

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE ALAGOAS – UFAL**  
**FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE - FEAC**  
**CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA APLICADA – CMEA**

**GUSTAV IVES MENDES NICÁCIO VIANA**

**UM MODELO PARA PROJEÇÕES PARA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA,  
2009-2017 E A EVOLUÇÃO DO CUSTO SOCIAL E TARIFA ÓTIMA PARA O  
BRASIL**

**Maceió**

**2010**

GUSTAV IVES MENDES NICÁCIO VIANA

“UM MODELO PARA PROJEÇÕES PARA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA,  
2009-2017 E A EVOLUÇÃO DO CUSTO SOCIAL E TARIFA ÓTIMA PARA O BRASIL”

Dissertação apresentada ao curso de Mestrado em  
Economia Aplicada da Universidade Federal de  
Alagoas, como requisito para a obtenção do título  
de Mestre.

Orientador: Prof. Dr: Alexandre Lima Marques  
Silva

Maceió  
2010

**Catálogo na fonte**  
**Universidade Federal de Alagoas**  
**Biblioteca Central**  
**Divisão de Tratamento Técnico**  
**Bibliotecária: Janaina Xisto de Barros Lima**

- V614u Viana, Gustav Ives Mendes Nicácio.  
Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 e a Evolução do custo social e tarifa ótima para o Brasil / Gustav Ives Mendes Nicácio Viana, 2010  
81 f. : graf., tabs.
- Orientador: Alexandre Lima Marques da Silva.  
Dissertação (mestrado em Economia) – Universidade Federal de Alagoas. Faculdade de Economia Administração e Contabilidade. Programa de Pós-Graduação em Economia. Maceió, 2010.
- Glossário : f. 72  
Bibliografia: f. 73-75  
Apêndice : f.76-81
1. Energia elétrica – Brasil. 2. Energia elétrica – Demanda. 3. Energia elétrica – Consumo. 4. Energia elétrica – Aspectos econômicos. 5. Estatística. I. Título
- CDU: 33:621.311(81)

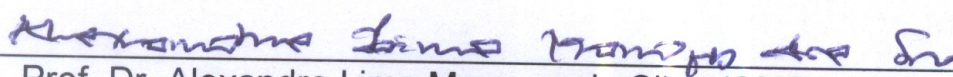
Universidade Federal de Alagoas  
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade  
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada

Projeções para a demanda por energia elétrica, 2009-2017, e a evolução do custo social e tarifa ótima para o Brasil

**GUSTAV IVES MENDES NICÁCIO VIANA**

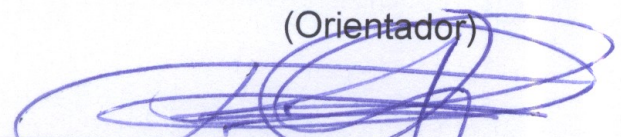
Dissertação submetida ao corpo docente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Alagoas e aprovada em 13 de setembro de 2010.

Banca Examinadora:

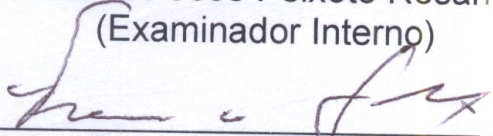


Prof. Dr. Alexandre Lima Marques da Silva (CMEA-UFAL)

(Orientador)

  
Prof. Dr. Francisco José Peixoto Rosário (CMEA-UFAL)

(Examinador Interno)

  
Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos (UFPE)

(Examinador Externo)

## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Deus pelo dom da vida.

Aos meus pais, Ivan e Miran Viana, pelo incentivo e dedicação incondicional e as minhas irmãs, Iana e Iveja pela compreensão e apoio nos momentos mais difíceis.

Aos professores da FEAC pelo auxílio dado à minha formação acadêmica e em especial aos professores Paulo Jacinto, Tejada, Eliane, Anderson, Agnaldo e ao meu orientador, professor Alexandre, pelo suporte dado à elaboração deste trabalho de conclusão.

A CAPES pelo financiamento à pesquisa realizada, e ao PET economia onde desenvolvi várias atividades de pesquisa, despertando meu interesse pela área de estudo.

Aos meus amigos Juliana, Gilberto, Marileide e César, Larissa, Sarah e Mayane, pela amizade e por estarem sempre prontos a me auxiliarem.

## RESUMO

Com base em subsídios teóricos e no instrumental econométrico, este trabalho pretende estimar o comportamento da Curva de Demanda por energia elétrica para o Brasil, considerando o comportamento de variáveis relevante aos setores residencial, comercial e industrial. A estimação da curva de demanda propicia um instrumental que permite a realização de projeções futuras, as quais por sua vez, permitem verificar se a capacidade instalada de energia atende adequadamente a expectativa de demanda por este produto. Pelo conceito de Co-integração, foram estimados os Modelos de Correção de Erros (VEC), utilizado para projetar o consumo para o período de 2009-2017. De forma geral, os resultados alcançados foram bons, não tendo coeficientes não significativos e sendo os sinais dos parâmetros concernentes à teoria econômica. Houve alguns entraves quanto à estimação da curva do setor industrial com relação à variável IPA-OG máquinas e equipamentos industriais e IPA-OG combustíveis e lubrificantes, onde seus coeficientes estimados foram inconclusivos. Utilizou-se, pois, novas *proxies* para tais variáveis, a saber, câmbio real efetivo e preço médio – óleo combustível. Através dos resultados alcançados, o consumo crescente de energia pode ser superior a capacidade de fornecimento de energia, evidenciando a necessidade de implantação de políticas restritivas ao consumo de energia. O consumo de energia por parte do setor residencial se mostra crescente, mas a uma taxa decrescente, sendo influenciado pela maior eficiência do consumo (comportamento por parte do consumidor pós-racionamento e utilização de equipamentos mais eficientes quanto ao uso da energia elétrica). Buscou-se introduzir o conceito de Custo Social ao consumo de energia e os resultados mostram que dentre os setores, o industrial sofrera maior penalidade no consumo e que tal política pode proporcionar redução no consumo, podendo ser esta política utilizada como medida restritiva para a demanda por energia.

**Palavras Chave:** Energia elétrica – Brasil. Energia elétrica – Demanda. Energia elétrica – Consumo. Energia elétrica – Aspectos econômicos. Estatística

## ABSTRACT

Through theory and econometric instrumentals, this work intends to estimate the behavior of Electric Energy's Demand Curve to Brazil, through the behavior of important variables for residential sector, industrial and commercial sectors. It's important to achievement for futures projections that enable to know if installed capacity is enough to answer Energy demand. Using Co-integration concept, were estimated the Vector Error Correction, used to project the demand to the period of 2009-2017. There were some obstacles regarding the estimation of the curve of the industrial sector with respect to the variable IPA-OG industrial machinery and equipment and IPA-OG fuels and lubricants, where their estimated coefficients were inconclusive. Energy consumption by the residential sector is showing increasing but at a decreasing rate, and was influenced by the efficiency of consumption (consumer behavior on the part of the post-rationing and the use of more efficient equipment for the use of electricity). As results, the Energy's demand is growing and may be superior to installed capacity. Was introduced the Social Cost Politic concept to Energy's demand and the results show that it politics can reduce the demand, and it can be used as a restrictive measure to Energy's demand, rather than aggressive restrictive politics.

**Keyword:** Electricity – Brazil. Electrical energy- Demand. Electricity - Consumption. Electrical energy - Economic Aspects. Statistics

## LISTA DE GRÁFICOS

1. Evolução das Elasticidades Preço da Demanda	16
2. Consumo Final por Fonte de 1970-2005	18
3. Consumo Final de Energia Elétrica no Período de 1970 a 2007	20
4. Matriz de Oferta de Energia Elétrica 2008	21
5. Valores Previstos e Observados 1975-2008	38
6. Valores Previstos 2009-2017 para o Setor Residencial	41
7. Evolução do Consumo Residencial 1975-2017	41
8. Valores Previstos e Observados 1975-2008	43
9. Valores Previstos 2009-2017 para o Setor Comercial	49
10. Evolução do Consumo Comercial 1975-2017	49
11. Valores Previstos e Observados do Consumo Industrial 1975-2008	58
12. Valores Previstos 2009-2017 para o Setor Industrial	61
13. Evolução do Consumo Industrial 1975-2017	61
14. Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social (Setor Residencial)	63
15. Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social (Setor Comercial)	64
16. Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social (Setor Industrial)	64



## LISTA DE TABELAS

1 – Resumo das Elasticidades de Longo Prazo	15
2 – Resumo das <i>Proxies</i> para o Setor Residencial	16
3 – Resumo das <i>Proxies</i> para o Setor Comercial	17
4 – Resumo das <i>Proxies</i> para o Setor Industrial	17
5 – Fonte e Dados Utilizados	33
6 – Teste de Raiz Unitária (Setor Residencial)	34
7 – Definição do Número de Defasagens do VAR	35
8 – Determinação das <i>dummies</i>	35
9 – Teste $\lambda_{trace}$ para Co-integração (Setor Residencial)	36
10 – Teste de Autovalor para Co-integração (Setor Residencial)	36
11 – Previsão <i>ex post (one-step ahead)</i> (Setor Residencial)	38
12 – Estimaco de $\Delta C_t^{res}$	39
13 – Construo dos Cenrios	40
14 – Previses e Comparaces – Setor Residencial ( <i>one-step ahead</i> )	40
15 – Teste de Raiz Unitária (Setor Comercial)	43
16 – Definio do Nmero de Defasagens do VAR	44
17 – Teste $\lambda_{trace}$ para Co-integrao (Setor Comercial)	44
18 – Teste de Autovalor para Co-integrao (Setor Comercial)	44
19 – Previso <i>ex post (one-step ahead)</i> (Setor Comercial)	46
20 – Estimaco de $\Delta C_t^{com}$	47
21 – Construo dos Cenrios	48
22 – Previses e Comparaces – Setor Comercial ( <i>one-step ahead</i> )	48

23 – Teste de Raiz Unitária (Setor Industrial)	52
24 – Definição do Número de Defasagens do VAR	53
25 – Teste $\lambda_{trace}$ para Co-integração (Setor Industrial)	53
26 – Teste de Autovalor para Co-integração (Setor Industrial)	53
27 – Fonte e Dados Utilizados	55
28 – Teste de Raiz Unitária (Setor Industrial)	56
29 – Definição do Número de Defasagens do VAR	56
30 – Teste $\lambda_{trace}$ para Co-integração (Setor Industrial)	57
31 – Teste de Autovalor para Co-integração (Setor Industrial)	57
32 – Previsão <i>ex post</i> ( <i>one-step ahead</i> ) (Setor Industrial)	58
33 – Estimação de $\Delta C_t^{Ind}$	59
34 – Construção dos Cenários	60
35 – Previsões e Comparações – Setor Industrial ( <i>one-step ahead</i> )	60
36 – Diferença percentual entre o Consumo de Energia com e sem a Introdução da Política de Custo Social	62
37 – Resumo das Variáveis Utilizadas para o Cálculo da Alíquota Ótima	65
38 – Reajustes Ótimos da Tarifa de Energia	66

**LISTA DE ABREVIATURAS**

ADF	Teste Dickey-Fuller Aumentado
ABIMAQ	Associação Nacional dos Importadores de Máquinas e Equipamentos
ABIMEI	Associação Brasileira dos Importadores de Máquinas e Equipamentos Industriais
AIC -	Critério de Informação de Akaike
ANEEL -	Agência Nacional de Energia Elétrica
CS -	Custo Social
DOLS -	Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico
EPE -	Empresa de Pesquisa Energética
FGV -	Fundação Getúlio Vargas
HQIC -	Critério de Informação de Hannan-Quinn
IGP-DI -	Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna
IPA-DI -	Índice de Preço no Atacado Disponibilidade Interna
IPA-OG -	Índice de Preço no Atacado Oferta Geral
IPEA -	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MME -	Ministério de Minas e Energia
MQO -	Mínimos Quadrados Ordinários
MR -	Modelo de Mudança de Regime
ONS -	Operador Nacional do Sistema Elétrico
PIB -	Produto Interno Bruto
PROÁLCOOL -	Programa Nacional do Alcool
SBIC -	Critério de Informação de Schwarz
TEP	Tonelada Equivalente de Petróleo
VAR	Vetores Auto-regressivos
VEC	Vetor de Correção de Erros

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	11
1.1	Considerações Iniciais	11
1.2	Objetivos	11
<b>2</b>	<b>CONCEITOS TEÓRICOS</b>	<b>13</b>
2.1	Considerações Iniciais	13
2.2	Evolução do Setor Energético no Brasil no Período de 1970 a 2007	18
2.3	O Custo Social da Energia Elétrica	22
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b>	<b>25</b>
3.1	Modelo Teórico	25
3.1.1	Teoria do Consumidor	25
3.1.2	Teoria da Firma	25
3.1.3	Elasticidade Preço da Demanda	25
3.1.4	Considerações sobre a Demanda por Energia	26
3.1.5	Estimação da Tarifa Ótima (Reajuste Tarifário)	27
3.2	Descrição da Metodologia	28
3.2.1	Ajuste do Modelo VAR	29
3.2.2	Teste de Raiz Unitária	30
3.2.3	Teste de Co-integração	30
3.2.4	Vetor de Correção de Erros	31
3.2.5	Teste <i>LM</i> para autocorrelação	32
3.3	Base de Dados	32
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA O SETOR RESIDENCIAL</b>	<b>33</b>
4.1	Teste de Raiz Unitária	33
4.2	Teste de Co-integração e Relação de Longo Prazo	34
4.3	Vetor de Correção de Erros e Previsões	38
<b>5</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA O SETOR COMERCIAL</b>	<b>43</b>
5.1	Teste de Raiz Unitária	43
5.2	Teste de Co-integração e Relação de Longo Prazo	43
5.3	Vetor de Correção de Erros e Previsões	46

<b>6</b>	<b>Resultados e Discussão para o Setor Industrial</b>	<b>50</b>
<b>6.1</b>	<b>Variável Câmbio</b>	<b>51</b>
<b>6.2</b>	<b>Teste de Raiz Unitária</b>	<b>52</b>
<b>6.3</b>	<b>Teste de Co-Integração e Relação de Longo Prazo entre as variáveis (Introdução da variável <math>S</math>)</b>	<b>53</b>
<b>6.4</b>	<b>Teste de Raiz Unitária</b>	<b>55</b>
<b>6.5</b>	<b>Teste de Co-integração e Relação de Longo Prazo entre as variáveis</b>	<b>56</b>
<b>6.6</b>	<b>Vetor de Correção de Erros e Previsões</b>	<b>58</b>
<b>7</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA A INTRODUÇÃO DO CUSTO SOCIAL</b>	<b>62</b>
<b>8</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>67</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>71</b>
	<b>GLOSSÁRIO</b>	<b>74</b>
	<b>APÊNDICE</b>	<b>75</b>

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1 Considerações Iniciais

A produção de energia elétrica adequada à demanda constitui um fator relevante para a manutenção de taxas de crescimento do produto de uma economia. A afirmativa decorre do fato deste segmento produtivo se constituir num dos componentes de infraestrutura de uma região. Em seu Plano Decenal de Expansão de Energia Elétrica, o Ministério das Minas e Energia – MME coloca que, considerando o âmbito nacional, a tendência apresentada pela demanda por energia supera a capacidade de geração do país, MME/EPE<sup>1</sup> (2007).

Um segundo aspecto que corrobora a afirmativa precedente constitui no fato de muitos Estados terem revelado preocupação com a elevação de suas bases geradoras; sendo isto evidente na realização de fóruns nacionais, compostos por agentes ligados diretamente à questão energética como o (ONS)<sup>2</sup>, (ANEEL)<sup>3</sup>, (MME)<sup>4</sup>, para discutir medidas e definir metas para o setor no Brasil.

Com relação à capacidade de geração de energia, o Brasil apresenta potencialidades em alguns segmentos que o faz destacar-se no ramo de energia renovável. Mais especificamente, o país apresenta diversificada pauta de geração de eletricidade, concentrando 45% desse total em fontes renováveis. Por outro lado, dos 55% restantes, 45% é proveniente do petróleo e derivados MME (2008).

Considerando este contexto de potencialidade de produção em diversos segmentos versus tendência de insuficiência na oferta, este estudo pretende estimar o comportamento da Curva de Demanda Residencial, Industrial e Comercial por energia elétrica para o País e identificar os reais impactos ao consumo provenientes de uma política de tarifa ótima.

### 1.2 Objetivos

Mais especificamente, o objetivo deste trabalho compreende a estimação e análise da evolução do consumo de energia elétrica por setores para o Brasil de 1975 a 2006, partindo de abordagens feitas por MODIANO (1984) e ANDRADE e LOBÃO (1997), que estimaram esses parâmetros por meio de Vetores Auto Regressivos e Modelo de Correção de Erros, na tentativa de captar a sensibilidade da função demanda dos setores a preço e renda.

Cabe mencionar a importância desses parâmetros para o planejamento de políticas públicas no setor energético, já que eles captam a reação dos usuários desse serviço à tarifação<sup>5</sup> e à renda, e tais variáveis apresentam variabilidade no período

---

<sup>1</sup> (Ministério de Minas e Energia/Empresa de Pesquisa Energética) - Plano Decenal de Expansão Energética 2007/2016 (MME/EPE)

<sup>2</sup> Operador Nacional do Sistema Elétrico

<sup>3</sup> Agência Nacional de Energia Elétrica

<sup>4</sup> Ministério de Minas e Energia

<sup>5</sup> No modelo a tarifa é representada como sendo o preço do acesso ao consumo de energia

analisado. Seguindo os resultados alcançados por outros trabalhos que abordam essa mesma questão, fazendo uma divisão temporal entre trabalhos anteriores e pós-acionamento é de se esperar que a elasticidade preço seja elástica, isso em decorrência da mudança comportamental por parte dos consumidores. Para o período de 2001-2002, com a política de racionamento, houve re-tarifação e corte no consumo, fazendo com que o peso que a tarifa exerce sobre o consumo de energia se elevasse. Nesse aspecto, essas elasticidades contribuiriam para o melhor direcionamento de ações políticas.

Outro ponto a ser abordado neste trabalho diz respeito à introdução de uma política de custo social nas funções consumo dos três setores em questão para o período de previsão 2009-2017. Por meio dos modelos ajustados e valores previstos para o consumo a serem alcançados, será introduzida a teoria de custo social na tentativa de captar qual o impacto no tempo desta política sobre o consumo, além de identificar quais dos setores sofrerão maior penalidade sobre o consumo.

De posse destes resultados, poder-se-á identificar se tal política pode gerar redução sobre o consumo, considerando déficit na relação oferta e consumo de energia, afastando a necessidade de implantação de políticas mais severas (acionamento de energia) com este fim.

## 2. CONCEITOS TEÓRICOS

### 2.1 Considerações Iniciais

No trabalho realizado por TAYLOR (1975), pelo levantamento de estudos anteriores, se destaca a princípio a possibilidade de representação da curva de demanda por energia como sendo um problema de maximização de utilidade pelo agente. No entanto, o indivíduo consumidor não está diante de um preço único, mas de uma tabela de preços em que a eletricidade pode ser adquirida em blocos de preços marginais decrescentes. Existem alguns bens que possuem particularidades quanto à relação preço e quantidade demandada, o que dificulta a especificação de suas demandas. O autor conclui que uma boa especificação quanto à variável preço (tarifa), é a utilização dela marginal ou média.

