

TRABALHO SUBMETIDO AO X ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA

ÁREA DE INTERESSE: Teoria Econômica e Métodos Quantitativos

TÍTULO

**A Demanda Setorial por Energia Elétrica no Pós-Racionamento de 2001:
Previsões de Longo Prazo para o Nordeste Brasileiro.**

PALAVRAS-CHAVE: demanda por energia elétrica, racionamento, previsões.

CÓDIGO JEL: C53, C22, Q41

AUTORES:

1. Marcelo Lettieri Siqueira

Prof. Colaborador do CAEN/UFC

Doutor em Economia/PIMES

End.: Rua Carlos Vasconcelos, 636/1001, Fortaleza-CE

CEP: 60.115-170, Fones: (85) 3268-3867 e 9121-9480.

E-mail: marcelo.lettieri@receita.fazenda.gov.br e lettieri@caen.ufc.br

2. Herbertes de Hollanda

Pesquisador do NEER/PIMES/UFPE

Doutor em Economia/PIMES

End.: Av. dos Economistas, s/n – Cidade Universitária – Recife – PE,

CEP: 50.670-901, Fones: (81) 3271-8381 e 9146-1902.

E-mail: herbetesjr@hotmail.com e herbetes@gge.com.br

Mai/2005

A Demanda Setorial por Energia Elétrica no Pós-Racionamento de 2001: Previsões de Longo Prazo para o Nordeste Brasileiro¹.

RESUMO

O presente estudo propõe uma metodologia para incorporar os efeitos do racionamento nas previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste, concentrando-se nas estimações das elasticidades-renda e preço nas três classes principais de consumo (residencial, comercial e industrial) e em cenários alternativos para a recuperação do consumo de energia no período posterior ao referido racionamento. A partir de três cenários macroeconômicos que serviram de base para a elaboração do Plano Decenal de Expansão (2003-2012) da Eletrobrás, foram feitas previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no horizonte 2004-2010. Como resultado, os modelos ajustados apresentaram um bom poder de explicação e os valores das elasticidades estimadas estiveram dentro do que era esperado pela teoria econômica. 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, aos poucos, retomando os seus antigos hábitos de consumo e convergindo para a tendência de longo prazo do seu consumo de energia elétrica.

PALAVRAS-CHAVE: demanda por energia elétrica, racionamento, previsões.

ABSTRACT

This paper proposes a methodology to incorporate the effect of the rationing of electricity in the forecasts of electricity consumption of the Northeast, concentrating itself in the estimation of income and price elasticities of the three consumption sectors (residential, commercial and industrial) and in alternative scenes for the recovery of the consumption of electricity in the pos-rationing period. From three macroeconomic scenes, it had been made forecasts for the electricity consumption of the Northeast for the 2004-2010 period. As result, the adjusted models had presented a good explanation power and the values of the elasticities had been in accordance with the economic theory. In turn, the forecasts corroborate the recent verification that after the rationing of electricity the consumers are retaking its old consumption habits and converging to the long term trend of its electricity consumption.

KEYWORDS: electricity consumption, rationing of electricity, forecasting.

JEL CODE: C53, C22, Q41

¹ O presente trabalho teve origem no projeto conjunto CHESF/ANEEL/UFPE - “Desenvolvimento de Modelos para o Mercado de Energia Elétrica do Nordeste”, desenvolvido pelo Núcleo de Energia e Economia da Regulação – NEER, vinculado ao Curso de Pós-graduação em Economia - PIMES/UFPE.

1. INTRODUÇÃO

A necessidade da previsão da demanda por energia elétrica transformou-se numa questão muito discutida recentemente. Isto conduziu, nas últimas duas décadas, ao desenvolvimento de novos métodos de previsão. No entanto, a grande maioria dos estudos de demanda por energia elétrica tem sido realizada para países desenvolvidos, enquanto que para países em desenvolvimento a escassez de trabalhos dificulta os estudos comparativos. Entre os poucos trabalhos dirigidos a investigar estudos sobre a demanda por energia nos países em desenvolvimento, o mais abrangente é o de Westley (1992), que fez um levantamento da literatura sobre a demanda por energia elétrica em países da América Latina e analisou os resultados através de uma comparação dos valores obtidos para as elasticidades-renda e preço com um levantamento similar feito para os Estados Unidos.

No que se refere à estimação, a evolução das técnicas de modelagem da demanda por energia elétrica é marcante. No passado, extrapolações em linha reta de tendências históricas do consumo de energia serviram muito bem. Entretanto, com a introdução de mercados cada vez mais competitivos, com o surgimento de novas tecnologias e combustíveis alternativos (na oferta de energia e no uso-final), a partir das mudanças nos estilos de 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 tecnológicas².

Para o caso do Brasil, com a privatização da infra-estrutura iniciada na década de 90, nota-se uma grande preocupação atual 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 modelo para o setor elétrico estabelece o chamado *pool* como sendo o principal ambiente para comercialização de energia elétrica, consistindo 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 devidamente 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.

Ainda a partir do novo modelo, o planejamento da expansão do sistema realizado pelo MME, que tinha caráter indicativo passa a ser determinativo. Como a energia elétrica é um bem não estocável, este planejamento deve visar a uma antecedência de pelo menos dois anos em relação ao crescimento da demanda, tempo mínimo de maturação de uma usina termelétrica. Desta forma, previsões de crescimento de demanda também darão subsídio a este planejamento estratégico. Ainda neste contexto, a separação dos modelos em classes de consumo (residencial, industrial, comercial e outras) 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.

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 10 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 utilizadas para a

² Não é objetivo deste trabalho apresentar 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).

previsão no pós racionamento 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, poderiam se constituir, no longo prazo, em “outliers” da série de consumo ou em pontos de quebra estrutural. Como resolver este problema no curto prazo, já que somente com o passar do tempo (e com a disponibilidade de mais observações pós-rationamento) poderemos determinar se em 2001/2002 tivemos uma quebra estrutural ou simplesmente dois outliers?

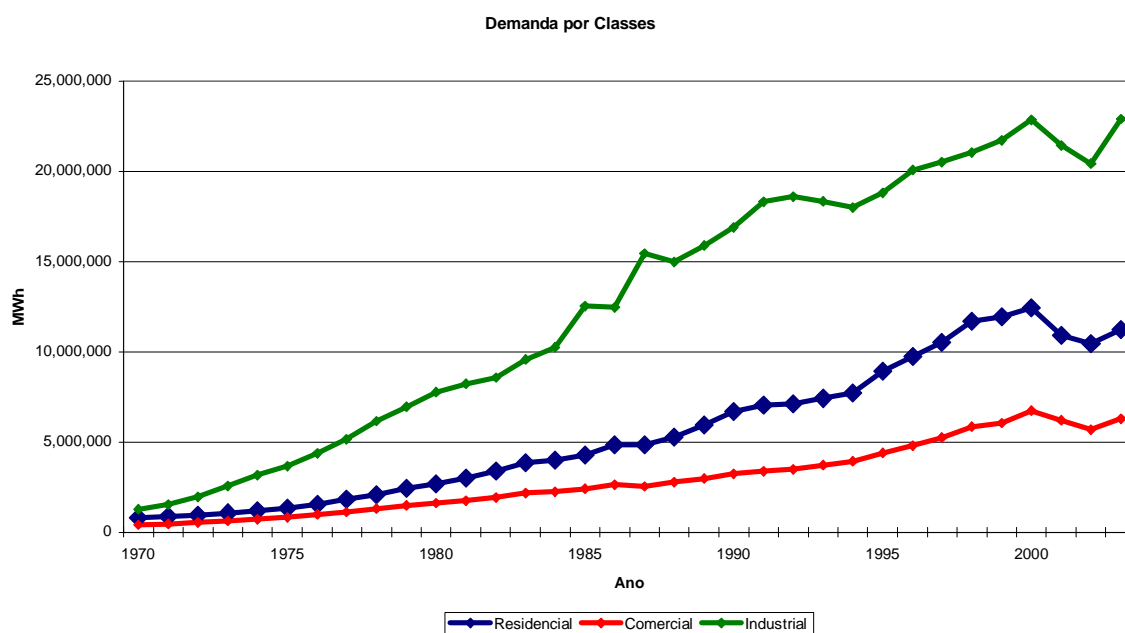
Este estudo apresenta uma contribuição neste sentido, ao propor uma metodologia para incorporar os efeitos do racionamento nas previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste, concentrando-se nas estimações das elasticidades-renda e preço nas três classes principais de consumo (residencial, comercial e industrial) e em cenários alternativos para a recuperação do consumo de energia no período posterior ao referido racionamento. As previsões foram feitas para o período de 2004 a 2010.

2. METODOLOGIA

2.1. Dados

As estimações serão executadas usando dados anuais e a amostra cobrirá o período de 1970 a 2000. As tabelas 1 a 3 abaixo mostram, em detalhes, a descrição de cada variável, as *proxies* utilizadas para representá-las, suas fontes e as respectivas unidades de medida³.

