022
Industrial	-0,049	-0,445	0,303	0,996

TABELA A.5  
**PREVISÕES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE: CENÁRIO DE REFERÊNCIA —  
2001-2005**  
[em TWh]

Ano	Residencial	Comercial	Industrial
2001	13,38	7,16	23,68
2002	14,06	7,49	24,64
2003	14,55	7,65	25,82
2004	15,72	7,90	26,77
2005	16,53	8,16	27,76