No que se refere aos métodos de estimação, como destacado em SIQUEIRA, CASTELAR, CORDEIRO (2006), até 1970, as elasticidades eram estimadas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Posteriormente, os estudos passariam a incorporar a teoria de co-integração e a metodologia apresentada em ENGLE e GRANGER (1987), incluindo o Modelo de Correção de Erros na modelagem de Vetores Auto Regressivos. Segundo os autores, se as variáveis são co-integradas, os estimadores de MQO dos coeficientes na regressão de co-integração, embora consistentes, são não eficientes e as estimativas baseadas na inferência por meio da estatística-*t* são não confiáveis. A modelagem por VAR<sup>6</sup> considera que as variáveis em questão são determinadas endogenamente não havendo variáveis exógenas neste sistema, GUJARATI (2006). A preocupação em relação à existência de simultaneidade diz respeito à possibilidade dela existir entre a variável  $C_t$  - consumo de energia e a variável  $T_t$  - tarifa média.

De acordo com MODIANO (1984), em seu trabalho Elasticidade Renda e Preço da Demanda para o Brasil, o autor estima o comportamento do consumo para quatro setores: residencial, comercial, industrial e também outros. Em seus resultados foram estimadas as elasticidades de longo prazo utilizando a modelagem por MQO<sup>7</sup>, pressupondo primeiro que o ajustamento do consumo a demanda é instantâneo e segundo que esse ajustamento se dá de forma parcial para os três setores. Respectivamente, para os setores residencial, comercial e industrial com ajustamento parcial, têm-se os seguintes resultados: -0,403; -0,183 e -0,222; para tarifa. 1,13; 1,068; 1,360 para renda.

No trabalho titulado Elasticidade Renda e Preço da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil de ANDRADE e LOBÃO (1997), os autores estimam este comportamento para os anos de 1963-1995, e buscaram fazer uma previsão para o consumo residencial até 2005. A modelagem envolve o modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR) e Vetor de Correção de Erros (VEC). Deve-se ressaltar que no caso de modelagem de séries temporais não estacionárias, esse método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado. Por fim, as elasticidades de longo prazo alcançadas para tarifa, renda e preço foram: -0,05084; 0,2132 e -0,1864

---

<sup>6</sup> O termo auto-regressivo se dá pelo fato da defasada da variável dependente aparecer do lado direito e o termo vetorial por tratarmos e um vetor de uma ou mais variáveis.

<sup>7</sup> Mínimos Quadrados Ordinários



respectivamente. O modelo em questão para estimação do comportamento do consumo teve como variáveis determinantes: renda (*Proxy* PIB *per capita*), preço (*Proxy* tarifa média residencial) e preço dos eletrodomésticos (*Proxy* IPA-OG<sup>8</sup>). Neste caso, a elasticidade renda capta os efeitos que a renda exerce sobre a aquisição do serviço, bem como sobre a aquisição de bens intensivos em energia, afetando o estoque, caracterizando os efeitos diretos e indiretos da renda sobre a demanda.

No trabalho Demanda por Energia Elétrica no Brasil de SCHMIDT e LIMA (2004), o modelo engloba as mesmas variáveis propostas pelo trabalho anterior, diferindo no caso da *Proxy* para renda do setor residencial, sendo a renda deste setor representada pelo “rendimento médio do trabalhador assalariado principal”. Da mesma forma que Andrade e Lobão, utilizam-se da modelagem VAR-VEC e estimam com base em dados de 1969-1999 o comportamento do consumo para os anos de 2001 a 2005. Por fim, as elasticidades de longo prazo traçadas por este trabalho são respectivamente para tarifa, renda e preço dos eletrodomésticos: -0,085; 0,539 e -0,148. Os autores ainda estimam o comportamento do consumo de energia para outros dois setores: comercial e industrial, acrescentando a este último setor a variável “substitutos da energia”, que tem como *Proxy* a variável combustíveis e lubrificantes. As elasticidades tarifa, renda e preço dos bens intensivos em energia para estes dois últimos setores são respectivamente: -0,174; 0,636 e -0,294 para o setor comercial. Para o setor industrial tem-se: -0,545; 1,916; -0,465 e para a variável substitutos da energia, -0,027.

Os resultados alcançados pelo trabalho de MATTOS e LIMA (2005), Demanda Residencial de Energia Elétrica em Minas Gerais para o setor residencial de 1970-2002, foram: -0,258; 0,532 e -0,146 para tarifa, renda e preço dos eletrodomésticos. O modelo utilizado foi VAR-VEC e por apresentar em sua base de dados os anos posteriores a 2000 (período do racionamento), foi incorporada a variável *Dummy* binária. Os autores concluem pela afirmativa de que a elasticidade-preço da demanda é inelástica.

Conforme LEITE (2006), no trabalho Projeções para a Demanda por Energia Elétrica no Brasil 2006-2015, o autor se utiliza da mesma metodologia dos trabalhos anteriores, baseadas em VAR-VEC e também utiliza o método ARIMA. Essa metodologia permite que valores futuros de uma série sejam previstos tomando por base apenas seus valores presentes e passados. As elasticidades de longo prazo para dados agregados do Brasil de 1966-2005 baseadas na modelagem de vetores auto-regressivos foram: -0,90 e 1,18 para tarifa e renda respectivamente.

Para o âmbito regional, o trabalho de SIQUEIRA *et al.* (2006) busca estimar o comportamento do consumo para o nordeste de 1969-2004, além de contribuir com uma metodologia apropriada para estudos que venham a incorporar em sua base os anos do racionamento, 2001 e 2002. O modelo utilizado pouco difere do utilizado por SCHMIDT e LIMA (2004); exceto pela introdução da variável *dummy* de intercepto não-binária. Os presentes autores, da mesma forma que os trabalhos anteriormente citados, modelam o consumo por energia através dos métodos clássicos e por VAR/VEC. Quanto às elasticidades tarifa, renda e preço dos bens intensivos em energia para o setor residencial, tem-se: -0,412; 1,400 e -0,672. Para o setor comercial: -0,502; 1,019 e para o setor industrial: -0,982; 1,181; -0,471.

---

<sup>8</sup> Índice de Preços no Atacado – Oferta Geral

O trabalho Previsão da Demanda por Energia Elétrica para Classes de Consumo na Região Nordeste, usando Ols Dinâmico e Mudança de Regime de IRFFI, CASTELAR, SIQUEIRA (2009), vai contribuir com estimação do consumo de energia elétrica para o nordeste empregando, além dos modelos citados anteriormente, os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos – DOLS, e Modelo de Mudança de Regime, para o período de 1970 a 2003. As elasticidades de longo prazo para o nordeste nos três setores residencial, comercial e industrial respectivamente foram, para tarifa e renda: -0,5043; 0,8767 (MR) e -0,6872; 0,6840 (DOLS). Para o setor comercial: -1,2017; 1,4288 (MR) e -0,9752; 1,1028 (DOLS). Para o setor industrial: -1,0708; 1,2040 (MR) e -3,7064; 1,2071 (DOLS). Os resultados das previsões apresentadas por estes dois modelos para 2004 a 2006 se mostram bastante precisos em relação a outros métodos para as classes residencial e comercial.

Dessa forma, em resumo, apresenta-se na tabela abaixo o comportamento das elasticidades de longo prazo para tarifa e renda de acordo com os trabalhos supracitados.

Tabela 1: Resumo das Elasticidades de Longo Prazo

Estudos	Período	Elasticidade preço			Elasticidade Renda		
		Residen.	Comer.	Indust.	Residen.	Comer.	Indust.
1. Brasil							
1.1 Modiano (1984)*	1963-1981	-0,403	-0,183	-0,222	1,13	1,068	1,36
1.2 Andrade e Lobão (1997)	1970-1995	-0,0504			0,2132		
1.3 Schmidt e Lima (2004)	1969-2000	-0,085	-0,174	-0,545	0,539	0,636	1,916
		Setores Agregados			Setores Agregados		
1.4 Leite (2006)	1980-2003	-0,9			1,18		
2. Regional		Residen.	Comer.	Indust.	Residen.	Comer.	Indust.
2.1 Siqueira <i>et al.</i> (2006)	1970-2002	-0,412	-0,502	-0,982	1,4	1,019	1,181
2.2 Mattos (2004)	1970-2002	-0,258	-0,7717	-0,4507	0,532	0,7779	0,5398
2.3 Mattos e Lima (2005)	1970-2002	-0,258			0,532		
2.4 Irfi <i>et al.</i> (2009)**	1970-2002	-0,5043	-1,2017	-1,0708	0,8767	1,4288	1,204

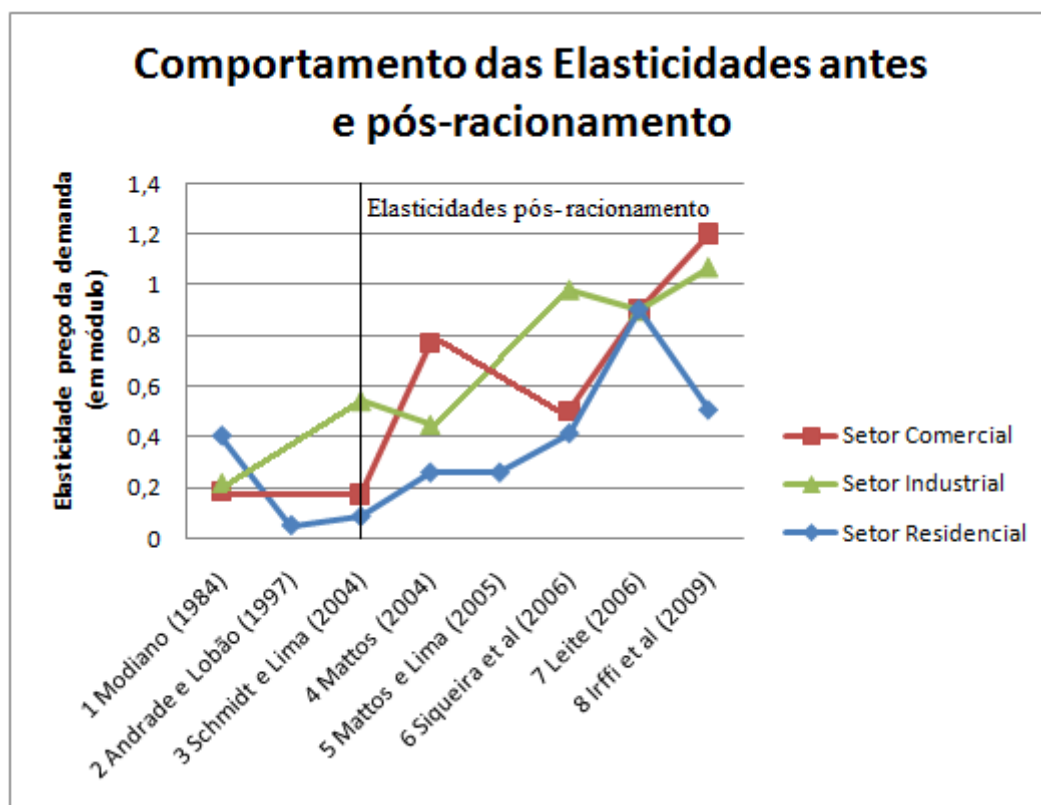
Fonte: Elaboração própria

(\*) Estimativas por MQO

(\*\*) Estimativas por MR

Abaixo, representado no gráfico, é mostrada a evolução das elasticidades preço da demanda para os três setores em discussão:

Gráfico 1: Evolução das Elasticidades Preço da Demanda



Fonte: Dados da Pesquisa

Observa-se que as elasticidades para o período anterior ao racionamento são menores que as elasticidades do período posterior. Dessa forma, espera-se que os valores para as elasticidades preço da demanda para o presente trabalho sejam maiores que as elasticidades estimadas para o período anterior ao racionamento<sup>9</sup>.

Tabela 2: Resumo das Proxies para o Setor Residencial

Estudos	Variáveis		
	Renda – Y	Tarifa - T	Preço - P
Modiano (1984)	PIB <i>PC</i>	Tarifa Média do Setor	-
Andrade e Lobão (1997)	PIB <i>PC</i>	Tarifa Média do Setor	Índice Real de Preço dos Eletrodomésticos
Schmidt e Lima (2004)	Rendimento Médio Real (assalariado principal)	Tarifa Média do Setor	IPA-DI (bens de consumo duráveis)
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média do Setor	IGP-DI
Siqueira <i>et al.</i> (2006)	PIB <i>NE PC</i>	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (eletrodomésticos)
Mattos e Lima (2005)	PIB <i>MG PC</i>	Tarifa Média do Setor	Índice Real de Preço dos Eletrodomésticos
Irffi <i>et al.</i> (2009)	PIB <i>NE PC</i>	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (eletrodomésticos)

Fonte: Elaboração Própria

<sup>9</sup> Maiores discussões, ver pág. 36.

Tabela 3: Resumo das Proxies para o Setor Comercial

Estudos	Variáveis		
	Renda – Y	Tarifa - T	Preço - P
Schmidt e Lima (2004)	PIB <i>preço de mercado</i>	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Material Elétrico)
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média do Setor	IGP-DI
Siqueira <i>et al.</i> (2006)	PIB <i>NE</i> : Serviços	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Material Elétrico-Total)
Mattos e Lima (2004)	PIB <i>MG</i> : Setor Comercial	Tarifa Média do Setor	Índice Real de Preço dos Materiais Elétricos
Irffe <i>et al.</i> (2009)	PIB <i>NE</i> : Serviços	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Material Elétrico-Total)

Fonte: Elaboração Própria

Tabela 4: Resumo das Proxies para o Setor Industrial

Estudos	Variáveis			
	Renda - Y	Tarifa - T	Preço - P	Substitutos da Energia - S
Schmidt e Lima (2004)	PIB <i>preço de mercado</i>	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Máquinas e Equipamentos Industriais)	IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes)
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média do Setor	IGP-DI	-
Siqueira <i>et al.</i> (2006)	PIB <i>NE</i> : Indústria	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Máquinas e Equipamentos Industriais)	IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes)
Mattos e Lima (2004)	PIB <i>MG</i> : Indústria	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Máquinas e Equipamentos Industriais)	IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes)
Irffe <i>et al.</i> (2009)	PIB <i>NE</i> : Indústria	Tarifa Média do Setor	IPA-OG (Máquinas e Equipamentos Industriais)	IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes)

Fonte: Elaboração Própria

Desta forma, podemos expressar intervalos onde esperamos que as elasticidades, encontradas no presente trabalho, possam estar. Para o caso da elasticidade renda de longo prazo, esta não se mostra homogênea. De modo geral, segundo estudos anteriores, varia entre [0,2; 0,5] e [1; 1,9]. Esperamos que a mesma esteja dentro do intervalo [0,2; 1,4] para o setor residencial, considerando que foram as elasticidades mínima e máxima encontradas em trabalhos anteriores para níveis regional e nacional. Para o setor industrial, esperamos que a mesma esteja dentro do intervalo [1,18; 1,9] e para o setor comercial, [0,636; 1,4288]. Outro ponto de apoio é a relação de magnitude apresentada pelas elasticidades para os setores, onde para o caso da elasticidade renda, para o setor industrial, apresenta-se maior que a dos demais setores<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Exceto para o trabalho de Irffi *et al.* (2009), onde a elasticidade do setor comercial e que se mostrou maior que a dos demais setores.

Segundo levantamento feito por SCHMIDT e LIMA (2004), as elasticidades preço da demanda de longo prazo se encontram no intervalo  $[0; 0,5]$ , em módulo.

## 2.2. Evolução do setor energético no Brasil no período de 1970 a 2007

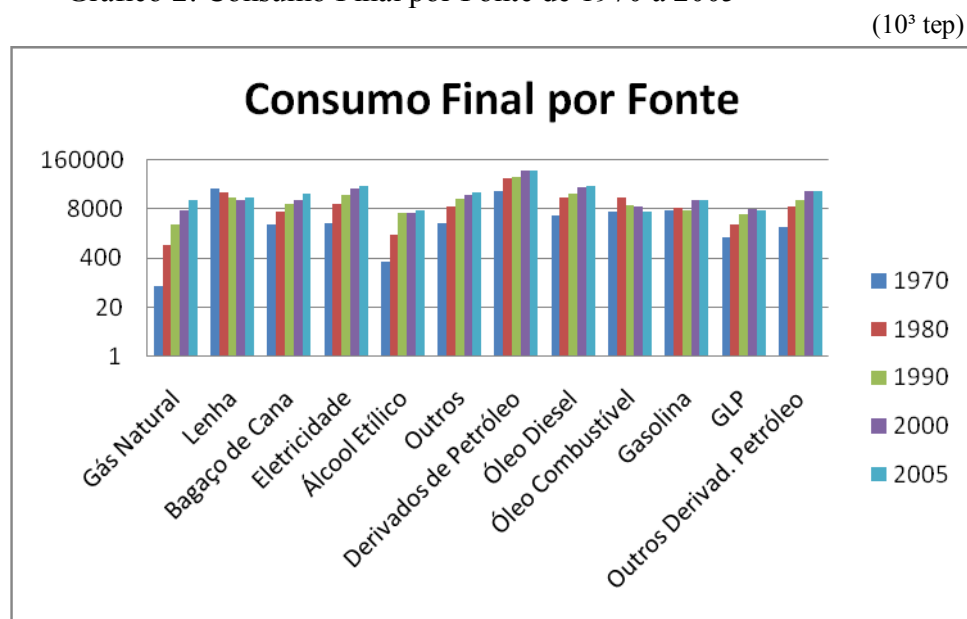
Neste item é apresentado o desenvolvimento do setor energético brasileiro, com ênfase para o setor elétrico. Também é abordada a evolução da oferta das fontes energéticas e do consumo de energia elétrica final e por setor no período de 1970 a 2007. Por fim, é demonstrada a participação das fontes renováveis na matriz energética brasileira.

No período que se estendeu de 1970 a 1980, o Brasil apresentou uma taxa de crescimento média de 8,6% a.a. do Produto Interno Bruto, impulsionando assim o crescimento de alguns setores do país, dentre eles, o energético. Em 1980, com a crise do petróleo, o preço do barril elevou-se consideravelmente, chegando a triplicar, o que acabou por frear o crescimento da economia como um todo.

Nesse contexto o Governo buscou estimular a utilização de outras fontes energéticas que, se não substituíssem em sua totalidade o petróleo e seus derivados, ao menos pudesse reduzi-lo significativamente. Com a finalidade de diminuir essa dependência, foi criado no Brasil o PROÁLCOOL<sup>11</sup>, que visava aumentar o consumo de álcool hidratado no país, reduzindo assim a importação do petróleo.

O Gráfico 2 mostra que a partir da década de 80, devido à crise nos preços do petróleo, aumentou a busca por outras fontes de energia, dando destaque para o álcool. Passada a fase crítica dessa crise, os preços internacionais do barril caíram e o consumo do petróleo e seus derivados voltou a crescer, fazendo com que as fontes nacionais de energia perdessem força no cenário energético brasileiro.

Gráfico 2: Consumo Final por Fonte de 1970 a 2005



Fonte : MME/EPE 2008

<sup>11</sup> Programa Nacional do Alcool

Na década de 90, constata-se intensificação do processo de privatização na economia brasileira, sendo o setor energético afetado por esse processo. Mais especificamente, devido à incapacidade do Estado de manter os investimentos no setor, esse serviço, em alguns estados brasileiros, passou a ser de responsabilidade de instituições privadas. O Estado seria o regulador, tarefa que passou a ser feita através da Aneel<sup>12</sup>.