A figura 1 a seguir mostra o consumo para as três classes, onde podem ser notados os efeitos redutores decorrentes do racionamento e a recuperação do consumo a partir de 2003.



³ Conforme discutido na introdução, os dados de 2001 a 2003, embora disponíveis, não serão utilizados na estimação, em função do racionamento ocorrido em 2001/2002.

Tabela 1 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 ^(*)	IPEA/Eletróbrás	R\$/MWh
Preço de Eletrodomésticos	IPA-DI - Bens de Consumo Duráveis - Utilidades Domésticas	FGV/IPA	Índice
Renda per capita do NE	PIB per capita do NE ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	R\$/hab.

Fonte: Elaboração própria. (*) Série deflacionada pelo IGP-DI (FGV) base dez.2002.

Tabela 2 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 ^(*)	FGV/IPA	Índice
Renda do setor Comercial	PIB do NE – Serviços ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	Milhões de R\$

Fonte: Elaboração própria. (*) Série deflacionada pelo IGP-DI (FGV) base dez.2002.

Tabela 3 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 ^(*)	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 ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	Milhões de R\$
Preço de Bens Substitutos	IPA-OG - Combustíveis e Lubrificantes	FGV/IPA	Índice

Fonte: Elaboração própria. (*) Série deflacionada pelo IGP-DI (FGV) base dez.2002.

2.2. Modelos

Nesta seção serão apresentados os modelos desagregados por classe de consumo (residencial, comercial e industrial) a serem utilizados para obter previsões de demanda por energia elétrica no Nordeste. A partir destes modelos serão obtidas as elasticidades-preço e renda através de três métodos de estimação: mínimos quadrados ordinários (MQO), mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) e modelos vetoriais auto-regressivos com correção de erro (VAR/VEC).

2.2.1 Modelo Residencial

O modelo teórico para a demanda da classe residencial segue o que foi proposto por Andrade e Lobão (1997), construído a partir das seguintes hipóteses:

1ª) para os consumidores residenciais 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 exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço é infinitamente elástica. Com esta hipótese, pôde-se utilizar a quantidade consumida com uma boa aproximação para a quantidade demandada;

2ª) com relação ao comportamento da demanda residencial ao longo do tempo, considerou-se que o mesmo seja influenciado por três variáveis fundamentais: a tarifa média da classe residencial, a renda familiar e o estoque domiciliar de aparelhos eletrodomésticos. Assim, o consumo foi modelado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta E_t^\gamma \quad (1)$$

onde:

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

P_t é a tarifa residencial média de energia elétrica no tempo t ;

Y_t é a renda familiar no tempo t ;

E_t é o estoque domiciliar de eletrodomésticos no tempo t .

3ª) supôs-se, também, que o estoque domiciliar reaja positivamente aos aumentos na renda familiar (Y_t) e negativamente aos aumentos nos preços dos eletrodomésticos (PE_t), e que estas variáveis se relacionem de acordo com a seguinte expressão:

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

Então, substituindo-se a equação (2) na (1) e tomando o logaritmo neperiano desse resultado, chega-se à seguinte equação linear para a demanda residencial por energia elétrica:

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

onde: $\Theta_1 = \ln(k_1 k_2^\gamma)$, $\Theta_2 = \alpha$, $\Theta_3 = \beta + \gamma \cdot \theta$ e $\Theta_4 = \gamma \cdot \mu$.

Os coeficientes Θ_2 , Θ_3 e Θ_4 representam, respectivamente, as elasticidades da demanda residencial por energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, à renda familiar e ao preço dos eletrodomésticos⁴.

2.2.2. Modelos Comercial e Industrial

O modelo teórico para a demanda das classes industrial e comercial foi construído utilizando-se as seguintes hipóteses básicas:

1ª) assim como no caso da classe residencial, assume-se que não exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço para o setor industrial seja infinitamente elástica;

⁴ Deve-se notar que no caso das elasticidades-renda e preço dos eletrodomésticos, as elasticidades medem efeitos diretos e indiretos que estas variáveis têm sobre as quantidades demandadas. Por exemplo, para a elasticidade-renda, o valor a ser estimado para este parâmetro refere-se ao efeito direto que a variação da renda tem sobre a quantidade demandada de eletricidade mais o efeito indireto sobre esta 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 maior quantidade demandada de eletricidade (ANDRADE e LOBÃO, 1997).

2ª) com relação ao comportamento da demanda ao longo do tempo, considera-se que o mesmo seja influenciado por quatro variáveis fundamentais: a tarifa média da classe, o PIB do setor, o preço de equipamentos elétricos utilizados no setor e o preço de um bem substituto. Teoricamente, então, o consumo pode ser modelado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta PE_t^\gamma PC_t^\delta \quad (4)$$

onde: C_t é o consumo (comercial ou industrial) de energia elétrica no tempo t ;

P_t é a tarifa (comercial ou industrial) média de energia elétrica no tempo t ;

Y_t é o PIB do setor (comercial ou industrial) no tempo t ;

PE_t é o preço de equipamentos elétricos utilizados no setor no tempo t .

PC_t é o preço do bem substituto no tempo t .

Então, tomando o logaritmo neperiano, chega-se à seguinte equação linear para a demanda industrial por energia elétrica:

$$\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 \ln(PC_t) \quad (5)$$

onde: $\Theta_1 = \ln(k_1)$, $\Theta_2 = \alpha$, $\Theta_3 = \beta$, $\Theta_4 = \gamma$ e $\Theta_5 = \delta$.

Os coeficientes Θ_2 , Θ_3 , Θ_4 e Θ_5 representam, respectivamente, as elasticidades da demanda (comercial ou industrial) por energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, ao PIB do setor, ao preço dos equipamentos elétricos e ao preço do bem substituto.

2.3. 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, determinavam a demanda setorial para um horizonte de 10 anos (Plano Decenal). Como já discutido, tal metodologia, no entanto, ficou prejudicada com o racionamento ocorrido em 2001/2002 nas regiões Sudeste, Nordeste e Centro Oeste, assim como 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 os dados de 2001 e 2002 não poderiam ser utilizados na estimação das novas elasticidades, pois, em função da alteração no comportamento dos consumidores, poderiam se constituir, no longo prazo, em “outliers” da série de consumo ou em pontos de quebra estrutural.

Para verificar este efeito, basta analisar a figura 1 e as tabelas 4 a 6, que mostram a redução no consumo verificado em relação ao consumo previsto, ocorrido nos anos de 2001, 2002 e 2003, para as três classes. Como era de se esperar devido ao efeito do racionamento, houve uma considerável redução no consumo verificado em relação ao consumo previsto pelo modelo. A partir dos dados apresentados nas tabelas, temos que a diferença percentual entre o consumo previsto pelo modelo 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 destas classes de consumo ao racionamento. Verifica-se, ainda, que a diferença percentual entre o valor de consumo previsto pelo modelo e o valor verificado está diminuindo após o fim do racionamento, indicando uma recuperação na tendência de consumo de longo prazo.

No entanto, a questão importante após mudança de comportamento introduzida pelo racionamento é: como o consumidor irá se comportar a partir de então? Haverá uma recuperação consistente na tendência de consumo no longo prazo? Como se dará essa recuperação? Esse comportamento diferirá entre as classes de consumo?

Tabela 4 Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe residencial

Ano	Consumo previsto (MWh)	Consumo observado pós-acionamento (MWh)	Redução (MWh)	Redução (%)
2001	13.380.746	10.901.000	-2.479.746	-18,53
2002	14.064.334	10.478.000	-3.586.334	-25,50
2003	14.553.514	11.240.000	-3.313.514	-22,77

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe comercial

Ano	Consumo previsto (MWh)	Consumo observado pós-acionamento (MWh)	Redução (MWh)	Redução (%)
2001	7.164.437	6.221.000	-943.437	-13,17
2002	7.491.349	5.700.000	-1.791.349	-23,91
2003	7.648.299	6.302.000	-1.346.299	-17,60

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 6 Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe industrial

Ano	Consumo previsto (MWh)	Consumo observado pós-acionamento (MWh)	Redução (MWh)	Redução (%)
2001	23.680.915	21.444.000	-2.236.915	-9,45%
2002	24.638.693	20.439.000	-4.199.693	-17,05%
2003	25.822.167	22.892.000	-2.930.167	-11,35%

Fonte: Elaboração própria.

Com o passar dos anos, à medida que novas observações estiverem disponíveis, poderão ser desenvolvidos estudos mais precisos capazes de obter respostas para estas questões. No entanto, no curto prazo, podemos, adotando alguma hipótese para a recuperação do consumo, “revisar” os consumos previstos em cada classe para o período pós-acionamento, numa tentativa de melhorar as previsões realizadas a partir dos dados históricos do período anterior ao racionamento.

Para a recuperação do consumo, podemos adotar, a título de proposta inicial, a informação sobre a taxa de recuperação correspondente ao biênio 2002-2003. Em 2003, a diferença entre o valor previsto e o observado foi menor que a diferença entre o valor previsto e o observado em 2002, para as três classes. Além disso, esta diferença sofreu um decréscimo de cerca de 7,6% na classe residencial, 24,8% na comercial e 30,2% na industrial. Supondo que nos próximos anos esta queda na diferença entre o valor previsto e o observado ocorra a uma taxa constante (decaimento geométrico), podemos usar esse fator de decaimento (α)⁵ para atualizar o desvio da observação em relação ao valor previsto, de forma a revisar as previsões. A tabela 7 a seguir apresenta os valores do parâmetro α a ser utilizado na revisão das previsões.

Tabela 7. Recuperação da tendência de longo prazo

Ano	Residencial		Comercial		Industrial	
	Redução no consumo (MWh) ^(*)	a	Redução no consumo (MWh) ^(*)	a	Redução no consumo (MWh) ^(*)	a
2002	-3.586.334	0,076	-1.791.349	0,248	-4.199.693	0,302
2003	-3.313.514		-1.346.299		-2.930.167	

Fonte: Elaboração própria. (*) Em relação ao valor previsto pelo modelo.

⁵Para cada classe, α assume um valor entre zero e um. 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.

2.4. 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.

O presente trabalho utilizou um cenário para o mercado de energia elétrica construído para um período que cobre todo o horizonte de previsão aqui adotado (2004-2010), pois não faz parte do objetivo deste estudo construir cenários específicos para o caso.

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. Nos médio e 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 base nesta 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 8 a seguir apresenta resumidamente a caracterização desses cenários.

Tabela 8. Caracterização dos cenários macroeconômicos

Variáveis	Cenário Alto	Cenário de Referência	Cenário Baixo
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 Eletrobrás 2003-2012.

Com base nessas premissas, foram estabelecidos os seguintes valores para o crescimento do PIB do Nordeste, para o horizonte de previsão:

Tabela 9 Crescimento anual do PIB do Nordeste (%)

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 Eletrobrás 2003-2012.

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 IBGE de 2000. Desta forma foi considerado um único cenário demográfico, assim definido para o Nordeste:

Tabela 10. Crescimento anual da população do Nordeste (%)

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

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

Para as demais variáveis do mercado de energia elétrica, adotou-se uma recuperação real de 2,5% ao ano para as tarifas médias, um decréscimo real dos preços de eletrointensivos de 0,5% ao ano e a manutenção dos preços reais dos combustíveis.

3. RESULTADOS

3.1. Estimação dos Modelos⁶

As equações (3) e (5) foram estimadas por três diferentes métodos econométricos. O primeiro foi o tradicional MQO sob as hipóteses do modelo linear geral. O segundo, o de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E)⁷, com a inclusão de variáveis instrumentais (VI), no intuito de corrigir os possíveis vieses gerados pela estimação direta de MQO, em função de provável violação da hipótese de correlação nula entre regressor e erro, devido à existência de uma eventual simultaneidade entre o consumo e a tarifa de energia elétrica. O terceiro método a ser aplicado consiste na modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VEC), utilizando os procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1988; 1991). Este método permite trabalhar a questão da não estacionariedade, incluindo possíveis relações de simultaneidade entre as variáveis do modelo⁸.

3.1.1. Estimações por MQO e MQ2E

Inicialmente, são analisados de forma conjunta os resultados referentes às duas primeiras estimações, os quais estão apresentados nas tabelas 11 a 13 a seguir⁹.

Na estimação pelos métodos clássicos, todos os coeficientes foram significativos a 5% e os sinais como teoricamente esperados: negativos para os dois preços (tarifa de energia elétrica e preço dos equipamentos elétricos) e positivo para a renda e para o preço do bem substituto (no caso industrial). Com relação aos resíduos, os mesmos não apresentaram problemas quanto a heterocedasticidade e normalidade¹⁰. 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 explicativas e trinta observações, indicando que devemos rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação positiva¹¹.

⁶ Westley (1992, pp.) 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.

⁷ A idéia básica do MQ2E é substituir a variável explicativa endógena (estocástica) por uma combinação linear das variáveis predeterminadas no modelo, usando essa combinação como *proxy*. Assim, o método dos MQ2E se assemelha ao método de estimativa com variável instrumental. Para uma discussão mais detalhada do método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E), ver Greene (2000).

⁸ Deve-se ressaltar que no caso de modelagem de séries temporais não-estacionárias, que é o caso específico deste estudo, este método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado, tanto para estimar a função demanda quanto para realizar previsões do consumo futuro de energia elétrica, pois, por levar em consideração as variáveis e suas defasagens, concilia as tendências de curto e longo prazos.

⁹ 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, indicando que poderiam ser excluídas do modelo. Assim, o modelo foi reestimado sem a inclusão dessas variáveis.

¹⁰ O valor da estatística *d* de Durbin-Watson ficou situado na zona de indecisão do teste ($d_l < d < d_u$), indicando que não podemos concluir se há ou não autocorrelação de primeira ordem. Através do teste *d* modificado, entretanto, rejeita-se a ausência de autocorrelação positiva a um nível de significância de 5%.

¹¹ Desta 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 podem ser legitimamente aplicados, necessitando para isso de medidas corretivas.

Tabela 11 Estimação do modelo de demanda residencial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = Q_1 + Q_2 \cdot \ln(P_t) + Q_3 \cdot \ln(Y_t) + Q_4 \cdot \ln(PE_t)$$

Variável Explicativa (em log)	Estimativa de MQO		Estimativa de MQ2E	
	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t
Constante	10.08047	4.049889	6.694683	1.546133
P _t	-0.777856	-7.286022	-0.742383	-4.321557
Y _t	0.552546	2.515174	0.881473	2.264492
PE _t	-0.955629	-11.61513	-0.857020	-8.776058
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste				
R ²	0.979993		0.977344	
R ² Ajustado	0.977770		0.974729	
Teste F	440.8476		376.0624	
Teste LM	28.78217		-	
Estat. de Durbin-Watson	1.484373		1.465757	
Crítério de Info de Akaike	-1.598850		-	
Crítério de Schwarz	-1.413819		-	

Fonte: Resultados das estimações obtidas utilizando-se o software E-Views.

Nota: As estimativas de MQ2E(VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos a variável PE_t e os 1valores defasados de P_t e Y_t.

Tabela 12. Estimação do modelo de demanda comercial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = Q_1 + Q_2 \cdot \ln(P_t) + Q_3 \cdot \ln(Y_t) + Q_4 \cdot \ln(PE_t)$$

Variável Explicativa (em log)	Estimativa de MQO				Estimativa de	
	Modelo 1 ^(*)		Modelo 2 ^(**)		MQ2E	
	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t	Coef.	Estat. t
Constante	-2.8481	-0.662	-	-	-	-
P _t	-0.8314	-3.727	-0.919	-20.89	-0.927	-19.08
Y _t	1.2037	7.593	1.102	80.04	1.105	73.03
PE _t	0.0955	0.421	-	-	-	-
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste						
R ²	0.982090		0.981789		0.978887	
R ² Ajustado	0.980100		0.981161		0.978133	
Teste F	493.5202		513.8745		511.4578	
Teste LM	26.23891		25.98039		-	
Estat. de Durbin-Watson	0.893937		0.926188		0.922871	
Critério de Info de Akaike	-1.434768		-1.547122		-	
Critério de Schwarz	-1.249738		-1.454607		-	

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

Nota: As estimativas de MQ2E(VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos os valores defasados de P_t e Y_t. (*) Modelo estimado com a constante e com a variável PE_t. (**) Modelo estimado sem a constante e sem a variável PE_t.

Tabela 13 Estimação do modelo para a demanda industrial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = Q_1 + Q_2 \cdot \ln(P_t) + Q_3 \cdot \ln(Y_t) + Q_4 \cdot \ln(PE_t) + Q_5 \cdot \ln(PC_t)$$

Variável Explicativa (em log)	Estimativa de MQO		Estimativa de MQ2E	
	Coeficiente	Estatística t	Coeficiente	Estatística t
Constante	-5.326454	-3.072858	-6.379411	-2.523567
P _t	-0.869812	-14.18580	-0.573296	-1.904246
Y _t	1.577692	2.152723	1.674145	13.50820
PE _t	-0.553194	-2.927613	-0.652604	-2.984668
PC _t	0.334639	2.387842	0.261949	1.987958
Testes de diagnóstico e qualidade de ajuste				
R ²	0.982383		0.977487	
R ² Ajustado	0.979673		0.973884	
Teste F	362.4652		270.6275	
Teste LM	24.28096		-	
Estat. de Durbin-Watson	1.564695		1.408543	
Crítério de Info de Akaike	-1.243933		-	
Crítério de Schwarz	-1.012645		-	

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

Nota: 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.