No período de 1993/97, o PIB brasileiro cresceu 3,9% a.a; atrelado a esse crescimento constata-se também aumento do consumo de energia elétrica no país. Nesta década 95/99, pós-real, as medidas de estabilidade econômica, que perduraram até 1997, incentivaram significativamente o consumo que se refletiu nos resultados dos setores residencial (aquisição de eletrodomésticos) e comercial (novos *Shopping Centers* e hipermercados, etc.). Para o período se registrou um crescimento médio de 5,4% a.a, de acordo com GOMES (2002)

Em 1998, os ajustes impostos à economia em detrimento de crises internacionais – problemas na economia Asiática e moratória na Rússia – afetaram a tendência de expansão do consumo no país. Em 1997, o consumo era de 6,2% e passaria a ser de 4,1% em 1998. O ritmo de queda continuaria no ano seguinte, sendo que em função do fraco desempenho econômico motivado pela desvalorização do real, GOMES (2002).

Ainda segundo GOMES (2002), diferentemente do comportamento do consumo, a capacidade instalada não mostrava o mesmo ritmo, a velocidade de expansão era mais lenta. Pela comparação feita para as décadas de 70, 80 e 90 se via que a capacidade de geração estava aquém do consumo de energia, registrando uma taxa média de 11,8%; 4,1% e 2,9% para as três décadas respectivamente. O modelo estatal vigente em 1964, que perdurou por 30 anos, ao longo deste período apresentava elevadas taxas de expansão da oferta, no entanto na década de 80 surgiu uma série de fatores que culminou na exaustão deste modelo. Dentre os fatores, estão: (i) crise financeira da União e dos Estados; (ii) má gestão das empresas de energia provocada pela ineficiência produtiva (falta de incentivos a eficiência), e de critérios técnicos a gerência administrativa; (iii) inadequação do regime regulatório pela inexistência de órgão regulador, conforme PIRES (1999).

Ciente da necessidade de ampliação da oferta interna e da falta de recursos para tal, o setor público promoveu uma ampla reestruturação do setor energético, possibilitando a entrada de capital privado. A partir de então, a participação do capital privado no setor energético saltou de 6,1% (R\$ 0,7 bilhão, em 1995) para 35% (R\$ 1,9 bilhão, em 1999), segundo GOMES (2002). Neste sentido, o processo de privatização se deu de forma gradual, onde o governo buscou reduzir a dívida pública, melhorar a eficiência produtiva e resgatar a capacidade de investimento das empresas PIRES (1999).

No ano de 2001 a economia brasileira passou por um racionamento de energia que, segundo PIRES (2002), teve ligação com as interrupções das privatizações, basicamente em detrimento dos atrasos nas obras programadas e a não construção das obras previstas nos planos decenais de energia. Para melhor compreender este fato, em abril de 2001 os reservatórios das regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste

---

<sup>12</sup> Agência Nacional de Energia Elétrica

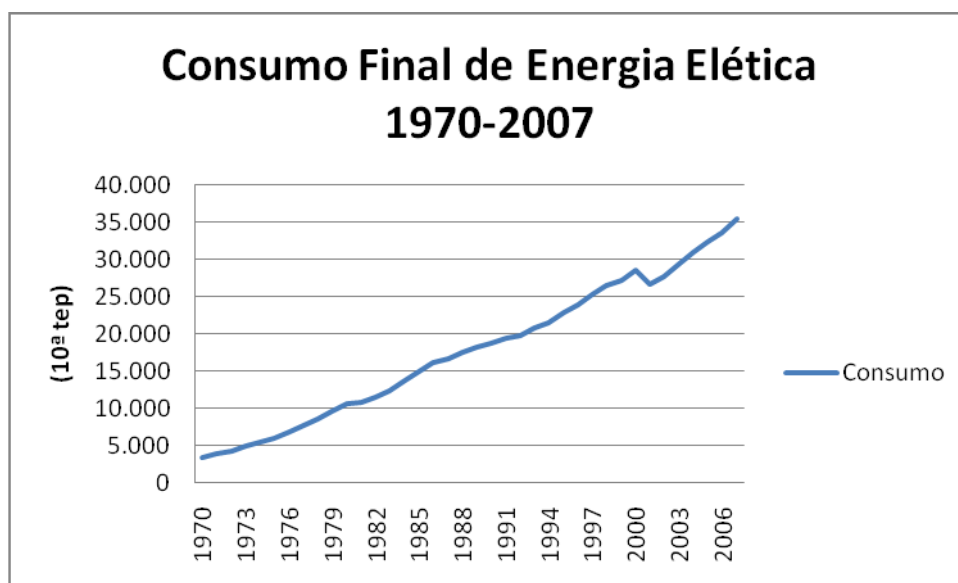
apresentavam nível de armazenamento de 32%. Caso não tivesse havido as interrupções nem os atrasos nas obras programadas e previstas, o nível de armazenamento estaria próximo a 75%, acima do limite de segurança do sistema.

Mas como bem destaca o autor, existem ainda outros condicionantes do racionamento, a expansão do consumo de energia no período pós-real atrelada à retração do investimento público, índice pluviométrico desfavorável nas regiões Sudeste e Nordeste.

Quanto às características do racionamento imposto, foi “autogerido”, ou seja, foi atribuído o direito de decisão a cada consumidor quanto ao modo como cumpriram a meta de redução do consumo. Para o setor residencial com consumo de 100 KWh/mês a meta de redução foi de 20%, para os consumidores da classe comercial, também 20% e entre 20% e 25% para os consumidores da classe industrial PIRES (2002).

O Gráfico 3 referente ao consumo final de energia elétrica, no período de 1970 a 2007, evidencia que de acordo com os resultados, verifica-se que o Brasil no período de 1970 a 2000 manteve crescimento no consumo de energia elétrica, mas em 2001 houve uma queda de 1.883 mil tep, sendo superada nos anos subsequentes.

Gráfico 3: Consumo Final de Energia Elétrica no Período de 1970 a 2007



Fonte : MME/EPE (2007)

Atrelada a esses acontecimentos, uma crise de abastecimento energético se estabeleceu no país, sendo isso decorrente do fato do Brasil ter em sua matriz energética 72,5% de energia elétrica ofertada pelas usinas hidrelétricas<sup>13</sup>. Em 2001, a falta de chuvas não permitiu o pleno funcionamento das hidroelétricas, o que causou uma crise energética no país, fazendo com que a parcela de participação da energia elétrica na

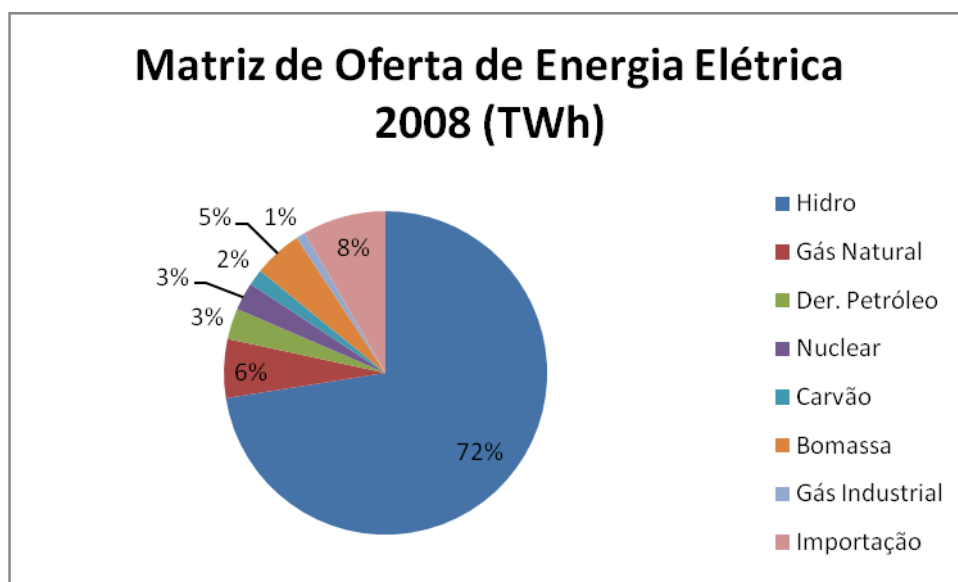
<sup>13</sup> MME – Ministério de Minas e Energia – Resenha Energética Brasileira – Exercício de 2008

oferta interna de energia, que estava se mantendo, desde a década de 90, em uma média de 15%, caiu para 13,6% no ano de 2001<sup>14</sup>.

No Gráfico 4 temos a matriz de oferta de energia elétrica no ano de 2008, o qual evidencia a dependência que o Brasil tem das usinas hidroelétricas. A partir de 2004, o país retomou o crescimento econômico e, junto com ele, o aumento no consumo de energia elétrica.

De acordo com o Ministério das Minas e Energias - MME, a composição setorial do consumo de energia elétrica abrange os seguintes setores: energético, residencial, comercial, público, agropecuário, transporte e industrial. Vale destacar que os setores residencial, comercial e industrial possuem uma grande representatividade no consumo de energia elétrica no Brasil, somando 83% em 2007<sup>15</sup>.

Gráfico 4: Matriz de Oferta de Energia Elétrica – 2008



Fonte: Ministério de Minas e Energia  
Nota: Inclui autoprodutores (50,1TWh)

Dentre os segmentos apresentados no parágrafo precedente, o setor industrial representa 52% do consumo total; o setor residencial ocupa a segunda posição, totalizando cerca de 22% do consumo final dos setores; o setor comercial possui menor representatividade no consumo com média de 12%. Vale destacar que o crescimento do setor residencial se deve à expansão do número de ligações elétricas e ao aumento do consumo por unidade domiciliar, devido ao aumento da renda da população, graças às transferências do governo.

Dentre as cinco regiões brasileiras, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste são as que possuem o menor consumo de energia elétrica do país. Levando-se em conta que a região Norte possui a tarifa média total mais cara dentre as demais regiões no valor de 262,64 R\$/MWh em 2007<sup>16</sup>, o concentrado de indústrias, que representa cerca

<sup>14</sup> MME/EPE - 2007

<sup>15</sup> MME – Ministério de Minas e Energia

<sup>16</sup> ANEEL- Agência Nacional de Energia Elétrica



de 52% no consumo de energia elétrica, é menor que o das regiões sudeste e sul; e que, mesmo tendo uma grande população, como é o caso do Nordeste, essas três regiões concentram a maior parte da população que não tem acesso à rede elétrica, bem como menor renda *per capita*. Porém, aos poucos, essa situação começa a mudar, com a implantação de projetos como “Luz para Todos<sup>17</sup>”, que tem por objetivo levar energia elétrica às áreas remotas que ainda não se disponibilizam de acesso a energia elétrica.

Dentro deste cenário de constante crescimento do consumo de energia, o Brasil, grande consumidor de energia vinda de fontes renováveis, tem aumentado bastante a participação dessas fontes na matriz energética do país. No ano de 1970, a energia hidráulica representava 5,1% da oferta interna de energia, chegando em 2007 a 14,9% do total de energia produzida. Por outro lado, a energia derivada da cana-de-açúcar era responsável por 5,4%, atingindo 15,9%. A soma das outras fontes renováveis era 0,3%, passando para 3,2%. Assumindo um comportamento diferente das outras fontes, a lenha e o carvão vegetal tiveram uma queda, indo de 47,6% a 12%<sup>18</sup>. Em comparação com a oferta de energia a partir de fontes renováveis no mundo, que era de 14% em 2005, o Brasil se destacou apresentando uma oferta de 44%<sup>19</sup>.

O setor energético brasileiro vem passando por reformas que objetivam: (i) garantir as condições para a expansão dos investimentos setoriais ao menor custo; (ii) estimular a competição na geração e comercialização de energia; e (iii) reduzir a dívida pública e melhorar a eficiência produtiva, além da capacidade de investimento das empresas com as privatizações.

### 2.3. O Custo Social da Energia Elétrica

Ao se pensar em geração de energia elétrica, é difícil não associá-la logo de início as hidrelétricas, fonte de geração do qual o Brasil é fortemente dependente. As hidrelétricas são caracterizadas como geradoras de energia limpa, pois não emitem CO<sub>2</sub> na atmosfera, exceto metano, como menciona Muller: “*A energia por hidrelétricas caracteriza-se como não-poluente, já que se utiliza da força da água. Os recursos hidrelétricos são, onde existe esse potencial, os mais econômicos e promissores*” (MULLER, 1995 p.42). Mas, no entanto, impactam no meio ambiente de outras formas: inundação de grandes áreas, comprometendo a fauna e flora da região afetada, alteração no fluxo dos rios, além do problema social de grandes proporções, que se refere à realocação da população residente na área. De maneira ao melhor entendimento dos impactos referentes às hidrelétricas, se utiliza o indicador que mede a potência produzida por hectare (KW/Hectare). Sendo assim, quanto menor essa relação, maior o impacto adverso sobre o meio ambiente. Para o Brasil, a hidrelétrica de Xingó apresentou maior índice, aproximadamente 588,2 KW/Hectare, enquanto a Hidrelétrica de Balbina apresentou 1,1 KW/Hectare, menor índice entre as hidrelétricas do país.

Assim como destaca CARRERA-FERNANDEZ (2008), a expansão desta atividade geradora de energia representa um potencial para perigosos conflitos pelo uso da água, o crescimento da geração hidráulica de energia no país tem impedido o crescimento sustentável de certas regiões, principalmente pela restrição imposta à

<sup>17</sup> Programa Nacional de Universalização do Acesso e Uso da Energia Elétrica

<sup>18</sup> MME – Ministério de Minas e Energia – Resenha Energética Brasileira – Exercício de 2008

<sup>19</sup> MME – Ministério de Minas e Energia – Balanço Nacional de Energia - 2005

expansão da agricultura irrigada. Além disso, mantido os níveis atuais, a produção de energia elétrica pode tornar inviável qualquer projeto de transposição de suas águas para o Nordeste setentrional.

Desta forma, fica claro que a atividade de geração hidráulica não tem internalizado os custos sociais de sustentabilidade nas tarifas de energia elétrica. CARRERA-FERNANDEZ (2008) identificam tais custos sociais que o setor elétrico impõe a sociedade ao: (i) restringir o uso dos recursos hídricos a montante da geração, recursos que poderiam ser utilizados com outras finalidades; (ii) ocasionar perdas por evaporação nos reservatórios, além de alterar a vazão a jusante das hidrelétricas.

A avaliação feita pelos autores mostrou que a sociedade estaria disposta a pagar por uma pequena redução da restrição imposta pelo setor energético à agricultura irrigada. Isso corresponderia ao acréscimo marginal nos lucros da atividade agrícola de irrigação.

O custo de oportunidade da água foi avaliado com base no preço de reserva da água na atividade agrícola de irrigação. Esse preço de reserva seria o lucro adicional que estes produtores obteriam, caso pudessem ampliar a área irrigada de suas lavouras, com a maior disponibilidade hídrica. O preço de reserva é avaliado da forma descrita abaixo:

$$w_a^r = (P_i - P_s)S_i / x_a \quad (34)$$

Onde:

$w_a^r$  - é o preço de reserva da água;

$(P_i - P_s)$  - preço da terra nua irrigável e preço da terra nua não-irrigável (essa diferença representa da terra irrigável em relação a não-irrigável);

$S_i$  - expansão da área irrigável com maior disponibilidade hídrica;

$x_a$  - volume de água que seria disponibilizado pelo setor hídrico para irrigação por unidade de tempo.

Com base na estimativa do preço de reserva, é possível estimar o custo social, que é dado como segue:

$$CS_e = w_a^r x_e / q \quad (35)$$

Onde:

$CS_e$  - é o custo social;

$x_e$  - é a restrição total de vazão que o setor elétrico impõe ao sistema hídrico

$q$  - é a potência instalada com base no potencial hidrológico-topográfico para geração de energia hidrelétrica.

Para as estimativas seguintes, utilizar-se-á a estimativa alcançada por CARRERA-FERNANDEZ (2008)<sup>20</sup> quanto ao custo social para a bacia do São Francisco, que deve subestimar os resultados quanto à redução do consumo, ou seja, a diferença percentual entre o consumo com e sem a introdução de uma política de custo social é inferior (espera-se que esta diferença seja ainda maior), considerando uma estimativa de CS a nível nacional, onde os conflitos pelo uso da água são grandes.

Ao contrário de se pensar que tal política visa penalizar os agentes pelo consumo da energia elétrica, tal política sinalizaria qual o verdadeiro custo da energia. Isto proporcionaria uma mudança de comportamento a estes agentes, ao ponto de que estes utilizariam este recurso de forma mais eficiente, no nível socialmente ótimo.

A forma como se concretizarão as mudanças nas tarifas e/ou na renda dos consumidores terá influência sobre a evolução do consumo de energia elétrica, em proporções ainda a serem quantificadas.

---

<sup>20</sup> Em função da insuficiência de dados para esta estimação, optou-se por utilizar a estimativa de CS para a bacia do São Francisco, que corresponde a R\$ 13,32 por MWh.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 Modelo Teórico

##### 3.1.1 Teoria do Consumidor

Ao analisar-se o comportamento, a princípio, da demanda por energia do setor residencial, nota-se que se trata de um problema de maximização de utilidade sujeita a restrição, onde o consumo do bem em questão, energia, é função do nível de renda e preço.

Neste caso, o indivíduo maximiza sua função utilidade, definida para  $n$  bens, sujeito a seu nível de renda dado por  $p_1x_1 + \dots + p_nx_n \leq w$  (restrição orçamentária).

Analogamente, é possível vislumbrar o mesmo problema através de curvas de indiferença, onde a combinação de várias delas em um plano  $X \times Y$  da origem a um mapa de indiferença. Cada uma destas curvas fornece a combinação de cestas de consumo que possibilita que o consumidor se mantenha indiferente entre elas. Em termos práticos, quanto mais distantes estiverem uma destas curvas em relação à origem, maior será a preferência do consumidor a este conjunto de cestas associado a esta curva.

A maximização deste problema se dá no ponto onde a restrição orçamentária do indivíduo se iguala ao ponto de tangência da curva de indiferença. Neste ponto a taxa marginal de substituição, taxa à qual o consumidor está disposto a trocar um bem pelo outro, mantendo-se constante o nível de satisfação, se iguala a taxa à qual o mercado se dispõe a trocar um bem pelo outro.

##### 3.1.2 Teoria da Firma

Diferentemente do problema de maximização da utilidade referente à escolha do consumidor, os setores comercial e industrial se mostram diante de um problema de maximização dos lucros e minimização dos custos.

A firma tentará identificar qual é a quantidade ótima a ser produzida que lhe forneça o lucro máximo. Sendo assim, diferenciando-se entre curto e longo prazo, pela condição de primeira ordem, a firma está apta a identificar a quantidade produzida de  $x_i$  \* no ponto em que o preço se iguale a seu produto marginal.

Segundo MAS-COLELL (1995), uma importante implicação da teoria da escolha da firma quanto ao plano de produção e maximização dos lucros, é que não há meios pelos quais a firma possa produzir o mesmo montante de produtos a menores custos totais de insumos. Sendo assim, a teoria de minimização de custos é um importante fator para maximização dos resultados

##### 3.1.3 Elasticidade da Procura (Demanda)

Antes de se prosseguir com os estudos da Demanda, se faz necessário trabalhar o conceito de Elasticidade preço da Demanda. Em sua mais simples expressão conceitual,

é a relação existente entre as alterações provocadas nas quantidades demandadas, decorrentes de alterações relativas introduzidas nos preços. A depender dos valores alcançados para as elasticidades, podemos classificar as elasticidades-preço da demanda como unitária,  $\varepsilon = |1|$ ; inelástica,  $\varepsilon < |1|$ , ou elástica  $\varepsilon > |1|$ .