3.1.2. Estimacões VAR/VEC

A seguir são apresentados os resultados da modelagem VAR-VEC¹², iniciando-se com os testes de raiz unitária que têm por objetivo testar a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis do modelo.

a) Testes de raiz unitária

As tabelas 14 a 16 trazem os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado – ADF¹³ para as variáveis de cada um dos modelos. Os valores 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 ao nível de 1% para as primeiras diferenças de todas elas, concluindo-se serem tais variáveis integradas de ordem um. Desta forma, é possível que exista uma relação de co-integração entre elas.

Tabela 14 Resultados dos testes de raiz unitária^(*) - Residencial

Variáveis (em log)	Variável em nível (X_t)			Primeira diferença da variável (DX_t)		
	Coefficiente	Estatíst. T	Prob.	Coefficiente	Estatíst. t	Prob.
$C_t(0)$	-0.026000	-1.318724	0.1279	-0.689348	-3.716375	0.0009
$P_t(1)$	-0.103263	-1.792752	0.0838	-1.131344	-5.933754	0.0000
$Y_t(0)$	-0.144335	-1.914908	0.0969	-0.876628	-4.655860	0.0001
$PE_t(1)$	0.001128	0.023843	0.9811	-1.058451	-5.502847	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 significantes ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1). (*) Utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para um modelo com intercepto e sem tendência.

Tabela 15 Resultados dos testes de raiz unitária^(*) - Comercial

Variáveis (em log)	Variável em nível (X_t)			Primeira diferença da variável (DX_t)		
	Coefficiente	Estatística t	Prob.	Coefficiente	Estatística t	Prob.
$C_t(0)$	-0.034563	-1.886324	0.0602	-0.565925	-3.263091	0.0030
$P_t(5)$	-0.077489	-1.695785	0.1072	-5.090596	-6.120925	0.0000
$Y_t(0)$	-0.051148	-1.682298	0.1036	-0.868124	-4.589139	0.0001

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 significantes ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1). (*) Utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para um modelo com intercepto e sem tendência.

Tabela 16 Resultados dos testes de raiz unitária^(*) Industrial

Variáveis (em log)	Variável em nível (X_t)			Primeira diferença da variável (DX_t)		
	Coefficiente	Estatíst. t	Prob.	Coefficiente	Estatíst. t	Prob.
$C_t(1)$	-0.117820	-1.025689	0.2987	-0.89562	-6.691473	0.0000
$P_t(0)$	-0.113950	-1.202092	0.2394	-1.240831	-6.645735	0.0000
$Y_t(0)$	-0.123030	-1.25689	0.2154	-1.23235	-3.681443	0.0010
$PE_t(0)$	-0.116535	-1.083985	0.2876	-1.034603	-5.384209	0.0000
$PC_t(1)$	-0.168973	-2.046486	0.0713	-0.660436	-3.492941	0.0017

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

Notas: Os valores entre parênteses representam o comprimento de lags que tornam os resíduos tipo ruído branco. As primeiras diferenças de todas as variáveis são significantes ao nível de 1%, logo todas as séries são I(1). (*) Utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para um modelo com intercepto e sem tendência.

¹²Maiores detalhes sobre a modelagem VAR-VEC, com ênfase na análise de co-integração podem ser vistos em Greene (2000) e Hamilton (1994).

¹³Este teste, assim como todo o procedimento de co-integração, podem ser encontrados em Enders (1995).

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) no contexto da seguinte equação:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (6)$$

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

Como ΔX_t é estacionário e os níveis individuais em X_{t-1} são não-estacionários, uma relação entre o ΔX_t e o ΠX_{t-1} implica uma ou mais combinações lineares estacionárias (vetores de co-integração). Se o posto de Π for r com $0 < r < p$, podemos escrever $\Pi = \alpha\beta$, onde β é a matriz dos vetores de co-integração e α é a matriz dos coeficientes de correção de erro (os pesos com o qual cada vetor co-integrante entra na equação do mecanismo de correção de erro). Ele pode ser também interpretado como a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo (JOHANSEN, 1988).

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 demanda na relação de co-integração.

As estatísticas padrão e as estimativas para os procedimentos de Johansen estão listadas abaixo. O comprimento apropriado da defasagem no sistema VAR é obtido usando o critério de informação de Akaike, que indica uma ordem de integração igual a 1.

Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o sistema de equações nas tabelas 17 a 19 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. Neste caso, a análise estatística do vetor estimado de co-integração, os testes t dos coeficientes e o teste de exogeneidade fraca nas tabelas 20 a 22 mostram que o vetor de co-integração pode ser normalizado com respeito ao consumo em cada classe (C_i). Os sinais dos coeficientes foram como 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.

Tabela 17 Análise de co-integração

Variáveis no Sistema (em log): DC_t - $D P_t$ - DY_t - DPE_t (VAR = 1)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Teste de Máximo Autovalor	Teste de Traço ^(*)	Valor Crítico Traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0.597165	55.86192	47.21
$r = 1$	$r = 2$	0.493334	29.49430	29.68
$r = 2$	$r = 3$	0.282602	9.777101	15.41
$r = 3$	$r = 4$	0.005004	0.145491	3.76

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

Nota: Valores críticos tirados de Ostwald e Lenum (1992).

(*) O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

Tabela 18 Análise de co-integraçãoVariáveis no Sistema: $DC_t - D P_t - DY_t$ (VAR = 1)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Teste de Máximo Autovalor	Teste de Traço ^(*)	Valor Crítico Traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0.454480	29.87753	24.75
$r = 1$	$r = 2$	0.219656	7.303073	16.31
$r = 2$	$r = 3$	0.003802	0.110479	6.51

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

(*) O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

Tabela 19 Análise de co-integraçãoVariáveis no Sistema: $DC_t - D P_t - DY_t - DPE_t - DPC_t$ (VAR = 1)

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Teste de Máximo Autovalor	Teste de Traço ^(*)	Valor Crítico Traço (5%)
$r = 0$	$r = 1$	0.752140	63.63464	59.46
$r = 1$	$r = 2$	0.427541	23.18284	39.89
$r = 2$	$r = 3$	0.163709	7.006244	24.31
$r = 3$	$r = 4$	0.060884	1.821670	12.53

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

(*) O teste de traço indica uma equação co-integrante ao nível de 5%.

Tabela 20 Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca.

Variável (em log)	Coefficientes Estimados	Coefficientes Normalizados	Teste de Exogeneidade Fraca ^(*)
C_t	-11.12683	1.00000	4.1254
P_t	-4.589124	0.412438	1.2568
Y_t	15.90019	-1.428995	0.5689
PE_t	-8.162874	0.733621	1.2356

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

(*) Valor crítico ao nível de 5% é 3.84.

Tabela 21 Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca

Variável (em log)	Coefficientes Estimados	Coefficientes Normalizados	Teste de Exogeneidade Fraca ^(*)
C_t	5.812776	1.0000	5.3214
P_t	3.385687	0.582456	1.3476
Y_t	-5.940534	-1.021979	0.8427

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

(*) Valor crítico ao nível de 5% é 4.28.

Tabela 22 Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca

Variável (em log)	Coefficientes Estimados	Coefficientes Normalizados	Teste de Exogeneidade Fraca ^(*)
C_t	-3.251322	1.0000	4.0124
P_t	-1.445500	0.44459	1.8568
Y_t	3.237739	-0.995822	0.8956
PE_t	-2.77322	0.852956	1.0356
PC_t	0.290899	-0.089471	0.6524

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

(*) Valor crítico ao nível de 5% é 2.64.

Portanto, as equações de co-integração relativa às variáveis consumo de energia elétrica de cada classe podem ser assim escritas:

$$C_t = 1.932 - 0.412 \cdot P_t + 1.429 \cdot Y_t - 0.734 \cdot PE_t \quad (7)$$

$$C_t = 2.680 - 0.582 \cdot P_t + 1.022 \cdot Y_t \quad (8)$$

$$C_t = -5.295 - 0.445 \cdot P_t + 0.996 \cdot Y_t - 0.853 \cdot PE_t + 0.089 \cdot PC_t \quad (9)$$

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 23 a 25 a seguir resumem os resultados obtidos para as elasticidades de longo prazo pelos três diferentes métodos de estimação propostos.

Tabela 23 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	0.881	-0.857
Johansen	-0.412	1.429	-0.734

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 24 Estimativas das elasticidades de longo prazo - Comercial

Métodos de Estimação	Elasticidades	
	Tarifa Comercial (P_t)	PIB Comercial (Y_t)
MQO	-0.919	1.102
MQ2E (VI)	-0.927	1.105
Johansen	-0.582	1.022

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 25 Estimativas das elasticidades de longo prazo - Industrial

Métodos de Estimação	Elasticidades			
	Tarifa Industrial (P_t)	PIB (Y_t)	Preços de Eletr. (PE_t)	Preços do Substituto (PC_t)
MQO	-0.869	1.578	-0.553	0.335
MQ2E (VI)	-0.573	1.674	-0.653	0.262
Johansen	-0.445	0.996	-0.853	0.089

Fonte: Elaboração própria.

c) *Estimação do modelo de correção de erro*

Nesta parte do estudo, a dinâmica de curto prazo será examinada usando 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 seção desenvolve um modelo de correção de erro 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 :

$$\Delta C_t = a_0 + a_1 \cdot \Delta P_t + a_2 \cdot \Delta Y_t + a_3 \cdot \Delta PE_t + a_4 \cdot \Delta PC_t + a_5 \sum_{i=1}^k \Delta p_{t-i} + a_6 EC_{t-1} + e_t \quad (10)$$

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 (7) a (9). As tabelas 26 a 28 a seguir 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-integração têm coeficientes significativos, indicando que, depois de um determinado choque, o sistema se ajusta para o equilíbrio de longo prazo. Em particular, o valor estimado de $-0,2148$ significa que cerca de 21,48% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo da demanda residencial é corrigido anualmente. A interpretação para as demais classes é exatamente a mesma.

Tabela 26 Resultados da estimação do modelo de correção de erro - Residencial

Variável Dependente: DC_t		
Variável Explicativa	Coefficiente (a)	Teste t
Constante	0.060785	7.172297
ΔP_t	-0.133336	-2.320622
ΔY_t	0.110374	2.130102
ΔPE_t	-0.172570	-1.855027
$EC_t(-1)$	-0.214815	-3.461775
Estatísticas de Teste		
R^2 : 0.698102		
R^2 Ajustado: 0.601799		
SQR: 0.033413		
LR: 159.43179		
Durbin-Watson: 1.807772		

Fonte: Resultados obtidos utilizando-se o software E-Views./ Nota: O valor entre parênteses se refere à defasagem da variável.

Tabela 27 Resultados da estimação do modelo de correção de erro - Comercial

Variável Dependente: DC_t		
Variável Explicativa	Coefficiente (a)	Teste t
ΔP_t	-0.224072	-3.018900
ΔY_t	0.163304	1.954533
$EC_t(-1)$	-0.162299	-10.24630
Estatísticas de Teste		
R^2 : 0.774386		
R^2 Ajustado: 0.735452		
SQR: 0.033776		
LR: 160.65266		
Durbin-Watson: 1.731117		

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 28 Resultados da estimação do modelo de correção de erro - Industrial

Variável Dependente: DC_t		
Variável Explicativa	Coefficiente (a)	Teste t
$\Delta C_t(-1)$	-0.376330	-2.550157
ΔY_t	0.303460	2.873838
ΔPC_t	0.119199	1.864890
$\Delta P_t(-1)$	-0.049954	-0.659827
$\Delta PE_t(-1)$	-0.148408	-1.429837
$EC_t(-1)$	-0.186243	-6.267951
Constante	-0.073799	-3.179108
Estatísticas de Teste		
R^2 : 0.808320		
R^2 Ajustado: 0.756043		
SQR: 0.037420		
LR: 55.31710		
Durbin-Watson: 1.564913		

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.

3.2. 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, juntamente 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 robustas e estatisticamente significativas e os modelos apresentaram bom poder de explicação.

Tabela 29 Elasticidades-preço e renda para a classe residencial

Estudos	Elasticidade-preço				Elasticidade-renda			
	CP	LP			CP	LP		
Estudo - NE	-0.133	MQO -0.778	MQ2E -0.742	VEC -0.412	0.110	MQO 0.553	MQ2E 0.881	VEC 1.429
Países desenvolvidos (Média 1970-82)	-0.28	-0.97			0.15	0.66		
América Latina								
1. Costa Rica		-0.50				0.200		
2. Paraguai		-0.50				0.375		
3. República Dominicana		-0.50				1.120		
4. México								
5. Média dos Estudos		-0.47				0.730		
		-0.48				0.470		
Brasil								
1. Modiano (1984)	-0.118	-0.403			0.332	1.130		
2. Andrade e Lobão (1997)	-0.060	-0.051			0.212	0.213		
3. Schimidt e Lima (2002)		-0.085				0.539		
4. Braga (2001)								
Norte						0.370		
Nordeste						0.350		
Sul						0.600		
Sudeste						0.500		

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

A partir dos resultados apresentados na tabela 29, 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 obtidas para o Nordeste (-0,133 e -0,412) estão próximas dos valores obtidos por Modiano (1984) para o Brasil (-0,118 e -0,403). Além disso, a elasticidade-preço de longo prazo para o Nordeste teve um valor próximo ao obtido para estudos similares com outros países da América Latina (-0,48 para a média dos estudos), diferentemente do valor da elasticidade-preço em países desenvolvidos (-0,97). Assim como no estudo de Schimidt e Lima (2002) para o Brasil, a elasticidade-preço de eletrodomésticos (-0,734) teve um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica (-0,412), indicando 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 sejam menos inelásticas do que se imaginava e se calculou anteriormente (Veja, por exemplo, SCHIMIDT e LIMA; 2002), 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, os valores das elasticidades-renda oscilam no intervalo [0,110; 0,332] para o curto prazo, e no intervalo [0,200; 1,429] para o longo prazo. Portanto, existe uma maior divergência nos estudos quanto à estimativa da elasticidade-renda de longo prazo. As elasticidades-renda obtidas para o Nordeste (0,110 e 1,429) estão mais próximas das obtidas por Modiano (1984) para o Brasil (0,332 e 1,130), ou seja, inelástica no curto prazo e elástica no longo prazo.

Tabela 30 Elasticidades-preço e renda para a classe comercial

Estudos	Elasticidade-preço				Elasticidade-renda			
	CP	LP			CP	LP		
Estudo - NE	-0.224	MQO -0.919	MQ2E -0.927	VEC -0.582	0.163	MQO 1.102	MQ2E 1.105	VEC 1.022
Países desenvolvidos (Média 1970-82)	-0.35	-0.99			0.19	0.86		
América Latina								
1. Costa Rica		-0.50				0.500		
2. Paraguai		-0.50				0.375		
3. República Dominicana		-0.45				0.550		
4. Média dos Estudos		-0.48				0.470		
Brasil								
1. Modiano (1984)	-0.062	-0.183			0.362	1.068		
2. Schimdt e Lima (2002)		-0.174				0.636		

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

Assim como no caso da classe residencial, os módulos das elasticidades-preço e renda de curto prazo foram inferiores aos de longo prazo para a classe comercial.

A elasticidade-preço de longo prazo obtida para o consumo comercial de energia elétrica no Nordeste (-0,582) 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 Schimdt e Lima (2002) 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 do consumo comercial, os valores obtidos nos estudos oscilam no intervalo [0,163; 0,362] para o curto prazo, e no intervalo [0,375; 1,068] para o longo prazo. A elasticidade-renda de longo prazo obtida para o consumo comercial de energia elétrica no Nordeste (1,022) tem um valor próximo ao obtido por Modiano (1984) para o Brasil (1,068), sendo um pouco superior ao obtido em países desenvolvidos (0,86). Já a elasticidade-renda de curto prazo para o Nordeste (0,163), teve um valor um pouco inferior ao obtido em países desenvolvidos (0,19) e no estudo de Modiano (0,362).

A partir dos resultados apresentados na tabela 31 a seguir, para o caso do consumo da classe industrial, podemos 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, corroborando 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 maior resposta do consumo industrial de energia elétrica no longo prazo em função de alterações em seus preços do que países em desenvolvimento.

Tabela 31 Elasticidades-preço e renda para a classe industrial

Estudos	Elasticidade-preço				Elasticidade-renda			
	CP	LP			CP	LP		
Estudo - NE	-0.05	MQO -0.869	MQ2E -0.573	VEC -0.445	0.303	MQO 1.578	MQ2E 1.674	VEC 0.996
Países desenvolvidos (Média 1970-82)	-0.89	-1.15			0.63	1.10		
América Latina								
1. Colômbia		-0.25				1.12		
2. República Dominicana		-0.65				1.25		
3. Média dos Estudos		-0.45				1.18		
Brasil								
1. Modiano (1984)	-0.451	-0.222			0.502	1.360		
2. Schmidt e Lima (2002)		-0.545				1.916		

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

A elasticidade-preço de curto prazo para o consumo industrial no Nordeste foi bastante inelástica (-0,05), 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 (2002) para o Brasil (-0,545). Assim como no caso da classe residencial, a elasticidade-preço de equipamentos elétricos (-0,853) teve um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica (-0,445), indicando 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 (0,089), indicando que, na indústria, o consumo de energia elétrica no Nordeste sofre pouca influência a variações no preço destes bens. Ao contrário do estudo de Schmidt e Lima (2002), que encontram uma elasticidade negativa, o valor positivo obtido para o Nordeste está de acordo com o esperado na teoria.

O valor encontrado para a elasticidade-renda de longo prazo para o consumo de energia elétrica no Nordeste (0,996) corrobora as expectativas de diversos autores segundo as quais tal elasticidade tende a ser unitária. Em seu estudo, Schmidt e Lima (2002) obtiveram um valor de 1,916 para a elasticidade-renda de longo prazo da classe industrial, o que, de acordo com os autores, é um valor relativamente alto quando comparado com valores obtidos em outros estudos.