### 3.1.4 Considerações sobre a Demanda por Energia Elétrica

TAYLOR (1975) destaca que, apesar da identificação do comportamento do consumo de energia com um problema de maximização de utilidade, *a priori*, existem razões para que o comportamento da demanda por energia não possa ser representado desta forma. Para o autor, o indivíduo consumidor não está diante de um preço único, mas de uma tabela de preços em que a eletricidade pode ser adquirida em blocos de preços marginais decrescentes. Existem alguns bens que possuem particularidades quanto à relação preço e quantidade demandada, dificultando a especificação de suas demandas. Essas especificidades abrem espaço para que se discuta a utilização de preços marginais ou médios. Para TAYLOR (1975), a especificação mais correta para uma função de demanda de um bem que possui preços em bloco é a que engloba preços marginais e médios.

Em MATTOS (2005), estudos para o Brasil vêm aplicando a variável preço médio nas estimações, primeiro em função da não disponibilidade de obtenção da tarifa marginal, e segundo que é de conhecimento do consumidor a tarifa média, quando este decide alterar seu padrão de consumo de energia. Para os demais setores, seu comportamento é melhor descrito como sendo representado por uma função de minimização de custos. Contudo, como para qualquer das classes a demanda por energia elétrica surge da necessidade de se fazer um aparelho ou equipamento funcionar, ela pode ser melhor classificada como um fator que participa da atividade produtora de bens, SCHMIDT e LIMA (2004), e a representação desta função demanda derivada, pode ser melhor dada em (11)<sup>21</sup>:

$$\text{Log}C_t = \text{Log}k + \beta_1 \text{Log}Y_t + \beta_2 \text{Log}T_t + \beta_3 \text{Log}P_t + \beta_4 \text{Log}S_t \quad (1)$$

onde:

$C_t$  é o consumo (residencial, comercial, Industrial), de energia elétrica no tempo;

$k$  é uma constante.

$Y_t$  é a renda (PIB *pc* para o setor residencial, PIB industrial para o setor industrial e PIB serviços para o setor comercial);

$T_t$  é a tarifa (residencial, comercial, Industrial), de energia elétrica no tempo;

$P_t$  é o preço dos eletro-intensivos no tempo;

<sup>21</sup> A função de demanda Cobb-Douglas foi utilizada por Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Schmidt e Lima (2004), Siqueira *et alii.* (2006).

$S_i$  é o preço dos substitutos da energia elétrica no tempo (apenas inserido na função consumo industrial – *proxy*: combustíveis e lubrificantes);

$\beta, \beta_2, \beta_3$  e  $\beta_4$  são as elasticidades renda, preço, preço dos eletro-intensivos e preço dos substitutos.

Quanto ao comportamento das variáveis em (1), esperamos que  $\beta, \beta_4 > 0$  enquanto que  $\beta_2, \beta_3 < 0$ . Em outras palavras, sendo a elasticidade renda e preço dos substitutos positiva, caracteriza uma elevação no consumo em detrimento de uma elevação destas variáveis e sendo as demais elasticidades negativas, caracteriza uma redução no consumo pela elevação de seus valores.

Para melhor tratar os aspectos da introdução da abordagem Log-Linear, considera-se o seguinte modelo de regressão exponencial:

$$Y_i = \beta_1 X_i^{\beta_2} e^{u_i} \quad (2)$$

Tal expressão pode ser representada também por:

$$\ln Y_i = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln X_i + u_i \quad (3)$$

Desta forma podemos elencar dois aspectos especiais do modelo log-linear: O primeiro diz respeito ao coeficiente de elasticidade entre Y, X e  $\beta_2$ , permanecer constante que também é conhecido como modelo de elasticidade constante, em função de a média ser constante e a variância estável. O outro aspecto deste modelo é o termo de intercepto ser tratado de maneira secundária, não sendo necessário se preocupar em obter sua estimativa não-tendenciosa.

### 3.1.5 Estimação da Tarifa Ótima (Reajuste Tarifário)

É por meio do reajuste das tarifas que o CS é internalizado, já que o setor elétrico estaria estabelecendo um mecanismo de correção de distorções entre preços de mercado e preços sociais, além de permitir que as concessionárias adotem níveis tarifários compatíveis com as novas condições de concorrência e tecnologia gerando ganhos a sociedade.

Com base na metodologia descrita em CARRERA-FERNANDEZ (2008), as tarifas ótimas de energia elétrica são determinadas a partir da solução do seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} \gamma_j^* / (1 + \gamma_j^*) = \alpha / |\varepsilon_j| & (4) \\ \sum_j \gamma_j^* T_j S_j - CS_e = 0 & (5) \end{cases} \quad \forall j = 1, \dots, n$$

Onde:

$\gamma_j^*$  - é a alíquota ótima de reajuste;

$\alpha$  - é uma constante de proporcionalidade que reflete a diferença relativa entre benefício e custos marginais;

$|\varepsilon_j|$  - é a elasticidade preço da demanda em módulo da classe j;

$T_j$  - é a tarifa da classe j;

$S_j$  - é a proporção do consumo da classe j.

Dessa forma, ao se reajustarem as tarifas, o maior peso deste reajuste tende a recair sobre os consumidores que melhores condições têm de suportar este custo, assim como menores serão os reajustes sobre aqueles com menores condições. Essa dinâmica visa reduzir as distorções na economia. Para os setores com menor elasticidade preço da demanda, o peso de reajuste será maior, em decorrência da baixa sensibilidade, ou seja, o setor que apresenta estas características é pouco afetado por políticas tarifárias, exigindo maior reajuste. No caso dos setores com maior elasticidade preço, menores serão os reajustes. É praticando tarifas e reajustes diferenciados que a distorção na utilização de energia elétrica, em relação aos seus níveis ótimos, é minimizada.

Para o presente trabalho, serão utilizadas as elasticidades preço da demanda alcançada nas estimações na primeira parte deste trabalho para os três setores. Utilizar-se-ão os valores previstos inicialmente para comparações, na tentativa de captar a redução imposta ao consumo pela introdução desta política. Após a estimação da alíquota ótima pela metodologia tratada em CARRERA-FERNANDEZ (2008), aplicaram-se os reajustes sobre a tarifa (os reajustes ótimos compreenderam o período de 2009-2017) e se re-estimou o VAR/VEC, no intuito de identificar a redução provocada por esta política sobre o consumo para este período.

Para cada período obteve-se a elasticidade preço da demanda, utilizando-se dos valores previstos do consumo, além do comportamento esperado das demais variáveis construído no quadro de cenários.

### 3.2 Descrição da Metodologia

Alguns trabalhos que tratam da estimação do consumo por energia elétrica utilizaram métodos clássicos<sup>22</sup>, com o intuito de comparar os resultados e a modelagem de Vetores Alto Regressivos – VAR. Este último baseado no procedimento de JOHANSEN (1988) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990) para identificar os coeficientes de co-integração.

Ao lidarmos com estimações por métodos clássicos, particularmente MQO, se faz necessário saber se há alguma relação de simultaneidade entre as variáveis. Em alguns modelos há presença de uma única variável dependente  $y$  e uma ou mais variáveis independentes  $x$ . Neste caso, busca-se a estimação ou previsão do valor médio de  $y$

---

<sup>22</sup> Os métodos clássicos a que nos referimos são MQO – Mínimos Quadrados Ordinários e IV – Variáveis Instrumentais

condicionado a valores fixos de  $x$ . Em outras palavras, a relação causa e efeito vai de  $x$  para  $y$ . A questão é que nem todos os modelos apresentam este comportamento de uma única variável dependente. Isso ocorre quando  $y$  é determinado por alguns desses  $x$  e algum destes  $x$  forem determinado por  $y$ , havendo alguma relação de mão dupla ou simultaneidade. No caso da utilização de MQO desconsiderando a presença de simultaneidade, há de se ter estimadores inconsistentes e viesados<sup>23</sup>, ou seja, à medida que a amostra se expande indefinidamente, os estimadores não irão convergir para seus verdadeiros valores.

Em se identificando simultaneidade entre as variáveis, teremos mais de uma equação representativa e todas estas variáveis devem ser tratadas igualmente. A modelagem por VAR<sup>24</sup> considera que as variáveis em questão são determinadas endogenamente não havendo variáveis exógenas neste sistema, GUJARATI (2006). A preocupação em relação à existência de simultaneidade diz respeito à possibilidade dela existir entre a variável  $C_t$  - consumo de energia e a variável  $T_t$  - tarifa média. Neste caso, acredita-se que o consumo é determinado pela tarifa, mas existe a possibilidade da tarifa ser determinada pelo consumo.

### 3.2.1 Ajuste do Modelo VAR

Para a estimação pela modelagem VAR, precisa-se definir o comprimento máximo da defasagem. Em alguns trabalhos pode-se encontrar a aplicação de critérios como o de Akaike ou Schwarz e escolher os valores para a defasagem que apresentam menores valores entre os critérios, e o critério de Schwarz e Hanan-Quinn, onde a princípio se opta pelo valor de defasagem que minimiza os valores para Schwarz e Hanan-Quinn, e posteriormente pelo teste de significância da defasagem mais alta. Outro ponto que merece destaque, tratado em GUJARATI (2006), é a possibilidade de utilização do método de tentativa e erro, ou seja, mesmo que haja a determinação do número de defasagens pelos critérios elencados acima, ainda existe a possibilidade de ajustamento do modelo na tentativa de alcançar melhores resultados.

Em termos matemáticos, o VAR toma a forma descrita abaixo:

$$x_t = A_1x_{t-1} + \dots + A_px_{t-p} + \beta y_t + \zeta_t \quad (6)$$

onde  $x_t$  é um  $k$  vetor de variáveis endógenas,  $y_t$  é um  $d$  vetor de variáveis exógenas,  $A_1, \dots, A_p$  e  $\beta$  são matrizes de coeficientes a serem estimados e  $\zeta_t$  é o vetor de distúrbio não auto-correlacionado (inovação), com média zero e matriz de covariância contemporânea  $E[\zeta_t \zeta_t'] = \Omega$ , GREENE (2002).

Dentre as vantagens da utilização deste tipo de modelagem, podemos destacar a não necessidade de distinção entre quais variáveis são exógenas e quais são endógenas, evitando lidar com simultaneidade, ou seja, considera-se que todas as variáveis são

<sup>23</sup> Um dos pilares do MQO é que as variáveis explanatórias  $x$  são não estocásticas, ou se estocásticas, são independentes do termo de erro estocástico. Caso estas premissas não sejam respeitadas, encontramos problemas como os descritos.

<sup>24</sup> O termo auto-regressivo se dá pelo fato da defasada da variável dependente aparecer do lado direito e o termo vetorial por tratarmos de um vetor de uma ou mais variáveis.



endógenas. Além disso, as previsões obtidas por esta modelagem são, em muitos casos, melhores que as obtidas por modelos de equações simultâneas, GUJARATI (2006), e em muitos outros trabalhos que abordam esta questão, tem utilizado este mesmo procedimento.

De acordo com os procedimentos tratados em ENGLE e GRANGER (1987), abordando o conceito de co-integração, recomenda-se que as séries não-estacionárias sejam utilizadas em primeira diferença, ainda que se possa utilizá-las em nível sem que se incorra no problema de regressão espúria<sup>25</sup>.

### 3.2.2 Teste de Raiz Unitária

Para o ajuste do modelo irão se proceder alguns testes, a princípio, de Raiz Unitária para identificar se as séries são ou não estacionárias. O exemplo mais comum de série não estacionária é o passeio aleatório (*random walk*) que é descrito abaixo:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \text{ para } -1 \leq \rho \leq 1 \quad (7)$$

onde  $u_t$  é um termo de ruído branco.

Subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os lados da equação (7), obtemos a equação (8') abaixo:

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t \quad (8)$$

ou

$$\Delta y_{t-1} = \delta y_{t-1} + u_t \quad (8')$$

onde  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador de primeiras diferenças. Em termos práticos, testa-se a hipótese  $\delta = 0$ , ou seja,  $\rho = 1$ , pela estimação de (8'). Em se aceitando esta hipótese, há presença de raiz unitária, o que nos leva a concluir que a série é não-estacionária.

Para identificação de presença de raiz unitária nas séries, utilizar-se-á o teste *Dickey-Fuller Aumentado* (ADF). Vale ressaltar que pela natureza do processo de raiz unitária, o passeio aleatório pode apresentar tendência determinística ou estocástica, deslocamento ou não. A princípio procurou-se determinar o número ótimo de defasagens, iniciando com um valor elevado e se verificando sua significância. Caso fosse significativa, passaria a se determinar a inclusão de constante e tendência. Caso fosse significativa com o número ótimo de defasagens e com a inclusão da constante e tendência, manter-se-ia, caso contrário se retiraria.

### 3.2.3 Teste de Co-integração

Caso se identifique que não há presença de raiz unitária nas séries em primeira diferença, e sejam I(1) – mesma ordem de integração - é possível que possam ser co-

---

<sup>25</sup> Uma regressão espúria quando não apresenta significado econômico para o fenômeno, quando as variáveis apresentam uma tendência estocástica e não determinística.

integradas. Uma vez que estes requisitos sejam atendidos, o passo seguinte foi testar a existência de co-integração entre as séries utilizando o procedimento tratado em JOHANSEN (1988), para a especificação de um modelo VAR.

ENGLE e GRANGER (1987) assinalaram que a combinação de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária. Caso exista uma combinação linear estacionária, a série de tempo não estacionária é dita co-integrada. Em termos práticos, se uma equação é co-integrante, pode haver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Baseando-se nos testes propostos por JOHANSEN e JUSELIUS (1990), pode-se determinar o número de vetores de co-integração. São eles: estatística traço ou ( $\lambda_{trace}$ ), e máximo autovalor (*eigenvalue*) ou  $\lambda_{max}$ .

### 3.2.4 Vetor de Correção de Erros

Por fim, após determinados o número de equações co-integrantes, passa-se ao ajuste do VAR anteriormente tratado. Até este ponto, foram feitos os procedimentos de ajuste da modelagem VAR, determinando a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. No entanto, não se descarta a possibilidade de haver algum desequilíbrio de curto prazo, isto a depender da magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. O Vetor de Correção de Erros (MCE ou VEC) pode conduzir as variáveis ao equilíbrio, e pelo termo de erro, ligar o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo, de acordo com MATTOS (2005), ou seja, os desvios de equilíbrio de longo prazo são corrigidos gradualmente através de uma série de ajustamentos de curto prazo parciais.

Em termos práticos, considera-se a equação de co-integração abaixo sem a presença de *lags* e contendo apenas uma função de co-integração:

$$\Delta y_{2,t} = \beta y_{1,t} \quad (9)$$

a correspondente representação VEC desta equação é dada abaixo:

$$\Delta y_{1,t} = \alpha(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (10)$$

$$\Delta y_{2,t} = \alpha(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (11)$$

Considerando este simples exemplo, no lado esquerdo temos as primeiras diferenças das variáveis  $y_1$  e  $y_2$ . No lado direito da equação encontra-se o termo de correção de erros, e este é igual a zero. Caso  $y_1$  e  $y_2$  se desviem de suas relações de equilíbrio de longo prazo, este termo de correção de erros não mais será zero. Neste sentido,  $\alpha_i$  irá medir a velocidade de ajustamento da  $i$ -ésima variável endógena em direção ao equilíbrio.

### 3.2.5 Teste $LM^{26}$ para autocorrelação

Na tentativa de se identificar a existência de autocorrelação entre os resíduos, pelo teste de Breusch e Godfrey, é possível identificar a existência de regressores não estocásticos como, por exemplo, o valor defasado do regressando  $Y$ , ou seja,  $Y_{t-1}$  e  $Y_{t-2}$ .

Segundo GUJARATI (2006), supondo que o termo de erro  $u_t$ , seja gerado por um esquema autoregressivo de ordem  $p$ ,  $AR(p)$ :

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde  $\varepsilon_t$  é o termo de erro de ruído branco.

A hipótese que irá ser testada é:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 \quad (13)$$

Ou seja, não há correlação serial de qualquer ordem. Ainda segundo o autor, Breusch e Godfrey demonstram que para uma amostra tecnicamente infinita, tem se:

$$(n-p)R^2 \sim \chi_p^2 \quad (14)$$

Caso  $(n-p)R^2$  seja maior que o valor crítico da estatística qui-quadrado, pode-se rejeitar a hipótese nula, sendo pelo menos um dos coeficientes  $\rho$  estatisticamente diferente de zero, ou seja, concluímos pela presença de autocorrelação. Do contrário, aceitando a hipótese nula, temos que todos são estatisticamente diferentes de zero. Neste caso, não há presença de correlação serial.

### 3.3 Base de Dados

A princípio a base de dados poderia assumir três periodicidades: anual, a qual é adotada neste trabalho (1975-2006), trimestral e mensal. Com relação aos dados trimestrais, não havia de fato disponibilidade para a variável tarifa média. Na questão dos dados mensais, havia disponibilidade para as variáveis em questão, todavia a série seria iniciada apenas a partir de 1990. Até então seria possível trabalharmos com esta periodicidade, no entanto como o presente trabalho, em conformidade com planos decenais, realizar-se-á previsões cujo horizonte é de longo prazo, não seria factível se utilizar séries mensais<sup>27</sup>. Além disso, como resultados anteriores alcançados foram

<sup>26</sup> O teste se embasa no princípio do Multiplicador de Lagrange

<sup>27</sup> Em exemplo tratado em Siqueira *et alli* (2006), para um horizonte de cinco anos e com dados mensais, estaríamos realizando previsões 60 passos a frente, ou seja, estaríamos realizando previsões mensais e em 60 meses teríamos previsões para o horizonte de cinco anos. Os autores consideram que tal procedimento é desaconselhável.

obtidos com séries anuais, pode-se utilizar destes resultados como referência para as estimativas a serem alcançadas neste trabalho. Dessa forma, a utilização de séries anuais torna-se a melhor escolha.

Abaixo, na Tabela 5, encontra-se, em resumo, a definição e as respectivas fontes, além do tratamento dado as variáveis de relevância para a estimação do consumo pertinente aos três setores:

Tabela 5: Fonte e Dados Utilizados

Variáveis (série anual 1975-2006)	Fontes e Tratamento
Caso Residencial	
C Consumo Residencial Total (MWh)/População	Eletrobrás <i>in</i> IPEA
Y PIB <i>per capita</i> (milhões) preços 2008	IBGE - Contas Nacionais <i>in</i> IPEA
T Tarifa Média Residencial (MWh) preços 2008	Eletrobrás <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA
P IPA-OG (eletrodomésticos) preços 2008	FGV/Conju. Econômica <i>in</i> IPEA - Deflator IPA-DI
Caso Industrial	
C Consumo Industrial Total (MWh)	Eletrobrás <i>in</i> IPEA
Y PIB pm (milhões)	IBGE - Contas Nacionais <i>in</i> IPEA – IGP-DI
T Tarifa Média Industrial (MWh)	Eletrobrás <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA
P IPA-OG (Máquinas e Equipamentos Industriais)	FGV/Conju. Econômica <i>in</i> IPEA - Deflator IPA-DI
S IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes)	FGV/Conju. Econômica <i>in</i> IPEA - Deflator IPA-DI
Caso Comercial	
C Consumo Comercial (MWh)	Eletrobrás <i>in</i> IPEA
Y PIB pm (milhões) preços 2008	IBGE - Contas Nacionais <i>in</i> IPEA – IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA
T Tarifa Média Comercial (MWh) preços 2008	Eletrobrás <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA
P IPA-OG material elétrico preços 2008	FGV/Conju. Econômica <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA

Fonte: Elaboração própria

Cabe mencionar que uma importante ferramenta para a elaboração de previsões é a construção de cenários possíveis para as variáveis do modelo, um exercício fundamental no que se refere a planejamento. Desta forma serão construídos cenários em acordo com estudos de órgãos como IBGE e MME/EPE, identificando as possíveis evoluções esperadas pelas variáveis no tempo.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA O SETOR RESIDENCIAL

### 4.1 Testes de Raiz Unitária (ADF)

Para a estimação do comportamento da demanda por energia, foi aplicado inicialmente o logaritmo sobre os valores apresentados pelas variáveis renda, preço dos intensivos em energia elétrica, tarifa e consumo, além de uma *dummy* que tentará suavizar os efeitos ocasionados ao consumo pelo racionamento.

Posteriormente foram feitos testes de Raiz Unitária para verificar se as séries são estacionárias. Em se identificando pelo referido teste que as séries apresentam este comportamento, poderá então proceder-se o teste de co-integração. No geral, as séries econômicas são estacionárias de ordem I(1). Abaixo se encontram os testes de Raiz Unitária (ADF)<sup>28</sup> para todas as quatro séries.

Tabela 6: Teste de Raiz Unitária

Variável em Log	Termos da Equação	Número de Defasagens*	Estatística do Teste ADF	Valor Crítico	
				5%	1%
$\Delta C_{res}$	Constante e Tendência	0	-3,8297	-3,5683	-4,2967
$\Delta T_{res}$	Constante e Tendência	0	-6,6742	-3,5683	-4,2967
$\Delta P_{res}$	Constante e Tendência	0	-5,2282	-3,5683	-4,2967
$\Delta Y_{res}$	Constante e Tendência	4	-6,2208	-2,9810	-3,7114

(\*) foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Schwarz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Dessa forma, em resumo aos resultados apresentados pela tabela acima, em primeira diferença, as séries são estacionárias ao nível de 1% e 5%, exceto para o caso do consumo que aceita a hipótese de presença de raiz unitária ao nível de 1%. Com isso, podemos afirmar que as séries são I(1) ao nível de 5% e é possível que sejam co-integrantes.

### 4.2 Testes de Co-Integração e Relação de Longo Prazo entre as Variáveis

Uma vez que foi possível identificar que as séries são estacionárias, é possível que se possa testar a hipótese de que estas séries são co-integrantes. O procedimento utilizado será o que foi proposto por Johansen, tomando por base a especificação de um modelo VAR.

Assim como para o teste de identificação de Raiz Unitária há necessidade da correta determinação do número de defasagens, o mesmo será feito para a determinação do número de defasagens para o teste de co-integração, além da presença de termos determinísticos, como a presença de uma variável *dummy*. Será utilizado o critério de

<sup>28</sup> Teste Dickey-Fuller Aumentado para identificação de estacionaridade entre as séries

decisão pelo número de defasagens que minimizou os Critérios de Informação de Schwarz e de Hannan- Quinn para a determinação do número de defasagens do VAR. Os resultados são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7: Definição do Número de Defasagens do VAR

Defasagens	AIC	HQIC	SBIC
0	-2.165	-2.047	-1.788
1	-10.070	-9.715* <sup>29</sup>	-8.938*
2	-10.251	-9.661	-8.367
3	-10.404*	-9.578	-7.763

Fonte: Dados da Pesquisa

Obs: AIC – Akaike, SBIC – Schwarz e HQIC – Hannan-Quinn

(\*) Menores Valores

Pelos resultados apresentados acima, opta-se pelo valor das defasagens que representa o menor valor dos critérios. Como nos utilizamos anteriormente para determinação das defasagens do teste de Raiz Unitária o critério de Schwarz, nos utilizaremos dele para determinação das defasagens do VAR, incluindo 1 defasagem.

Como variável exógena, foi incluída uma *dummy* de intercepto binária (tendência) que irá captar a quebra de inclinação gerada pelo racionamento. Neste caso, a *dummy* sinalizará com valor 1 para os anos de 2001 e 2002 e nos demais anos 0, na tentativa de captar a quebra estrutural ocorrida na série de consumo em decorrência do racionamento ocorrido em 2001. A configuração desta variável está como segue:

Tabela 8: Determinação das *dummies*

Período	<i>dummy</i>
1975-2000	0
2001-2002	1
2003-2006	0

Fonte: Elaboração própria

Posteriormente, realizou-se o teste proposto por JOHANSEN (1988), com o objetivo de encontrar, caso exista, uma relação de longo prazo entre as variáveis e o(s) vetor (es) de co-integração. Para tanto, baseou-se nos dois testes desenvolvidos por JOHANSEN e JUSELIUS (1990), capazes de determinar o número de vetores de co-integração. São eles  $\lambda_{trace}$  e o teste do máximo autovalor (*eigenvalue*). Abaixo nas Tabelas 9 e 10, resumem-se os resultados destes testes.

No que se refere à determinação pela inclusão ou não de constante e tendência, como citado em MATTOS (2004), procede-se pela análise gráfica, no caso, pela proximidade entre os valores previstos e observados, bem como pela significância dos termos.

<sup>29</sup> Os valores encontrados para os Critérios de Informação de Akaike e Schwarz foram negativos. É possível que tal comportamento possa ser observado pela representação matemática dos critérios:  $AIC = -2l/T + 2k/T$  e  $SBIC = -2l/T + (k \log T)/T$ , onde L representa o log da função de verossimelhança, T o número de parâmetros e  $k = \log(n)$ , para n=número de observações.

Tabela 9: Teste  $\lambda_{trace}$  para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Traço	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	76.42459	71.47921	63.87610
No máximo 1	41.76389	49.36275	42.91525
No máximo 2	21.21403	31.15385	25.87211
No máximo 3	2.581015	16.55386	12.51798

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 10: Teste de Autovalor para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Máx-Eigen	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	34.66070	37.48696	32.11832
No máximo 1	20.54986	30.83396	25.82321
No máximo 2	18.63302	23.97534	19.38704
No máximo 3	2.581015	16.55386	12.51798

Fonte: Dados da Pesquisa

De acordo com o teste de traço ( $\lambda_{trace}$ ), aos níveis de 1% e 5% não se pode rejeitar a hipótese de presença de co-integração entre as séries. Para o nível de 1% e 5% temos no máximo 1 função de co-integração para a estatística traço. Para a estatística de Autovalor para 1% nenhuma função co-integra, já para 5% há no máximo 1 função de co-integração. Optaremos por utilizar uma só função de co-integração, a que exprime o comportamento do consumo diante das demais variáveis. Abaixo temos os coeficientes de co-integração normalizados:

## Vetor de Co-integração Normalizado

CRES	YRES	TRES	PRES	Trend
1.000000	-1.794449	0.706652	0.701029	0.063985
	(0.33453)	(0.07634)	(0.07923)	(0.01058)

Obs: Em parênteses Desvio Padrão

Fonte: Dados da Pesquisa

Com base nesses resultados, podemos afirmar que os sinais estão de acordo com o sugerido pela teoria econômica<sup>30</sup>, e os coeficientes são significantes. Conclui-se também que demanda por energia não é tão inelástica a tarifa, já que esta variável apresentou um coeficiente maior do que outros trabalhos anteriores. Pelo efeito imposto pelo racionamento, podem os consumidores desta classe ter reestruturado seu comportamento, passando a consumir menos em função do novo hábito de consumo adquirido após a política de redução no consumo por energia elétrica. Abaixo se apresenta esta relação.

$$C_t^{res} = 1,79Y_t^{res} - 0,707T_t^{res} - 0,701P_t^{res} - 0,064t \quad (15)$$

<sup>30</sup> Ver p. 17



O comportamento da elasticidade preço da demanda estimada se mostrou similar ao encontrado pelos trabalhos de LEITE (2006), -0,9 e IRFFI *et al.* (2006), -0,504. O valor apresentado pela elasticidade da variável preço dos intensivos em energia se mostrou menor que o da elasticidade preço da demanda, que parece ser razoável, considerando que os consumidores se mostram mais sensíveis a alterações no preço do serviço (tarifa), do que no preço dos bens (eletrodomésticos), sendo, pois, a tarifa maior determinante na redução do consumo. No entanto seu valor se mostra elevado, o que significa dizer que seu impacto sobre o consumo é relevante.

No que se refere à elasticidade renda de longo prazo, seu valor se mostrou elevado, não tendo referência na literatura analisada. Apesar disto, seu valor se mostra maior que 1, como os encontrados em LEITE (2006); 1,18, e SIQUEIRA *et al.* (2006); 1,4 e MODIANO (1984); 1,13.

No entanto, é plausível que o valor alcançado pela elasticidade renda se apresente maior em relação a trabalhos anteriores, em função das políticas de crédito ou mesmo transferências de renda governamentais que possam ter impactado de maneira positiva sobre o consumo de energia. É interessante notar que, como tratado em ANDRADE e LOBÃO (1997), a elasticidade renda capta os efeitos que a renda exerce sobre a aquisição do serviço, bem como sobre a aquisição de bens intensivos em energia, afetando o estoque, caracterizando os efeitos diretos e indiretos da renda sobre a demanda.

O crédito no Brasil pode ser dividido em três fases desde 1990. A primeira fase (1990-1994) foi marcada pela forte expansão e contração promovida pelos planos de estabilização que se refletiam no controle inflacionário (promoção ou contração da inflação), repercutindo sobre a demanda agregada. Já na segunda fase (anos após a estabilização inflacionária), o crescimento do crédito foi interrompido pelas crises internacionais: Ásia (1997), crise da Rússia (1998) e também pela desvalorização cambial de 1999. Sendo assim, o crescimento do crédito entre 1995-1997 foi praticamente medíocre. Por fim, na terceira fase, meados de 2003, com a criação de novas modalidades de crédito pelos bancos comerciais, tal fase caracterizou-se pelo mais longo ciclo expansionista dos últimos dez anos. Em setembro de 2006, o crédito como proporção do PIB atingiu 33%, seu nível mais elevado desde 1995, SARDEMBERG (2009).

Além do que foi colocado acima, levando-se em conta o efeito indireto da renda, efeito sobre o estoque de bens eletrodomésticos, com o controle inflacionário proposto pelos órgãos competentes, o preço dos itens intensivos em energia elétrica para o setor residencial mostrou tendência de queda, na série analisada, e segundo o relatório da Eletrobrás (2007), além dos fatores citados acima que corroboraram para o desempenho do consumo da classe residencial, tem-se a queda na taxa de juros, estimulando o consumo dos eletrodomésticos, valorizando o efeito da elasticidade renda. A junção destes dois efeitos, direto e indireto, fez com que o peso da elasticidade renda sobre o consumo de energia fosse maior que a dos demais trabalhos analisados nesta bibliografia.

### 4.3 Vetor de Correção de Erros e Previsões

Na tentativa de melhor ajustar o modelo, foram feitas previsões *ex post*, com o intuito de averiguar a capacidade de previsão do modelo. Foram desconsiderados da série os dois últimos anos, no caso 2007 e 2008, que passaram a ser a base de comparação, onde irá se confrontar os valores previstos para estes dois últimos anos, com dados de 1975-2006, com os valores observados destes dois anos (valores reais). Abaixo se encontram os valores previstos e reais bem como a variação entre eles.

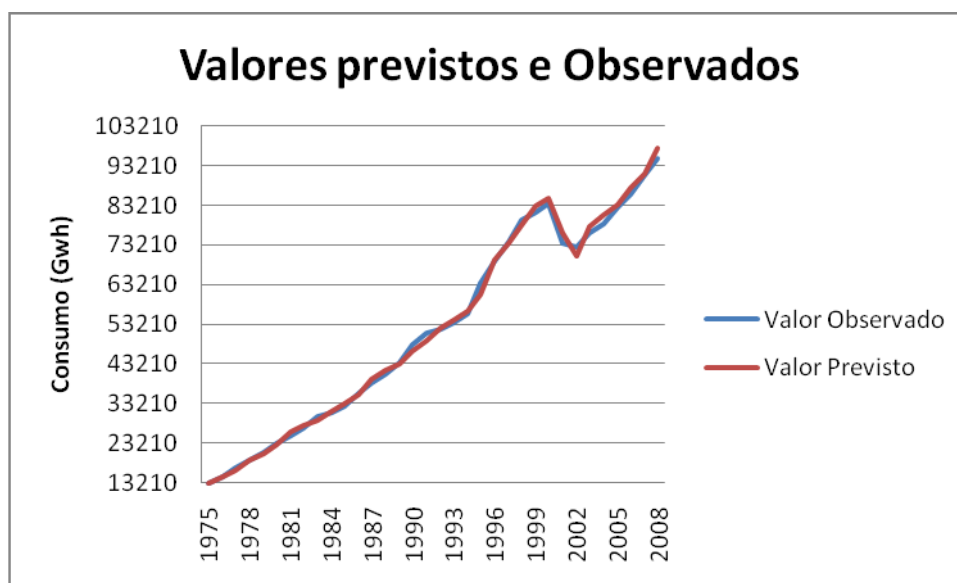
Tabela 11: Previsão *ex post* (one-step ahead)

Período	Valores Observados (MWh)	Valores Previstos (MWh)	Diferença (MWh)	Diferença %
2007	90.940.000,00	91.205.763,28	265.763,28	0,29
2008	94.912.000,00	97.503.365,26	2.591.365,26	2,73

Fonte: Dados da Pesquisa

Pela análise da diferença percentual entre os valores previstos e observados, conclui-se como ótima a forma como o modelo foi ajustado, pelo baixo valor apresentado. Quanto ao Vetor de Correção de Erros, optou-se apenas por representar a relação entre as variáveis em  $C_t$ , já que o objetivo deste trabalho é traçar as relações de demanda por energia e seus principais determinantes. Abaixo seguem as estimativas, representadas na Tabela 12 e no gráfico 5, que traçam o comportamento dos valores previstos e observados para o período em questão:

Gráfico 5: Valores Previstos e Observados do Consumo Residencial 1975-2008



Fonte: Dados da Pesquisa

Com base na representação gráfica acima, foi possível afirmar que o modelo da forma como foi ajustado seria um bom previsor, considerando a proximidade entre os valores reais para cada período comparado aos valores previstos correspondentes e, como dito anteriormente, a análise gráfica foi utilizada também como ferramenta para determinação de inserção ou não de constante e tendência.

Tabela 12: Estimação de  $\Delta C_t^{res}$ 

Variável Explicativa	Coefficiente	Teste de Qualidade	
$u_{t-1}$	-0.196981 (0.06359)	R <sup>2</sup>	0,72
$k$	0.064002 (0.01034)	Teste LM	14,8 (0,539)
D	-0.132260 (0.02568)	Teste Normalidade Heterocedasticidade (White)	11,91 (0,152) 153,6 (0,406)

Fonte: Dados da Pesquisa

(\*) *p-value* em parênteses

Por tanto a equação de correção de erros relativa à variável consumo de energia elétrica pode ser escrita como segue:

$$\Delta C_t^{res} = 0,064 - 0,197u_{t-1} - 0,132D + \varepsilon_t^C \quad (16)$$

Pelo VEC estimado, a velocidade de ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é 0,197, ou seja, 19,70% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido a cada período. Significa dizer que a classe Residencial levaria aproximadamente seis anos para ajustar a quantidade demandada dessa energia a eventuais choques nas tarifas e/ou na renda dos consumidores

Cabe ainda ressaltar que os resíduos do VEC estimados são normalmente distribuídos, homocedásticos e não-autocorrelacionados conforme mostram os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) para correlação serial, White para Heterocedasticidade e o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos.

De acordo com os resultados, concluímos que o modelo está bem ajustado e pode ser considerado um bom previsor. Desta forma irá se proceder com as previsões para o período posterior a 2008 com base no ajuste que gerou os resultados acima. Antes, porém, se faz necessária a construção de cenários que possam caracterizar a evolução das variáveis relevantes, sendo assim, terá como base para a construção destes cenários os estudos feitos pela Eletrobrás, EPE/MME e IBGE. Nestes estudos são considerados como variáveis relevantes: dinâmica da economia mundial, inserção externa do país, distribuição da renda, privatização da geração de energia elétrica, crescimento econômico.

Em resumo, trataremos de descrever a suposta evolução destas variáveis com base em estudos dos órgãos anteriormente citados. A tabela 13 abaixo exprime este comportamento:

Tabela 13: Construção dos Cenários

<b>Cenário 1: Alto crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4,5%	4,5%	5%	5,5%	5,5%	6%	6%	6%
Tarifa	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%
População	0,99%	0,93%	0,87%	0,82%	0,77%	0,73%	0,70%	0,67%	0,64%
<b>Cenário 2: Intermediário Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4%	4%	4%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%
Tarifa	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
População	0,99%	0,93%	0,87%	0,82%	0,77%	0,73%	0,7%	0,67%	0,64%
<b>Cenário 3: Baixo Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	3%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
Tarifa	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%
População	0,99%	0,93%	0,87%	0,82%	0,77%	0,73%	0,70%	0,67%	0,64%

Fonte: Elaboração própria

OBS: Elaboração em consonância com o Plano Decenal de Energia e pelas estimativas populacionais do IBGE.

Para a tarifa, considerou-se uma recuperação alta, média e baixa a depender do crescimento observado pelo PIB.

Para a variável preço dos intensivos, manter-se-ão constantes em valores de 2008.

Com base em (16) e as projeções contidas na Tabela 13, foi possível alcançar os resultados contidos na Tabela 14, que se referem às previsões para o período de 2009-2017:

Tabela 14: Previsões e Comparações – Setor Residencial (*one-step ahead*)

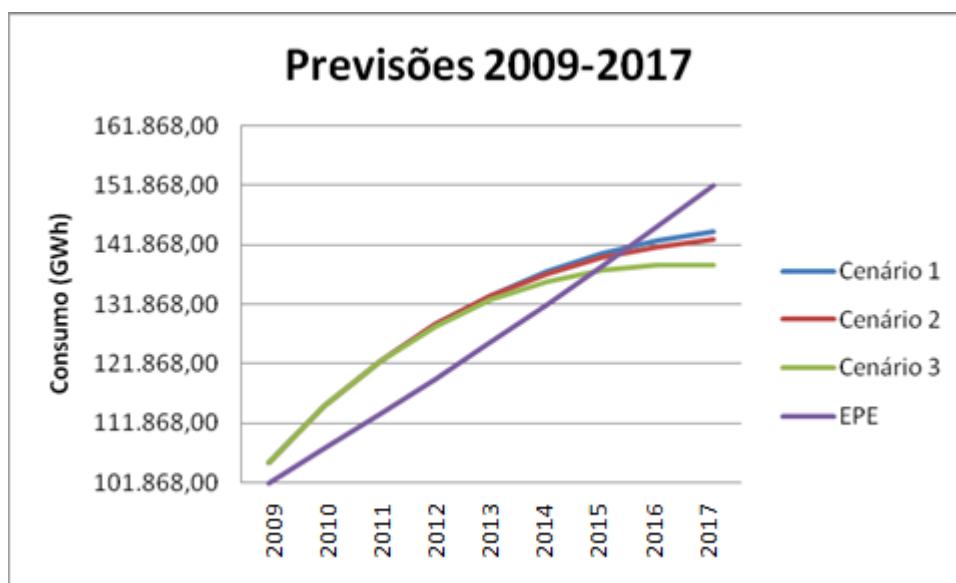
Ano	Valores Previstos				Diferença %		
	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	Cenário 3 (GWh)	EPE (GWh)	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
2009	105.213,35	105.213,35	105.213,35	101.868	3,28	3,28	3,28
2010	114.610,82	114.610,82	114.610,82	107.591	6,52	6,52	6,52
2011	122.310,22	122.310,22	122.234,29	113.408	7,85	7,85	7,78
2012	128.463,03	128.463,03	128.103,71	119.341	7,64	7,64	7,34
2013	133.383,40	133.267,67	132.550,89	125.443	6,33	6,24	5,67
2014	137.397,63	136.965,37	135.694,25	131.733	4,30	3,97	3,01
2015	140.479,11	139.689,73	137.603,42	138.221	1,63	1,06	-0,45
2016	142.656,75	141.575,82	138.473,29	144.907	-1,55	-2,30	-4,44
2017	144.074,86	142.748,31	138.470,19	151.907	-5,16	-6,03	-8,85

Fonte: Dados da Pesquisa

OBS: Os valores da EPE correspondem às previsões geradas em MME/EPE (2008b).