A tabela 31 a seguir apresenta um resumo dos resultados obtidos para as elasticidades-preço e renda para o consumo de energia elétrica no Nordeste nas classes residencial, comercial e industrial.

Tabela 31 Elasticidades-preço e renda para o 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

Fonte: Elaboração própria.

Pode-se verificar que as elasticidades-preço da energia elétrica no Nordeste mostraram-se menos inelásticas na classe comercial, quando comparadas às outras classes de consumo,

tanto no curto quanto no longo prazo. No caso da elasticidade-renda, o consumo na classe residencial apresentou uma maior resposta à renda (1,429 no longo prazo), quando comparado com o consumo nas classes comercial e industrial, que obtiveram valores próximos de um. Por último, conforme já mencionado, as comparações dos valores obtidos para as elasticidades-preço e renda do Nordeste com os valores obtidos em 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, estas comparações permitem dar uma idéia da magnitude e do sinal dos valores obtidos.

3.3. Previsões

A partir dos modelos estimados na seção anterior, serão feitas previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no horizonte 2004-2010. 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, motivo pelo qual foram consideradas hipóteses sobre a recuperação do consumo de energia elétrica em cada uma das classes analisadas, conforme já discutido anteriormente.

As tabelas 33 a 35 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. As figuras do apêndice mostram os gráficos dos consumos de energia elétrica de cada classe, previstos e revisados¹⁴, para os três cenários alternativos.

Tabela 33 Previsões do Consumo Residencial de Energia Elétrica no Nordeste

Ano	Cenário A		Cenário B		Cenário C	
	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)
2004	15.850.217	12.788.769	15.720.947	12.659.499	14.684.322	11.622.874
2005	16.800.691	13.972.134	16.527.766	13.699.208	14.807.938	11.979.381
2006	17.808.161	15.194.778	17.375.991	14.762.608	14.932.593	12.319.210
2007	18.876.045	16.461.468	18.267.748	15.853.171	15.058.298	12.643.721
2008	20.476.819	18.245.924	19.446.421	17.215.526	15.467.302	13.236.407
2009	22.213.345	20.152.159	20.701.145	18.639.958	15.887.417	13.826.230
2010	24.097.137	22.192.750	22.036.825	20.132.438	16.318.941	14.414.553

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 34 Previsões do Consumo Comercial de Energia Elétrica no Nordeste

Ano	Cenário A		Cenário B		Cenário C	
	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)
2004	7.947.216	6.935.397	7.900.807	6.888.988	7.663.928	6.652.109
2005	8.257.816	7.497.377	8.161.652	7.401.214	7.684.523	6.924.084
2006	8.580.555	8.009.042	8.431.109	7.859.597	7.705.173	7.133.661
2007	8.915.907	8.486.383	8.709.462	8.279.938	7.725.879	7.296.355
2008	9.471.844	9.149.033	9.128.471	8.805.661	7.893.286	7.570.475
2009	10.062.445	9.819.834	9.567.640	9.325.029	8.064.321	7.821.710
2010	10.689.872	10.507.537	10.027.936	9.845.601	8.239.062	8.056.726

Fonte: Elaboração própria.

¹⁴ Denominou-se consumo previsto aquele obtido a partir das elasticidades estimadas e, consumo revisado, aquele obtido a partir das correções dos valores previstos em função da hipótese de recuperação do consumo no pós-acionamento.

Tabela 35 Previsões do Consumo Industrial de Energia Elétrica no Nordeste

Ano	Cenário A		Cenário B		Cenário C	
	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)	Consumo Previsto (MWh)	Consumo Revisado (MWh)
2004	26.926.631	24.882.225	26.773.378	24.728.972	26.268.671	24.224.265
2005	28.078.335	26.651.933	27.759.629	26.333.227	26.456.762	25.030.360
2006	29.279.300	28.284.085	28.782.211	27.786.996	26.646.201	25.650.986
2007	30.531.632	29.837.261	29.842.461	29.148.090	26.836.995	26.142.624
2008	32.350.915	31.866.446	31.207.436	30.722.967	27.374.289	26.889.819
2009	34.278.604	33.940.585	32.634.844	32.296.825	27.922.339	27.584.320
2010	36.321.158	36.085.318	34.127.540	33.891.701	28.481.362	28.245.522

Fonte: Elaboração própria

Mantidas as taxas de recuperação do consumo observadas no biênio 2002-2003, pode-se observar, através das tabelas mostradas acima e dos gráficos do apêndice, que os níveis de consumo apresentados em 2000 somente serão novamente alcançados a partir de meados de 2004, 2005 e 2007 (para a classe residencial) e 2004, 2004 e 2005 (para a classe comercial), para os cenários A, B e C, respectivamente. O nível do consumo industrial apresentado em 2000 foi alcançado já em 2003, indicando uma maior recuperação do consumo dessa classe em relação às demais estudadas.

4. CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS.

Neste trabalho, utilizando dados de 1970 a 2000, foram estimados modelos de demanda por energia elétrica no Nordeste, obtendo-se valores para as elasticidades-preço e renda do consumo de energia elétrica nas classes residencial, comercial e industrial. Optou-se por não utilizar os dados de 2001 a 2003, já disponíveis, uma vez que o racionamento de energia elétrica, iniciado em 01 de junho de 2001 e encerrado em 01 de março de 2002, alterou o comportamento dos consumidores, que tiveram de se adaptar às metas estipuladas pelo governo. Desta forma, a inclusão de tais dados comprometeria os resultados de estimação das elasticidades, devido à mudança no padrão de consumo das classes.

Os modelos ajustados apresentaram um bom poder de explicação e os valores das elasticidades estimadas corroboram a teoria econômica. Como as variáveis são não estacionárias, porém com a mesma ordem de integração, optou-se por utilizar, também, a modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VEC). Deve-se ressaltar que, na modelagem de séries temporais não-estacionárias, este método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado, tanto para estimar a função demanda quanto para realizar previsões do consumo futuro de energia elétrica, por conciliar as tendências de curto e longo prazos.

A partir das estimações pela metodologia supramencionada, foram feitas previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no horizonte 2004-2010. Tais previsões foram feitas a partir de três cenários macroeconômicos que serviram de base para a elaboração do Plano Decenal de Expansão (2003-2012) da Eletrobrás. Para “revisar” as previsões, que inicialmente desconsideraram o efeito do racionamento, supôs-se que, nos próximos anos, a diferença entre o valor previsto pelo modelo e o observado após o racionamento diminua a uma taxa constante, conforme verificada no biênio 2002-2003. Esta hipótese poderá ser testada na medida em que novas observações do período pós-acionamento estejam disponíveis para análise.

Finalmente, cumpre ressaltar que o desenvolvimento de modelos de previsão é de interesse fundamental por parte dos diversos agentes do setor elétrico. As empresas de distribuição, por exemplo, necessitam de maior acurácia em suas previsões de demanda, a fim de reduzirem seus riscos de contratação. Para fins de planejamento, as empresas de geração

também necessitam de estudos de demanda, como ferramentas de tomadas de decisão referentes à alocação de investimentos.

Em suma, previsões de crescimento de demanda, como as realizadas neste estudo para o Nordeste, poderão servir de subsídio ao planejamento estratégico do setor elétrico, e a metodologia aqui construída permite que tais previsões levem em consideração os efeitos do racionamento de 2001/2002 sobre o comportamento dos consumidores.

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, aos poucos, retomando os seus antigos hábitos de consumo e convergindo para a tendência de longo prazo do consumo de energia elétrica.

5. REFERÊNCIAS

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

BRAGA, J. M. **A modelagem da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Tese de Mestrado - UFRJ, 96 p, Rio de Janeiro – RJ, 2001.

CORDEIRO JR., H.H. **Previsão de demanda, preço e análise do poder de mercado no setor de energia elétrica**. Tese de Doutorado – PIMES/UFPE, 185 p, Recife-PE, 2005.

ELETOBRAS: **Plano decenal de expansão 2003/2012**. Rio de Janeiro: Eletrobras. www.eletrobras.gov.br. 2003.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**, New York, John Wiley & Sons 1995.

FULLER, D., **Time Series**. New York: John Wiley, 1976.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. Upper saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 2000.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Co-integration 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.1551-1580, 1991.