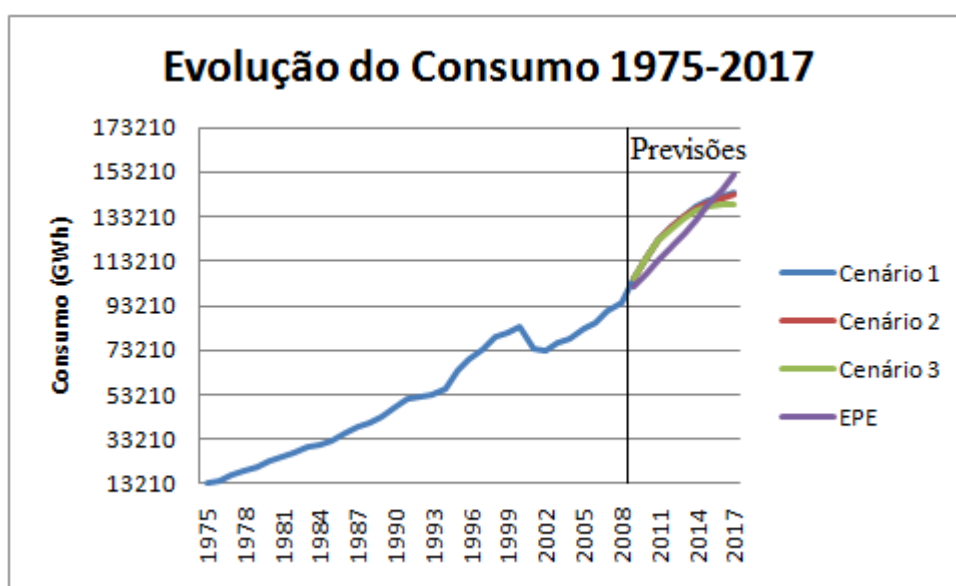
Abaixo seguem os gráficos com os valores previstos acima de forma a melhor visualizar o comportamento destes resultados:

Gráfico 6: Valores Previstos 2009-2017 para o Setor Residencial



Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico 7: Evolução do Consumo Residencial 1975-2017



Fonte: Dados da Pesquisa

Como observado anteriormente, a elasticidade apresentada pela variável tarifa se mostrou elevada em relação a outros trabalhos, evidenciando que, ao contrário das conclusões de trabalhos pré-acionamento, a elasticidade preço da demanda é menos inelástica ou menos insensível. Neste aspecto, é provável que o comportamento dos consumidores da classe residencial tenha sido alterado pela política de racionamento e tal comportamento tenha sido mantido. Neste caso, mesmo após a retirada da política, os consumidores desta classe reajustaram seu comportamento refletindo-se no consumo de energia. Também cabe mencionar o peso que a elasticidade renda exerce sobre o consumo residencial. Tal variável apresentou maior elasticidade em relação a trabalhos

anteriores, em função das políticas de crédito ou mesmo transferências de renda governamentais que possam ter impactado de maneira positiva sobre o consumo de energia. É interessante notar que, como tratado em ANDRADE e LOBÃO (1997), a elasticidade renda capta os efeitos que a renda exerce sobre a aquisição do serviço bem como sobre a aquisição de bens intensivos em energia, afetando o estoque, caracterizando os efeitos diretos e indiretos da renda sobre a demanda. Neste caso, em havendo alteração no comportamento dos preços dos eletrodomésticos (preços administrados e controle inflacionário), bem como alterações nas tarifas cobradas ou mesmo na própria variável renda (elevação do crédito ou transferências de renda governamentais), poderíamos ter significativos efeitos sobre a elasticidade renda, que foi o que se observou. Outro ponto é o papel que a variável preço dos eletrodomésticos exerce sobre o consumo. Esta variável também apresenta significativa elasticidade e seus efeitos sobre o consumo de energia são significativos.

Ao analisar-se a curva de demanda por energia para o presente caso, observa-se um crescimento, mas à taxa decrescente, diferentemente do comportamento linear mostrado pelos resultados da EPE. De acordo com os resultados deste trabalho, o consumo de energia mantém-se crescente, mas espera-se uma maior eficiência quanto a esse consumo. Após a introdução da política de racionamento (re-tarifação e corte no consumo de energia), houve mudanças no comportamento consumidor para as três classes, e essas mudanças foram mais significativas para classe residencial, ao se considerar que é mais fácil para uma família reajustar seu consumo de energia, adquirindo eletrodomésticos que consumam menos energia (pela metodologia do INMETRO, onde os aparelhos possuem tarjas que discriminam seu consumo de energia – equipamentos mais eficientes), utilizando lâmpadas fluorescentes ao invés das incandescentes, desligando a luz de certo cômodo da casa, onde ninguém esteja necessitado de iluminação naquele momento, por exemplo; do que uma firma incorrer em mudanças na matriz de produção pela substituição ou redução da utilização de uma determinada fonte de energia por outra.

Desta forma, é plausível acreditar que, apesar de crescente o consumo de energia elétrica, em função do crescimento populacional, da renda, universalização do consumo de energia por meio de políticas públicas, pelo que mostra os resultados, a taxa de crescimento é decrescente (não linear). Acredita-se que antes do racionamento o consumo era ineficiente e, atualmente, houve uma correção (via alteração nas tarifas, incentivando os consumidores a encontrar meios de reduzir seu peso sobre sua dotação orçamentária) e as famílias, mesmo consumindo menos energia, não tiveram perda de utilidade (continuam satisfazendo suas necessidades utilizando menos energia).

Assim como também tratado em SIQUEIRA *et al.* (2006), as elasticidades variam no tempo a depender do âmbito dos estudos, da periodicidade dos dados e da abrangência destes, e que o racionamento influencia as suas estimativas, onde nenhum dos estudos citados anteriormente incorporou seus efeitos na determinação das elasticidades (estudos pré-acionamento).

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA O SETOR COMERCIAL

### 5.1 Teste de Raiz Unitária

Da mesma forma como foi trabalhado para o ajuste do modelo VAR/VEC para o setor comercial, procede-se inicialmente com o Teste de Raiz Unitária na tentativa de se identificar se as séries são ou não estacionárias. Vale ressaltar que a princípio foi efetuado os testes para as séries em nível pelo método (ADF), e se constatou que nenhuma das séries rejeitava a hipótese de presença de Raiz Unitária. Sendo assim, prosseguiu-se com os testes em primeiras diferenças das variáveis. Os resultados se encontram resumidos abaixo:

Tabela 15: Teste de Raiz Unitária

Variável em Log	Termos da Equação	Número de Defasagens*	Estatística do Teste ADF	Valor Crítico	
				5%	1%
$\Delta C_{com}$	Constante e Tendência	0	-4,6837	-3,5683	-4,2967
$\Delta T_{com}$	Constante e Tendência	0	-4,3331	-3,5683	-4,2967
$\Delta P_{com}$	Constante e Tendência	0	-5,6762	-3,5683	-4,2967
$\Delta Y_{com}$	Constante e Tendência	0	-4,6344	-3,5683	-4,2967

(\*) foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Schwarz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Como pode ser observado pelos resultados acima, tanto a 1% quanto a 5%, é possível rejeitar a hipótese da presença de Raiz Unitária nas séries em questão, ou seja, a estes níveis pode-se afirmar que as séries são I(1) – mesma ordem de integração – e podem ser co-integradas. Seguindo a metodologia do trabalho, procede-se com os testes de co-integração pelo método de JOHANSEN (1988).

### 5.2 Testes de Co-integração e Relação de Longo Prazo entre as Variáveis

Como tratado anteriormente, após a identificação de estacionaridade entre as séries, procede-se com os testes de identificação do número máximo de funções co-integrantes proposto por JOHANSEN (1988). Mantendo a metodologia utilizada para o setor residencial, usar-se-á o critério de minimização de Schwarz e Akaike para o ajuste do número de defasagens. O resumo destes resultados se encontra na tabela 16, apresentada a seguir:

Tabela 16: Definição do Número de Defasagens do VAR

Defasagens	AIC	HQIC	SBIC
0	-4.1769	-4.0562	-3,8068
1	-12.705*	-12.343*	-11,594*
2	-12.582	-11.979	-10,732
3	-12.519	-11.674	-9,9281

Fonte: Dados da Pesquisa

Obs: AIC – Akaike, SC – Schwarz e HQIC – Hannan-Quinn

(\*) Menores Valores

Com base nos resultados acima, opta-se por aquele que fornece os menores valores e utiliza-se do número de defasagens correspondente. Como se utilizou do critério de informação de Schwarz para determinação do número de defasagens no caso do setor residencial, manter-se-á o mesmo para o presente setor. Desta forma, incluem-se uma defasagem para o procedimento de estimação com constante e sem tendência.

Também foi incluída uma variável *dummy* configurada da mesma forma que a aplicada ao setor anterior, na tentativa de sinalizar ao modelo a quebra ocorrida na tendência de consumo em função do racionamento.

Sendo assim, com base nos testes propostos por JOHANSEN (1988) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990); estatística traço ( $\lambda_{trace}$ ) e máximo autovalor (*eigenvalue*), tentou-se identificar, caso exista, uma relação de longo prazo entre as variáveis. O resumo dos resultados se encontra logo abaixo:

Tabela 17: Teste  $\lambda_{trace}$  para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Traço	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	55.13593	54.68150	47.85613
No máximo 1	28.88743	35.45817	29.79707
No máximo 2	10.47362	19.93711	15.49471
No máximo 3	0.047785	6.634897	3.841466

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 18: Teste de Autovalor para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Máx-Eigen	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	26.24850	32.71527	27.58434
No máximo 1	18.41381	25.86121	21.13162
No máximo 2	10.42583	18.52001	14.26460
No máximo 3	0.047785	6.634897	3.841466

Fonte: Dados da Pesquisa



De acordo com os resultados apresentados acima, aos níveis de 1% e 5%, é possível rejeitar a hipótese de que nenhuma função co-integra para a estatística ( $\lambda_{trace}$ ). Tem-se no máximo uma função de co-integração aos níveis de 1% e 5% para a referida estatística. No caso da estatística (*eigenvalue*), aos níveis de 1% e 5%, nenhuma função co-integra. Em LEITE (2006), diz-se que é comum que haja distorções em relação aos resultados destes testes. Em resumo, a 1% e 5% para a estatística traço, temos no máximo uma função co-integrante, a que exprime o comportamento do consumo frente às demais variáveis. Abaixo se encontra o vetor co-integrante normalizado.

#### Vetor de Co-integração Normalizado

CCOM	YCOM	TCOM	PCOM
1.000000	-1.498169	0.823410	0.409839
	(0.26809)	(0.16408)	(0.10637)

Obs: Em parênteses Desvio Padrão  
Fonte: Dados da Pesquisa

A princípio pode-se observar que os sinais quanto ao comportamento das elasticidades estão de acordo com o sugerido pela teoria econômica e os coeficientes também se mostram significativos. Também é possível observar que a elasticidade preço da demanda é significativamente alta, se comparada a outros trabalhos, permitindo afirmar que o consumo de energia elétrica para o setor comercial é bastante sensível a alterações nesta variável. Outro ponto interessante é que em magnitude, a elasticidade da variável tarifa se mostra maior que a variável preço dos equipamentos elétricos. Em alguns trabalhos como o de SCHMIDT e LIMA (2004) e MATTOS (2004), a elasticidade preço dos equipamentos elétricos se mostrou maior que a da tarifa, o que parece não ser razoável, considerando que a tarifa exerce maior efeito quanto à determinação do consumo de energia, do que o preço das máquinas e equipamentos. É tratada ainda pelos autores a dificuldade de se trabalhar com esta variável em função da variedade de equipamentos elétricos que hora são similares ao da classe residencial e hora ao da classe industrial, dificultando se obter uma estimativa adequada. Já a variável renda apresentou maior elasticidade que as demais variáveis, refletindo a maior sensibilidade do consumo comercial a ela. Abaixo se apresenta esta relação:

$$C_t^{com} = 1,498Y_t^{com} - 0,823T_t^{com} - 0,410P_t^{com} \quad (17)$$

Quanto ao comportamento das elasticidades em comparação a outros trabalhos, a elasticidade preço da demanda se mostrou próxima a encontrada nos resultados de LEITE (2006) -0,9. No que se refere à elasticidade renda, essa se mostrou próxima a encontrada em IRFFI *et al.* (2009), 1,429.

Da mesma forma como para o setor residencial, o efeito da elevação do crédito ocorrida em meados da década de 90 até 2006, quando registrou uma proporção do PIB em torno de 33%, pode ter afetado o comportamento desta variável direta e indiretamente, afetando a possibilidade de pagamento pela aquisição do serviço de fornecimento de energia (pagamento da tarifa) e pela ampliação dos estoques de equipamentos (investimento). É interessante notar que a elasticidade renda do setor

comercial se mostrou inferior a do setor residencial, isso pode ser explicado pelas transferências governamentais, pelo programa luz para todos, atrelado ao programa de tarifa social.

Atrelado a isto, na década 95/99, pós-real, as medidas de estabilidade econômica, que perduraram até 1997, incentivaram significativamente o consumo que se refletiu nos resultados dos setores residencial (aquisição de eletrodomésticos) e comercial (novos *Shopping Centers* e hipermercados). Para o período se registrou um crescimento médio de 5,4% a.a, GOMES (2002).

### 5.3 Vetor de Correção de Erros e Previsões

Utilizando-se de previsões *ex-post*, serão feitas previsões para os dois últimos anos de conhecimento, 2007-2008, objetivando o acompanhamento dos ajustes feitos para o modelo VAR-VEC, para que se possa identificar se o modelo é um bom previsor, comparando os resultados previstos com os resultados reais. Abaixo seguem os resultados alcançados:

Tabela 19: Previsão *ex post* (*one-step ahead*)

Período	Valores Observados (MWh)	Valores Previstos (MWh)	Diferença	Diferença %
2007	58.838.000	58.824.559	13.440,75	-0,02
2008	61.962.000	62.525.811	563.810,66	0,91

Fonte: Dados da Pesquisa

Analisando a diferença percentual entre os valores previstos e observados, conclui-se como ótima a forma como o modelo foi ajustado, pelo baixo valor apresentado. Abaixo segue o gráfico com o comportamento dos valores previstos e observados para o período em questão:

Gráfico 8: Valores Previstos e Observados 1975-2008



Fonte: Dados da Pesquisa

Em resumo, seguem as estimações de  $\Delta C_t^{com}$  para o vetor de correção de erros e os testes de qualidade:

Tabela 20: Estimação de  $\Delta C_t^{com}$

Variável Explicativa <sup>31</sup>	Coefficiente	Teste de Qualidade	
$u_{t-1}$	-0.103985 (0.03935)	R <sup>2</sup>	0,67
$k$	0.084630 (0.01063)	Teste LM	22,72 (0,121)
$\Delta C_{t-1}^{com}$	-0.312319 (0.14439)	Teste Normalidade	13,69 (0,090)
D	-0.106620 (0.01724)	Heterocedasticidade (White)	112,13 (0,425)

Fonte: Dados da Pesquisa  
(\* ) *p-value* em parênteses

Com base nos resultados acima, quanto aos resíduos do VEC, são normalmente distribuídos, homocedásticos e não-autocorrelacionados, conforme mostram os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) para correlação serial, White para Heterocedasticidade e o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos. Com isso é possível afirmar que o modelo ajustado é um bom previsor. Sendo assim, prossegue-se com as previsões para o período de 2009-2017.

Pelo VEC estimado, a velocidade de ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é 0,104, ou seja, 10,4% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido a cada período. Em outras palavras, este fato indica que o ajuste total dos desvios do desequilíbrio de longo prazo levaria aproximadamente 11 anos.

Por tanto a equação de correção de erros relativa à variável consumo de energia elétrica pode ser escrita como segue:

$$\Delta C_t^{com} = 0,085 - 0,104u_{t-1} - \Delta C_{t-1}^{com} - 0,107D + \varepsilon_t \quad (18)$$

Utilizando-se dos cenários estruturados para a previsão do consumo residencial, a tabela abaixo resume o comportamento esperado para as variáveis que serão utilizadas para previsão do consumo comercial:

<sup>31</sup> As demais variáveis  $\Delta Y_{t-1}$ ,  $\Delta T_{t-1}$ ,  $\Delta P_{t-1}$  não foram incluídas por não se apresentarem significantes a 10%

Tabela 21: Construção dos Cenários

<b>Cenário 1: Alto crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4,5%	4,5%	5%	5,5%	5,5%	6%	6%	6%
Tarifa	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%
<b>Cenário 2: Intermediário Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4%	4%	4%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%
Tarifa	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
<b>Cenário 3: Baixo Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	3%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
Tarifa	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%

Fonte: Elaboração própria

OBS: Elaboração em consonância com o Plano Decenal de Energia

Para a tarifa, considerou-se uma recuperação alta, média e baixa a depender do crescimento observado pelo PIB.

Para a variável preço dos intensivos, manter-se-ão constantes em valores de 2008.

Tabela 22: Previsões e Comparações – Setor Comercial (*one-step ahead*)

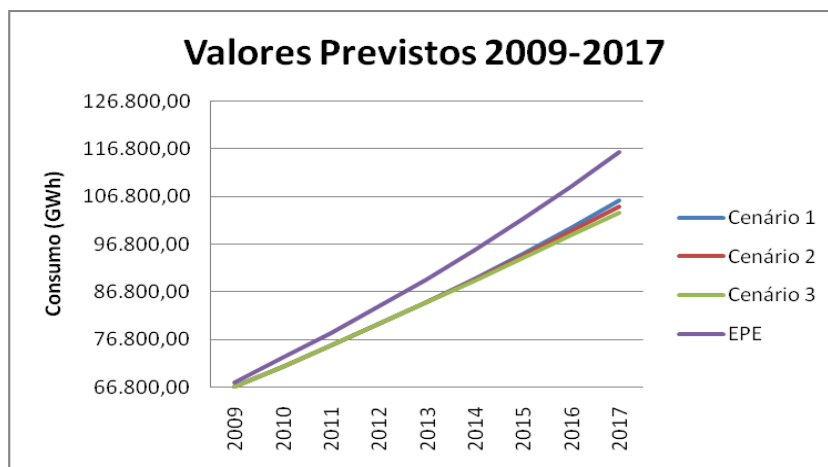
Ano	Valores Previstos				Diferença %		
	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	Cenário 3 (GWh)	EPE (GWh)	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
2009	66.847,87	66.847,87	66.847,87	67.791	-1,39	-1,39	-1,39
2010	70.946,74	70.983,64	71.020,56	72.938	-2,73	-2,68	-2,63
2011	75.467,30	75.517,12	75.523,92	78.155	-3,44	-3,38	-3,37
2012	79.985,03	80.030,63	79.989,83	83.652	-4,38	-4,33	-4,38
2013	84.701,17	84.672,38	84.559,84	89.454	-5,31	-5,35	-5,47
2014	89.616,50	89.440,13	89.180,24	95.578	-6,24	-6,42	-6,69
2015	94.759,25	94.354,54	93.867,99	102.040	-7,14	-7,53	-8,01
2016	100.191,11	99.415,64	98.616,58	108.873	-7,97	-8,69	-9,42
2017	105.927,98	104.628,86	103.427,35	116.090	-8,75	-9,87	-10,91

Fonte: Dados da Pesquisa

OBS: Os valores da EPE correspondem às previsões geradas em MME/EPE (2008b).

Abaixo segue o gráfico com os valores previstos acima de forma a melhor visualizar o comportamento dos valores previstos:

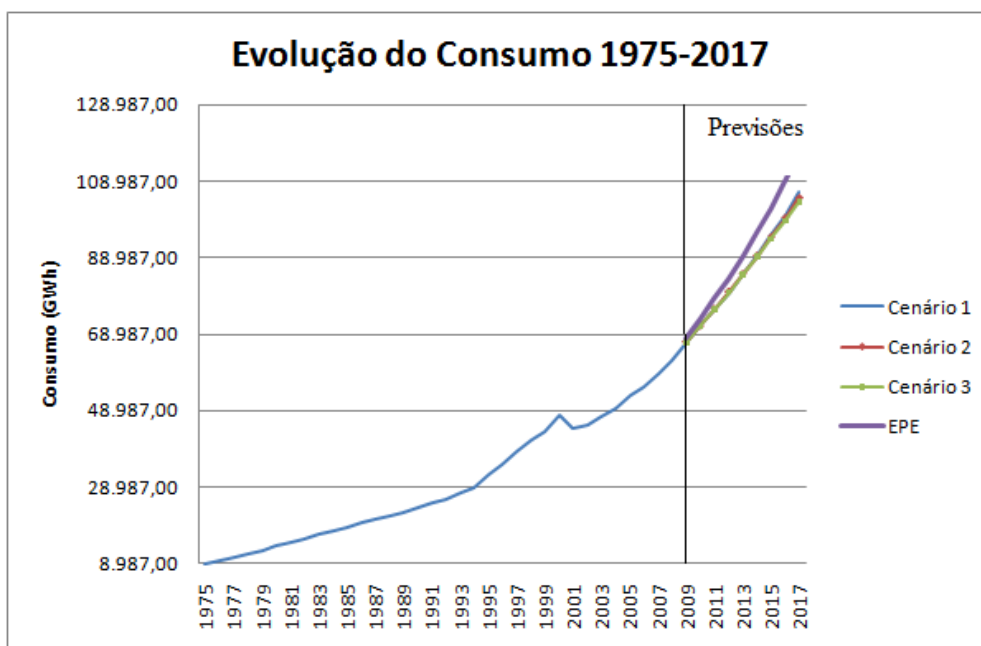
Gráfico 9: Valores Previstos 2009-2017 Setor Comercial



Fonte: Dados da Pesquisa

No gráfico abaixo é possível observar a evolução apresentada pelo consumo comercial de 1975-2017, que em parte se deve a participação da varável renda pelas políticas envolvendo a expansão do crédito e o desempenho apresentado pelo setor na década de 95-99, com as medidas de estabilidade econômica, que perduraram até 1997, incentivando significativamente o consumo que se refletiu nos resultados deste setor (novos *Shopping Centers* e hipermercados, etc.).

Gráfico 10: Evolução do Consumo Comercial 1975-2017



Fonte: Dados da Pesquisa

## 6. RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA O SETOR INDUSTRIAL

O setor Industrial, diferentemente dos demais, apresenta uma particularidade com respeito à curva de demanda, pela introdução da variável preço dos substitutos da energia. É razoável pensar que há certo grau de substitutibilidade entre o consumo de energia elétrica e de demais combustíveis, no sentido em que a depender do preço da energia elétrica é possível que esta possa ser substituída por outra fonte de energia. Nos trabalhos de SCHMIDT e LIMA (2004), SIQUEIRA *et al.* (2006), MATTOS e LIMA (2004), IRFFI *et al.* (2009), foi introduzida tal variável e as estimações não apresentaram quaisquer tipos de anormalidades como autocorrelação, heterocedasticidade ou não normalidade dos resíduos, além dos sinais estarem de acordo com o esperado e serem significativas suas estimações. No trabalho de SCHMIDT e LIMA (2004), a não inclusão desta variável resultou em uma estimativa incoerente com a teoria – elasticidade preço da demanda com sinal positivo – sugerindo que uma elevação na tarifa aumentaria o consumo de energia, o que não é razoável. A solução para essa incongruência foi a introdução da variável preço dos substitutos da energia (óleos e lubrificantes), onde os resultados foram alterados significativamente. No entanto, no trabalho de MATTOS (2005), a introdução desta variável ocasionou forte multicolinearidade no modelo; optou-se por sua exclusão. Neste último, o modelo estimado compreendia apenas as variáveis: consumo de energia, renda do setor e tarifa. Segundo o autor, assim como tratado em ANDRADE e LOBÃO (1997), a renda afeta o consumo de energia direta e indiretamente, desta forma a renda afeta o estoque de equipamentos além de afetar também a disponibilidade do indivíduo em arcar com as despesas de consumo pelo deslocamento da curva de restrição orçamentária. Desta forma, o efeito da variável estoque de equipamentos elétricos sobre a demanda seria captado pelas variáveis renda e tarifa, evitando a introdução de uma *proxy* para esta variável no modelo, que segundo a teoria acerca do assunto a classifica como problemática pela dificuldade de se determinar uma boa *proxy* para ela.

Na tentativa de buscar as melhores estimativas, estas argumentações serão incorporadas ao modelo. No que se refere a uma *proxy* para estoque de intensivos em energia, será utilizada a variável “câmbio efetivo”, que é o câmbio comercial deflacionado pelo IPA-DI. O câmbio é um dos fortes fatores que levam as empresas a adquirirem bens de capital (máquinas e equipamentos) via importação. Internamente também há aquisição de bens de capital. Este efeito sobre a demanda por energia será captado pela variável renda, assim como tratado em MATTOS (2005). Em vias de comparação, serão dispostos os resultados alcançados pelas diferentes configurações.

Como *proxy* para estoque de equipamentos, utilizou-se da variável preço das máquinas e equipamentos industriais. Seu comportamento não foi o esperado, o valor da elasticidade se mostrou bastante elevado e superior a elasticidade renda, o que não parece ser razoável. Assim como em MATTOS (2005), a especificação para esta *proxy* tem sido considerada problemática, devido a qualidade dos dados. Sendo assim, o autor exclui esta variável acreditando que seus efeitos sobre a demanda de energia elétrica são captados pelas variações nas tarifas e na renda dos consumidores e estima seu modelo na forma funcional descrita abaixo:

$$C_t^{ind} = k + \beta \ln Y_t^{ind} - \beta_1 \ln T_t^{ind} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Onde:

$k$  - constante;

$\ln Y_t^{ind}$  - logaritmo natural da renda;

$\ln T_t^{ind}$  - logaritmo natural da tarifa;

$\varepsilon_t$  - termo de erro com pressuposições usuais;

$\beta, \beta_1$  - elasticidades da demanda em relação a renda e ao preço da energia.

O presente trabalho optará por considerar outra *proxy* para preço dos intensivos em energia ( $\beta_2 \ln P_t^{ind}$ ), no caso câmbio. O estoque de equipamentos elétricos tem a forma descrita em (28):

$$E_t = \Delta P_t^\mu Y_t^\phi \quad (20)$$

Para  $\Delta > 0$ ,  $\mu < 0$ ,  $\phi > 0$

Neste caso, o estoque de equipamentos reagiria positivamente à renda e negativamente aos preços dos aparelhos. Supondo uma economia aberta, este estoque também é composto por bens importados e, sendo assim, o câmbio, ao invés unicamente do preço interno, estaria influenciando a sua formação. De outra forma, caso o preço praticado fora do país esteja mais em conta do que o praticado internamente, há demanda pelos importados, e essa medida de preferência via preço é captada pelo câmbio.

A forma funcional utilizada é descrita como segue:

$$C_t^{ind} = k + \beta \ln Y_t^{ind} - \beta_1 \ln T_t^{ind} + \beta_2 \ln P_t^{ind} + \varepsilon_t \quad (21)$$

A princípio, o modelo seguiu a forma funcional descrita em (21) e posteriormente seguiu-se com as estimações usando a forma descrita em (1). Os resultados alcançados com a utilização de (21) sugeriram que haveria um substituto para a energia, isso em função da elasticidade mostrada pela variável tarifa. Considerando que a tarifa é um custo, a firma pode optar por substituir energia elétrica por outra fonte de energia que seja mais viável.

## 6.1 Variável Câmbio

A introdução do câmbio como *proxy* para preço dos intensivos em energia, considera a abertura dos mercados de bens – possibilidade de transação por consumidores e firmas entre bens internos e externos. Neste sentido, as firmas estariam aptas a adquirir bens de capital importados, além de adquiri-los internamente. A taxa de câmbio empregada é a real efetiva – competitividade das exportações. Em BLANCHARD (2004), a função importação pode ser descrita como segue:

$$IM = IM(Y, \varepsilon) \quad (22)$$

Onde:

$IM$  - quantidade importada;

$Y$  - renda interna;

$\varepsilon$ <sup>32</sup> - taxa real de câmbio.

Neste caso, é possível observar que a quantidade importada depende da renda e da taxa de câmbio real. Assim como em BLANCHARD (2004), a renda influencia positivamente as importações; uma elevação da renda eleva a quantidade importada. A quantidade importa também depende da taxa real de câmbio, desta vez inversamente; uma elevação da taxa de câmbio torna os produtos importados relativamente mais caros que os internos (depreciação cambial). Também se supõe que para a produção de máquinas e equipamentos necessite-se de peças importadas e que haja bens não similares aos produzidos fora do país, ou seja, bens de capital que para serem utilizados precisam ser importados. Desta forma, espera-se que o sinal apresentado pela variável seja negativo, pois afetaria negativamente a formação de estoques em consequência de sua elevação afetando de forma inversa o consumo de energia.

Sendo assim, o estoque de máquinas e equipamentos para a indústria será formado pela aquisição destes bens dentro e fora do país. Internamente será determinada pela restrição orçamentária do indivíduo, renda, e a tarifa, e a importação destes bens será determinada como em (22).

## 6.2 Teste de Raiz Unitária

A princípio considera-se um modelo na forma funcional como em (21), sem a presença da variável preço dos substitutos da energia. Abaixo seguem os resultados para o teste de Raiz Unitária:

Tabela 23: Teste de Raiz Unitária

Variável em Log	Termos da Equação	Número de Defasagens*	Estatística do Teste ADF	Valor Crítico	
				5%	1%
$\Delta C_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-4.279883	-3,5683	-4,2967
$\Delta Y_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-4.720508	-3,5683	-4,2967
$\Delta T_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-5.791279	-3,5683	-4,2967
$\Delta P_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-5.678935	-3,5683	-4,2967

(\*) foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Schwarz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

<sup>32</sup> A taxa real de câmbio é a relação entre os preços dos bens externos em termos dos bens internos e é dada por  $\varepsilon = \frac{EP^*}{P}$ , onde  $P^*$  é preço dos bens externos e  $P$  o preço dos bens internos.



Como pode ser observado, exceto para Consumo, as variáveis rejeitam a presença de raiz unitária a 1% a 5%, todas rejeitam a presença de Raiz Unitária e neste caso, as variáveis são I(1) e é possível que sejam co-integradas.

### 6.3 Testes de Co-Integração e Relação de Longo Prazo entre as Variáveis

Prosseguindo com a análise, considerando que as séries são estacionárias, estimam-se por meio do método proposto por Johansen os coeficientes de co-integração. Para a determinação do número de defasagens do VAR matem-se a metodologia anterior, e conclui-se para 1 defasagem. Diferentemente dos setores anteriores, não será incluída uma *dummy* para o consumo de energia, já que esta não se apresentou significativa aos níveis de 1% 5% e 10%, assim como em MATTOS (2004).

Tabela 24: Definição do Número de Defasagens do VAR

Defasagens	AIC	HQIC	SBIC
0	-1	-0,94	-0,81
1	-7,05*	-6,76*	-6,11*
2	-6,62	-6,09	-4,92
3	-6,71	-5,94	-4,26

Fonte: Dados da Pesquisa

Obs: AIC – Akaike, SBIC – Schwarz e HQIC – Hannan-Quinn

(\*) Menores Valores

Posteriormente, procurou se identificar se há uma relação de longo prazo entre as variáveis por meio dos testes propostos por JOHANSEN (1988) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990); estatística traço ( $\lambda_{trace}$ ) e máximo autovalor (*eigenvalue*). Os resultados seguem abaixo:

Tabela 25: Teste  $\lambda_{trace}$  para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Traço	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	65.73217	71.47921	63.87610
No máximo 1	39.67948	49.36275	42.91525
No máximo 2	21.45895	31.15385	25.87211
No máximo 3	5.148945	16.55386	12.51798

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 26: Teste de Autovalor para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Máx-Eigen	Valor crítico	
		1%	5%
Nenhuma	26.05269	37.48696	32.11832
No máximo 1	18.22053	30.83396	25.82321
No máximo 2	16.31001	23.97534	19.38704

No máximo 3	5.148945	16.55386	12.51798
-------------	----------	----------	----------

Fonte: Dados da Pesquisa

Com base nos resultados acima, Tabelas 25 e 26, apenas a 5%, para a estatística traço, é possível rejeitar a hipótese de que nenhuma função co-integra e a este nível há no máximo uma função co-integrante. Aos níveis de 1% e 5% para estatística de autovalor nenhuma função co-integra. Expressa-se abaixo a relação de longo prazo entre as variáveis em questão:

#### Vetor de Co-integração Normalizado

CIND	YIND	TIND	PIND	trend
1.000000	-1.501274	0.964703	0.174287	-0.015247
	(0.11164)	(0.11183)	(0.04158)	(0.00371)

Obs: Em parênteses Desvio Padrão

Fonte: Dados da Pesquisa

Com base nesses resultados, podemos afirmar que os sinais estão de acordo com o sugerido pela teoria econômica, e os coeficientes são significantes. Conclui-se também que em função do valor apresentado pela elasticidade preço da demanda, é possível que haja um substituto próximo para a energia elétrica, já que o setor apresenta relativa sensibilidade a preço. Quanto à variável preço dos equipamentos, seu valor se enquadrou dentro do esperado, talvez em função da estabilidade do câmbio apresentada nos últimos anos. Isto pode ser visto em valores apresentados pela Abimei (Associação Brasileira dos Importadores de Máquinas e Equipamentos Industriais), que segundo ela, a importação de máquinas industriais deve superar os valores alcançados no ano de 2009 em 50%, o que equivale à cifra de US\$ 700 milhões, que resultará US\$ 2,2 bilhões, impulsionado pelo aquecimento da economia brasileira. Em 2009 os resultados não foram melhores que os registrados no ano anterior, que fechou em US\$ 1,5 bilhões frente a US\$ 2,6 bilhões do período passado, uma diferença de 55%, NAPPI (2010). Vale ressaltar também que, segundo Roberto Segatto, presidente da Abracex (Associação Brasileira de Comércio Exterior) a Abimaq (Associação Nacional dos Importadores de Máquinas e Equipamentos), não possui dados concretos quanto à existência de bens similares aos importados. O principal problema acontece quando a Abimaq considera que no Brasil há uma máquina similar a que será importada quando na realidade não há, de acordo com NAPPI (2010). Em termos práticos, considerando que não existe em alguns casos máquinas similares, um câmbio desfavorável aos importadores (depreciado), evita que o indivíduo adquira bens de capital no período imediato levando-o a adquiri-los no período posterior. Os resultados demonstram que, ou parte das máquinas utilizadas não possui similares produzidos no país ou que boa parte das máquinas produzidas no país necessita de peças produzidas do exterior. Desta forma, com uma elevação cambial tem-se uma redução no estoque de equipamentos em função da elevação do preço das máquinas em consequência da elevação do preço das peças importadas e da elevação do preço das máquinas importadas que não possuam similares produzidos no país. Abaixo se apresenta esta relação:

$$C_t^{ind} = 1,501Y_t^{ind} - 0,965T_t^{ind} - 0,174P_t^{ind} + 0,015t \quad (23)$$

Fazendo um paralelo com os resultados de demais trabalhos que buscaram estimar o comportamento da demanda de energia para o setor em questão, o valor da

elasticidade renda se mostra próximo ao encontrado em MODIANO (1984); 1,36 e IRFFI *et al.* (2009); 1,204. Quanto à elasticidade preço da demanda, seu valor se mostra próximo aos encontrados em LEITE (2006); -0,9; SIQUEIRA *et al.* (2006); -0,98.

O comportamento elástico da elasticidade renda de longo prazo demonstra a sensibilidade da indústria em alterar sua estrutura produtiva de forma a aumentar o consumo de energia elétrica proporcionalmente ao aumento da renda.

Quanto ao valor da elasticidade preço da demanda, apesar de ser inelástico ( $\varepsilon < |1|$ ), sugere que possa haver um substituto para a energia elétrica. Neste caso, para a próxima estimação, será adicionada a variável preço dos substitutos da energia – preço médio (óleo combustível). A substituição da variável IPA-OG (Combustíveis e Lubrificantes) se deu em função de os testes de co-integração não terem apresentado qualquer sinal de co-integração entre as variáveis a 1%, 5% e a 10%.