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

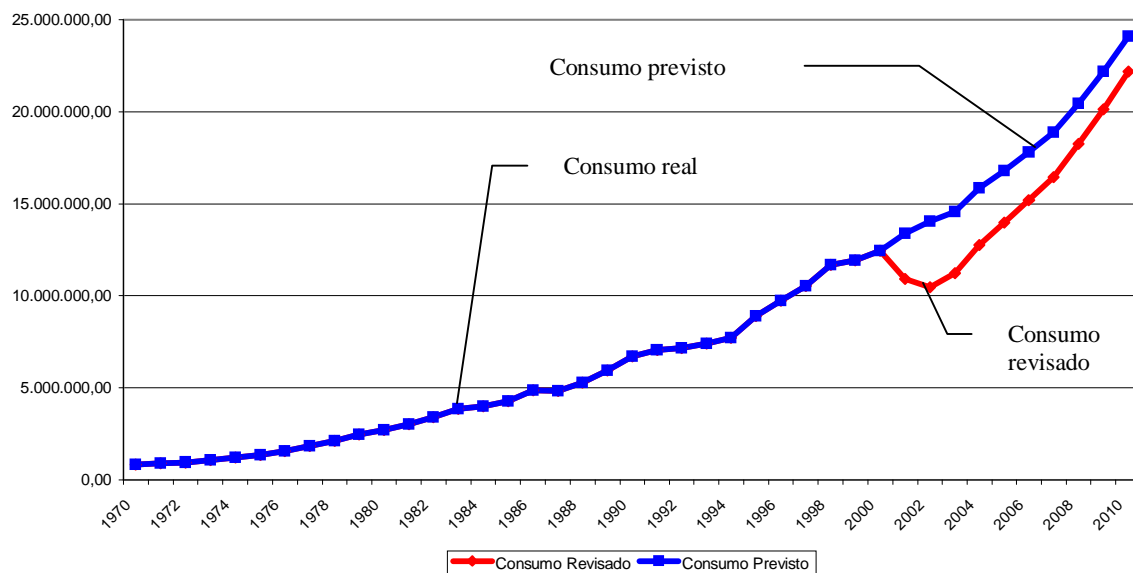
OSTERWALD-LENUM, M. A. Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Co-integration Rank Test Statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.54, p.461-472, 1992.

SCHIMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. Estimções e Previsões da Demanda por Energia Elétrica no Brasil. **SEAE/MF - Documento de Trabalho nº 16**, 2002.

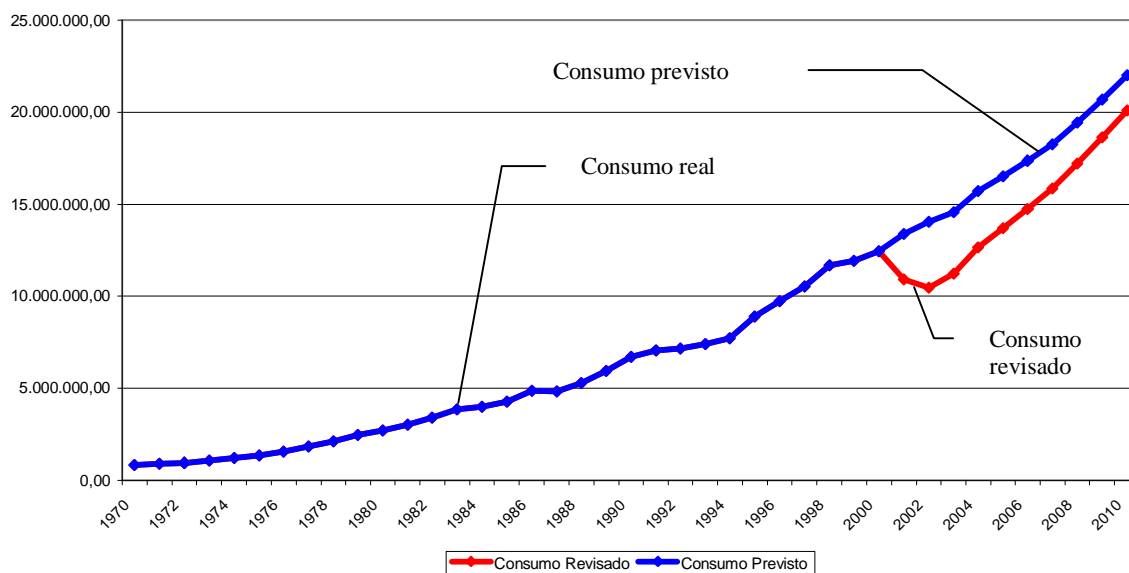
WESTLEY, G. D. **New directions in econometric modeling of energy demand**. Inter-American Development Bank, Washington, D. C.1992.

APÊNDICE

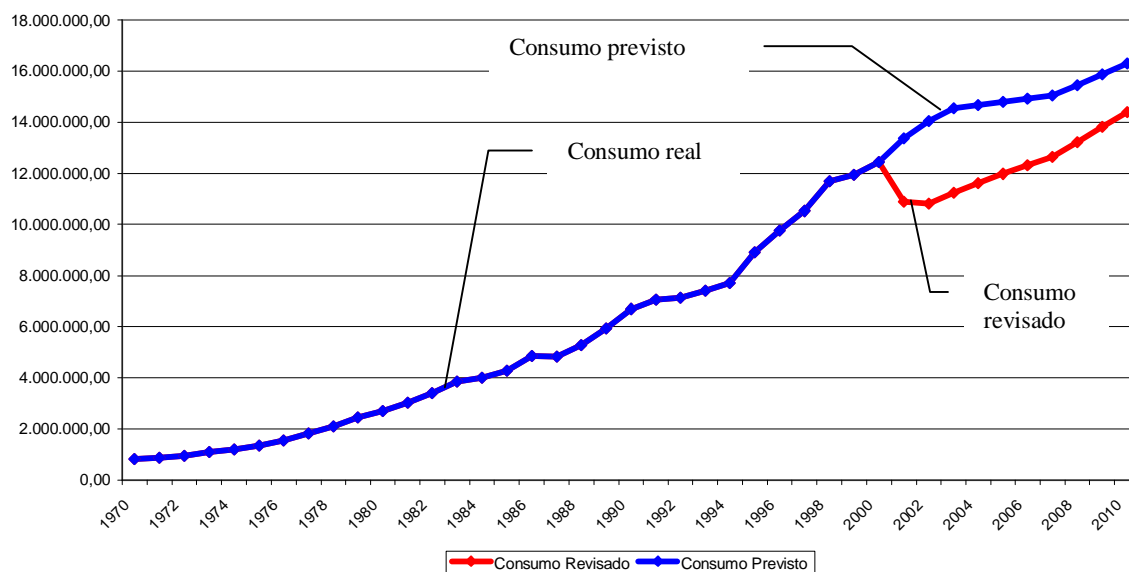
Consumo Residencial - Cenário A



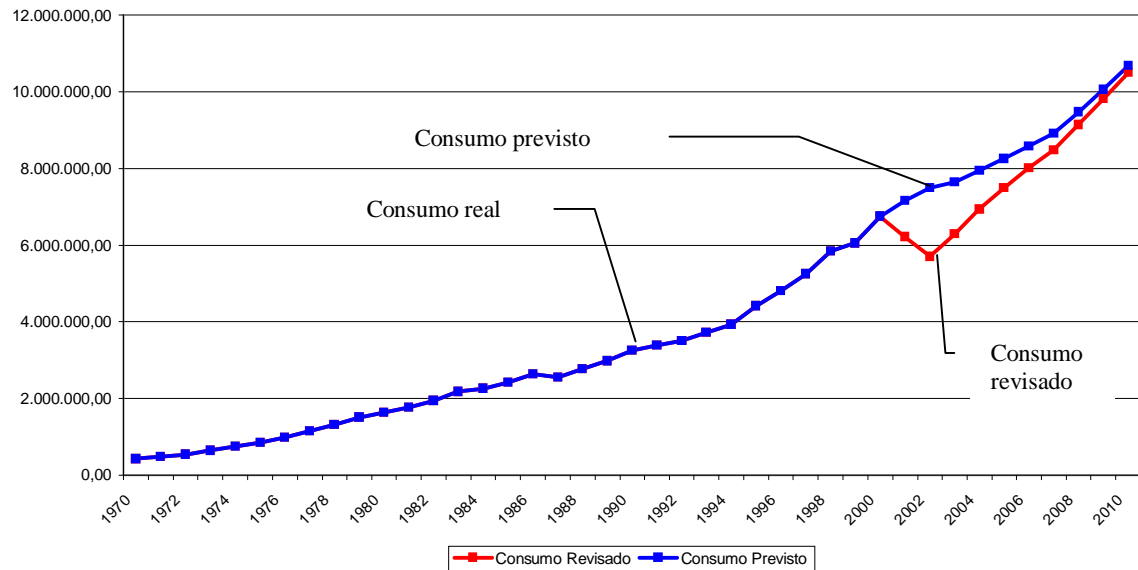
Consumo Residencial - Cenário B



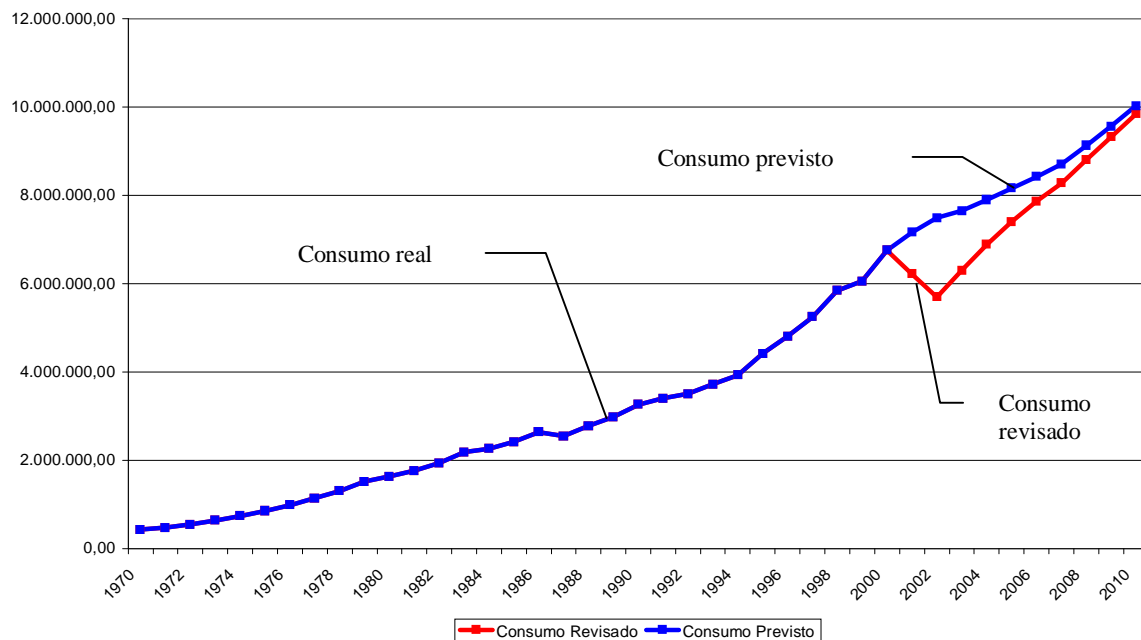
Consumo Residencial - Cenário C



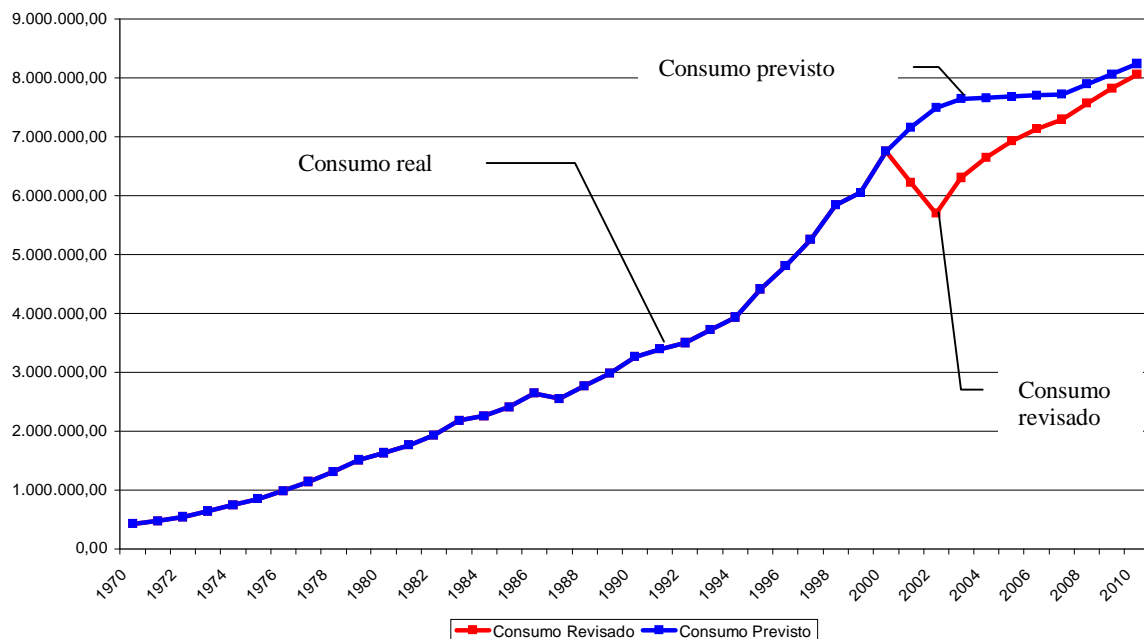
Consumo Comercial - Cenário A



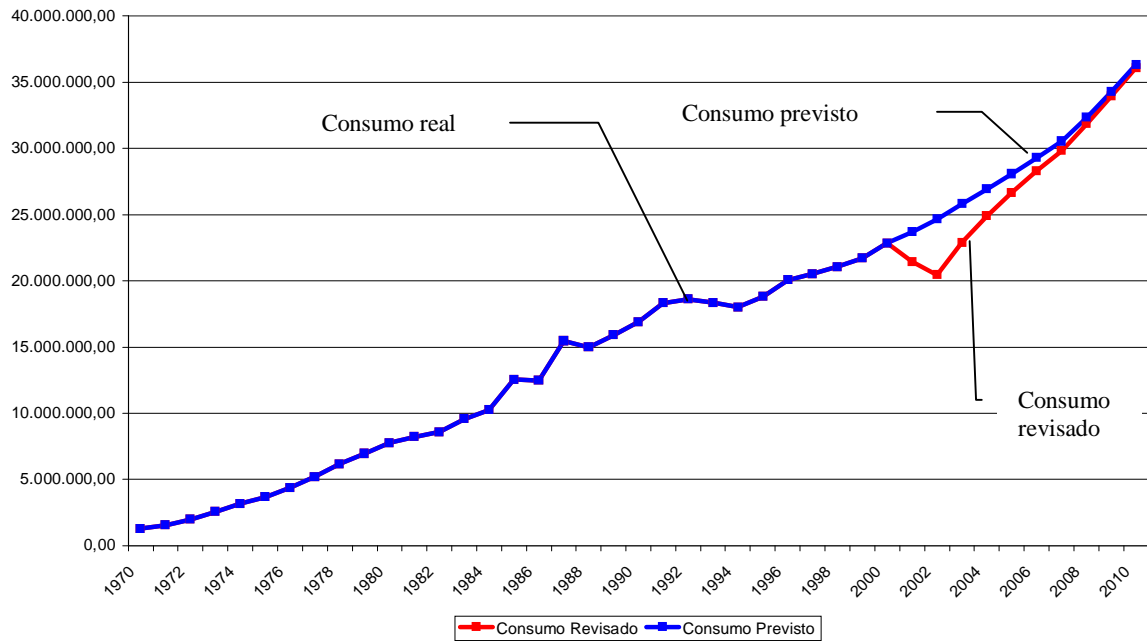
Consumo Comercial - Cenário B



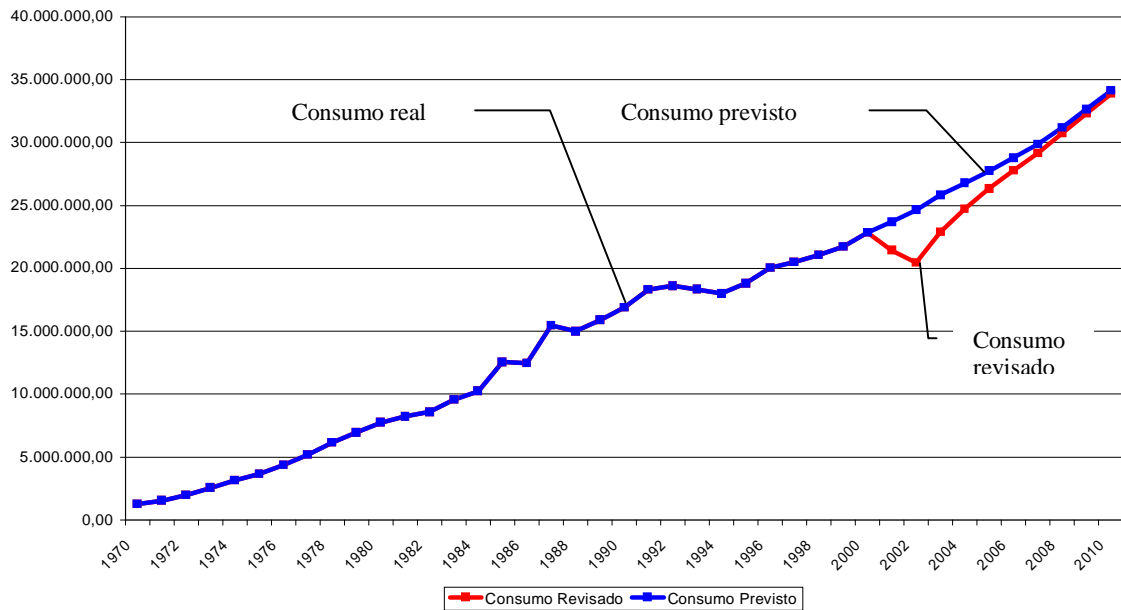
Consumo Comercial - Cenário C



Consumo Industrial - Cenário A



Consumo Industrial - Cenário B



Consumo Industrial
- Cenário C