Em resumo, no quadro seguinte encontram-se as variáveis e as *proxies* que serão consideradas nas próximas estimações, seguindo a forma funcional como em (1):

Tabela 27: Fonte e Dados Utilizados

Caso Industrial	
C Consumo Industrial Total (MWh)	Eletrobrás <i>in</i> IPEA
Y PIB Industrial (milhões)	IBGE - Contas Nacionais <i>in</i> IPEA – Deflator Implícito
T Tarifa Média Industrial (MWh)	Eletrobrás <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI - FGV <i>in</i> IPEA
P Câmbio Real Efetivo	BCB <sup>33</sup> /Boletim <i>in</i> IPEA - Deflator IPA-DI
S Preço Médio – Óleo Combustível	ANP <sup>34</sup> <i>in</i> IPEA - Deflator IGP-DI

Fonte: Elaboração própria

#### 6.4 Teste de Raiz Unitária

Como destacado anteriormente, será inserida a variável “preço dos substitutos da energia”, em função da sensibilidade apresentada pela variável preço da demanda, sugerindo que as firmas possam substituir a energia elétrica por outra fonte de energia (combustíveis), na tentativa de minimizar custos de produção. Logo abaixo encontram-se os resultados para os testes de Raiz Unitária:

<sup>33</sup> Banco Central do Brasil

<sup>34</sup> Agência Nacional do Petróleo

Tabela 28: Teste de Raiz Unitária

Variável em Log	Termos da Equação	Número de Defasagens*	Estatística do Teste ADF	Valor Crítico	
				5%	1%
$\Delta C_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-4.279883	-3.5683	-4,2967
$\Delta Y_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-4.720508	-3,5683	-4,2967
$\Delta T_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-5.791279	-3,5683	-4,2967
$\Delta P_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-5.678935	-3,5683	-4,2967
$\Delta S_{Ind}$	Constante e Tendência	0	-4,003022	-3,5683	-4,2967

(\*) foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Schwarz.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Como pode ser observado, exceto para Consumo e Preço dos Substitutos da Energia, as variáveis rejeitam a presença de raiz unitária a 1%. A 5%, todas rejeitam a presença de Raiz Unitária e neste caso, as variáveis são I(1) e é possível que sejam co-integradas.

### 6.5 Testes de Co-Integração e Relação de Longo Prazo entre as Variáveis

Seguindo os procedimentos adotados nas estimações anteriores, apresentam-se abaixo os resultados para o número ótimo de defasagens e os resultados dos testes de co-integração. Ao contrário da estimação anterior, neste último caso, a variável *dummy* se mostrou significativa. Abaixo seguem os resultados:

Tabela 29: Definição do Número de Defasagens do VAR

Defasagens	AIC	HQIC	SBIC
0	-3,463	-0,882	-0,720
1	-7,514*	-7,071*	-6,099*
2	-6,976	-6,163	-4,382
3	-7,235	-6,054	-3,463

Fonte: Dados da Pesquisa

Obs: AIC – Akaike, SBIC – Schwarz e HQIC – Hannan-Quinn

(\*) Menores Valores

Em função dos resultados contidos na Tabela 29, opta-se por incluir 1 defasagem para o modelo VAR pelo Critério de Informação de Schwarz. Posteriormente procurou-se identificar a possibilidade de haver alguma relação de longo prazo entre as variáveis, os resultados encontram-se na Tabela 30 e 31.

Tabela 30: Teste  $\lambda_{trace}$  para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Traço	Valor crítico		
		1%	5%	10%
Nenhuma	106.6256	97.59724	88.80380	84.37817
No máximo 1	60.17643	71.47921	63.87610	60.08629
No máximo 2	31.79106	49.36275	42.91525	39.75526
No máximo 3	12.92395	31.15385	25.87211	23.34234
No máximo 4	4.180247	16.55386	12.51798	10.66637

Fonte: Dados da Pesquisa

Tabela 31: Teste de Autovalor para Co-integração

Hipótese nº Co-integrações	Estatística Máx-Eigen	Valor crítico		
		1%	5%	10%
Nenhuma	46.44914	44.01643	38.33101	35.58124
No máximo 1	28.38537	37.48696	32.11832	29.54003
No máximo 2	18.86711	30.83396	25.82321	23.44089
No máximo 3	8.743706	23.97534	19.38704	17.23410
No máximo 4	4.180247	16.55386	12.51798	10.66637

Fonte: Dados da Pesquisa

Com base nos resultados acima, tanto a 1% quanto a 5%, para ambas as estatísticas, têm-se no máximo uma função de co-integração entre as variáveis. Expressa-se abaixo a relação de longo prazo entre as variáveis em questão:

## Vetor de Co-integração Normalizado

CIND	YIND	TIND	PIND	S	Trend
1.000	-0.832871	0.647769	0.043195	-0.054899	-0.027404
	(0.06562)	(0.05524)	(0.02044)	(0.02053)	(0.00187)

Obs: Em parênteses Desvio Padrão

Fonte: Dados da Pesquisa

Analisando o comportamento da função acima, é possível afirmar que os sinais estão de acordo com o esperado e os coeficientes são estatisticamente significativos, tanto a 1% quanto a 5%. O valor da elasticidade preço dos substitutos da energia se manteve dentro das expectativas. Sendo assim, a função que exprime o comportamento do consumo de energia da classe industrial pode ser representado como em (24):

$$C_t^{Ind} = 0,833Y_t^{Ind} - 0,648T_t^{Ind} - 0,043P_t^{Ind} + 0,055S_t + 0,027t \quad (24)$$

A elasticidade renda apresentada mostrou-se inferior a 1, mas ainda sim maior que as elasticidades apresentadas pelas demais variáveis. Seu valor mostrou-se próximo ao encontrado em MATTOS (2004), 0,5398. Esse valor apresentado pela elasticidade renda da demanda, talvez tenha sido influenciado pelo desempenho do setor industrial

pós plano real, que amargou perdas com a abertura de mercado (aumento da concorrência com produtos importados), onde entre 1994 e 2000, a redução na atividade produtiva foi de 27,8%; e como consequência da política de racionamento adotada no período de 2001-2002, onde a redução no PIB do setor foi de 2,4% entre 2000 e 2001.

## 6.6 Vetor de Correção de Erros e Previsões

Considerando a forma funcional descrita em (1), ou seja, a inserção da variável preço dos substitutos da energia, serão feitas previsões, *ex-post*, na tentativa de averiguar o potencial de previsibilidade do modelo para os anos de 2007 e 2008<sup>35</sup>. Na Tabela 32, seguem os resultados:

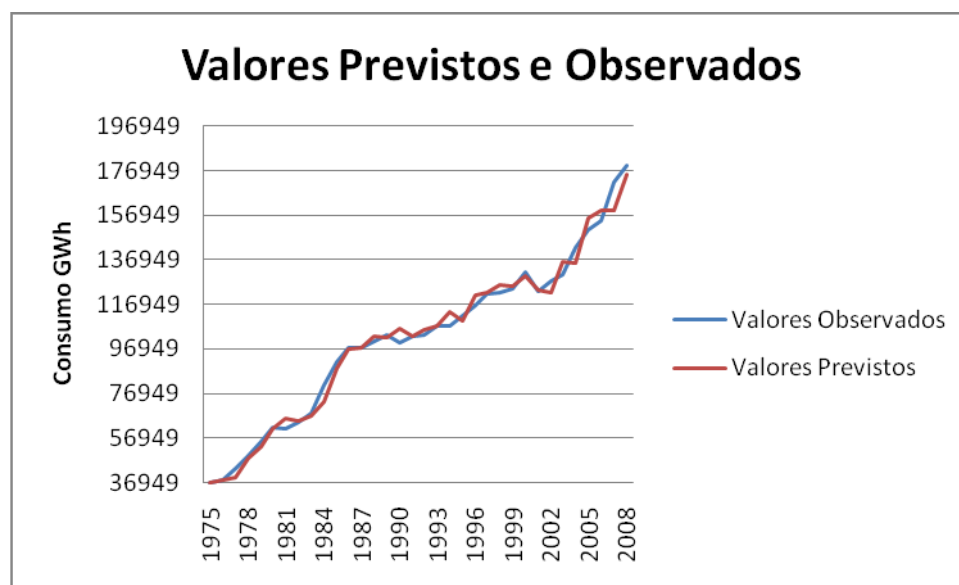
Tabela 32: Previsão *ex post* (one-step ahead)

Período	Valores Observados (MWh)	Valores Previstos (MWh)	Diferença (MWh)	Diferença %
2007	171.624.000,00	158.996.063,18	12.627.936,82	-7,0
2008	179.256.000,00	175.221.246,66	-4.034.753,34	-2,0

Fonte: Dados da Pesquisa

O gráfico 11 a seguir demonstra a proximidade entre os valores observados para o período e os previstos pelo modelo VAR/VEC. Com base nesta representação gráfica, foi possível afirmar que o modelo, da forma como foi ajustado, seria um bom predictor, considerando a proximidade entre estes valores.

Gráfico 11: Valores Previstos e Observados do Consumo Industrial 1975-2008



Fonte: Dados da Pesquisa

<sup>35</sup> Exceto para a variável preço médio do óleo combustível, seu comportamento em 2008 foi tido como a média dos 5 anos anteriores a este período.

Em seguida seguem os resultados para o Modelo de Correção de Erros:

Tabela 33: Estimação de  $\Delta C_t^{Ind}$

Variável Explicativa	Coefficiente	Teste de Qualidade	
$u_{t-1}$	-0.503684 (0.20628)	R <sup>2</sup>	0,4314
$k$	0.038618 (0.01271)	Teste LM	24,48 (0,4919)
$\Delta Y_{t-1}^{ind} **$	-0.198082 (0.11716)	Teste Normalidade	11,9 (0,2913)
$\Delta T_{t-1}^{ind}$	-0.160169 (0.12210)	Heterocedasticidade	216,37 (0,3668)
$\Delta P_{t-1}^{ind}$	-0.059351 (0.04432)	(White)	
$D$	-0.124970 (0.04555)		

Fonte: Dados da Pesquisa

(\*) *p-value* em parênteses

(\*\*) Significativos a 5%. Demais variáveis significativas a 1%.

Com base nos resultados acima, quanto aos resíduos do VEC, são normalmente distribuídos, homocedásticos e não-autocorrelacionados conforme mostram os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) para correlação serial, White para Heterocedasticidade e o teste de Jarque-Bera para normalidade dos resíduos. Com isso é possível afirmar que o modelo ajustado é um bom predictor. Dentre os setores, os melhores ajustes foram alcançados pelo setor comercial e em seguida pelo setor residencial. O setor industrial obteve um bom ajustamento, considerando a proximidade entre os valores previstos e os observados para 2007 e 2008, apesar do R<sup>2</sup> ter apresentado um valor baixo, o que significa dizer que, aproximadamente, 43,14% das variações ocorridas na quantidade demandada de energia elétrica são explicadas pelo modelo ajustado. Consequentemente as previsões feitas no próximo item podem não ser realistas. Sendo assim, a equação de correção de erros relativa à variável consumo de energia elétrica pode ser escrita como segue:

$$\Delta C_t^{Ind} = 0,039 + 0,504u_{t-1} - 0,198\Delta Y_{t-1}^{Ind} - 0,160\Delta T_{t-1}^{Ind} - 0,059\Delta P_{t-1}^{Ind} - 0,125D + \varepsilon_t^C \quad (25)$$

Pelo VEC estimado, a velocidade de ajustamento em relação ao equilíbrio de longo prazo é 0,504; ou seja, 50,4% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido a cada período. Assim, a classe Industrial levaria entre três e quatro anos para ajustar a quantidade demandada dessa energia a eventuais choques na tarifa e, ou, na renda dos consumidores.

Prosseguindo com os procedimentos para previsões do setor industrial, seguem na Tabela 34, os cenários que ajudarão na estimação do consumo para o período de 2009-2017:

Tabela 34: Construção dos Cenários

<b>Cenário 1: Alto crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4,5%	4,5%	5%	5,5%	5,5%	6%	6%	6%
Tarifa	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%
<b>Cenário 2: Intermediário Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	4%	4%	4%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%	4,5%
Tarifa	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
<b>Cenário 3: Baixo Crescimento do PIB e Tarifa</b>									
Ano	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
PIB	4%	3%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%	3,5%
Tarifa	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%	3%

Fonte: Elaboração própria

OBS: Elaboração em consonância com o Plano Decenal de Energia

Para a tarifa, considerou-se uma recuperação alta, média e baixa a depender do crescimento observado pelo PIB.

Para a variável preço dos intensivos, câmbio real efetivo, manter-se-ão constantes em valores de 2008<sup>36</sup>

Para a variável Preço dos substitutos da Energia, considera-se a média dos primeiros cinco anos anteriores.

Tabela 35: Previsões e Comparações – Setor Industrial (*one-step ahead*)

Ano	Valores Previstos				Diferença %		
	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	Cenário 3 (GWh)	EPE (GWh)	Cenário 1	Cenário 2	Cenário 3
2009	184.111,11	184.111,11	184.111,11	187.956	-2,05	-2,05	-2,05
2010	195.306,37	195.361,06	195.413,82	196.037	-0,37	-0,34	-0,32
2011	209.876,54	210.105,43	210.107,53	203.269	3,25	3,36	3,36
2012	223.436,99	223.745,54	223.334,23	209.152	6,83	6,98	6,78
2013	233.770,40	233.702,62	232.727,78	216.561	7,95	7,92	7,47
2014	241.683,60	240.538,33	238.827,00	224.516	7,65	7,14	6,37
2015	249.550,04	246.797,82	243.990,54	232.169	7,49	6,30	5,09
2016	259.705,80	254.856,19	250.600,35	242.392	7,14	5,14	3,39
2017	272.892,91	265.363,20	259.420,28	251.826	8,37	5,38	3,02

Fonte: Dados da Pesquisa

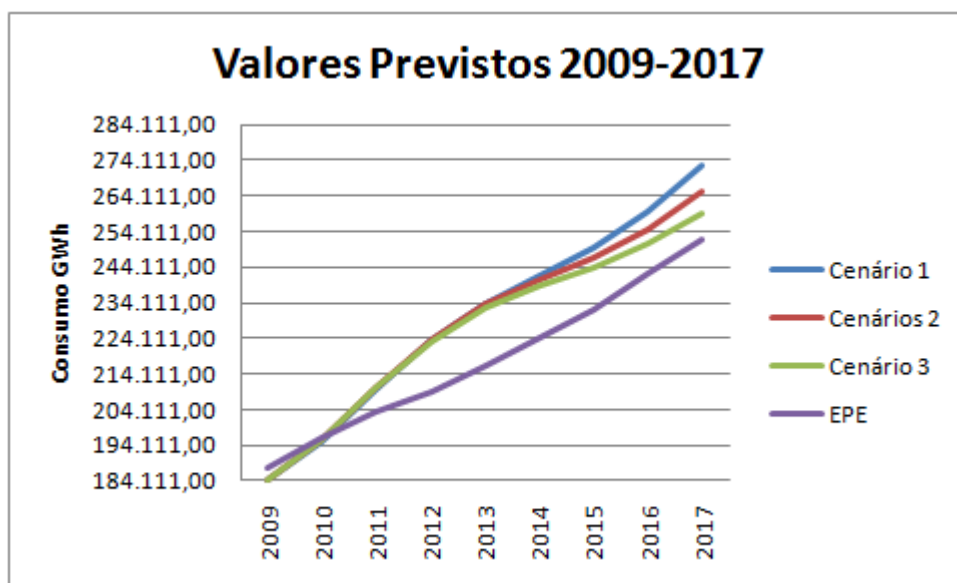
OBS: Os valores da EPE correspondem às previsões geradas em MME/EPE (2008b)

Abaixo segue o gráfico 12 com os valores previstos acima de forma a melhor visualizar o comportamento dos valores previstos:

<sup>36</sup> A variável câmbio é bastante volátil no tempo sendo difícil determinar seu comportamento no tempo futuro. Dessa forma, opta-se por considerar constante seu valor a partir do último ano conhecido.

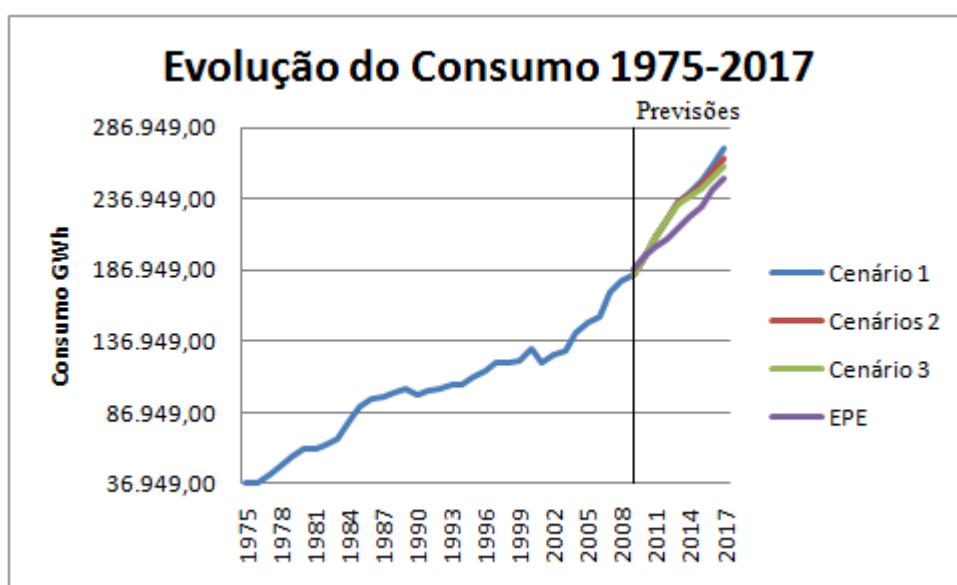


Gráfico 12: Valores Previstos 2009-2017 para o Setor Industrial



Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico 13: Evolução do Consumo Industrial 1975-2017



Fonte: Dados da Pesquisa

Podemos afirmar que a introdução da variável “Câmbio Real” como *proxy* para a formação de estoques, se adaptou bem, isso em função dos resultados serem próximos aos alcançados pela EPE para o período em análise, estando os resultados abaixo de 10% em termos de diferença percentual.

## 7. RESULTADOS E DISCUSSÃO PARA INTRODUÇÃO DO CUSTO SOCIAL

Os resultados são gerados utilizando as mesmas formas funcionais utilizadas para as previsões de 2009-2017. As tarifas re-calculadas são referentes a este período, também sendo para este período as comparações entre o consumo com e sem a política de custo social. Abaixo seguem os resultados para o período de 2009-2017:

Tabela 36: Diferença percentual entre o Consumo de Energia com e sem a Introdução da Política de Custo Social

Ano	Com Política de Custo Social			Sem Política de Custo Social			Diferença %		
	Residen.	Comer.	Indust.	Residen.	Comer.	Indust.	Residen.	Comer.	Indust.
2009	105.213	66.848	184.111	105.213	66.848	184.111	0,00	0,00	0,00
2010	114.222	70.789	194.877	114.611	70.984	195.361	-0,34	-0,27	-0,25
2011	121.652	75.250	206.545	122.310	75.517	210.105	-0,54	-0,35	-1,69
2012	127.642	79.637	216.753	128.463	80.031	223.746	-0,64	-0,49	-3,13
2013	132.379	84.162	224.750	133.268	84.672	233.703	-0,67	-0,60	-3,83
2014	136.086	88.802	231.523	136.965	89.440	240.538	-0,64	-0,71	-3,75
2015	138.903	93.587	238.839	139.690	94.355	246.798	-0,56	-0,81	-3,22
2016	140.945	98.509	247.990	141.576	99.416	254.856	-0,45	-0,91	-2,69
2017	142.328	103.580	258.925	142.748	104.629	265.363	-0,29	-1,00	-2,43

Fonte: Dados da Pesquisa

Para o ano de 2009, os valores com e sem a introdução da Política de Custo Social não se altera, para nenhum dos setores, já que o mecanismo de previsão *one-step ahead* considera as informações passadas para determinar o comportamento da variável um período à frente. Como em 2008 não houve alteração no comportamento das variáveis, 2009 não sofre alteração de valor.

Assim como destacado anteriormente, o peso do reajuste será maior para o setor cujo menor tenha sido a elasticidade preço, que para o presente estudo foi o setor industrial. A redução no consumo de energia provocada por esta política chega próxima a 4%, reduzindo o consumo de 233.703 GWh para 224.750 GWh.

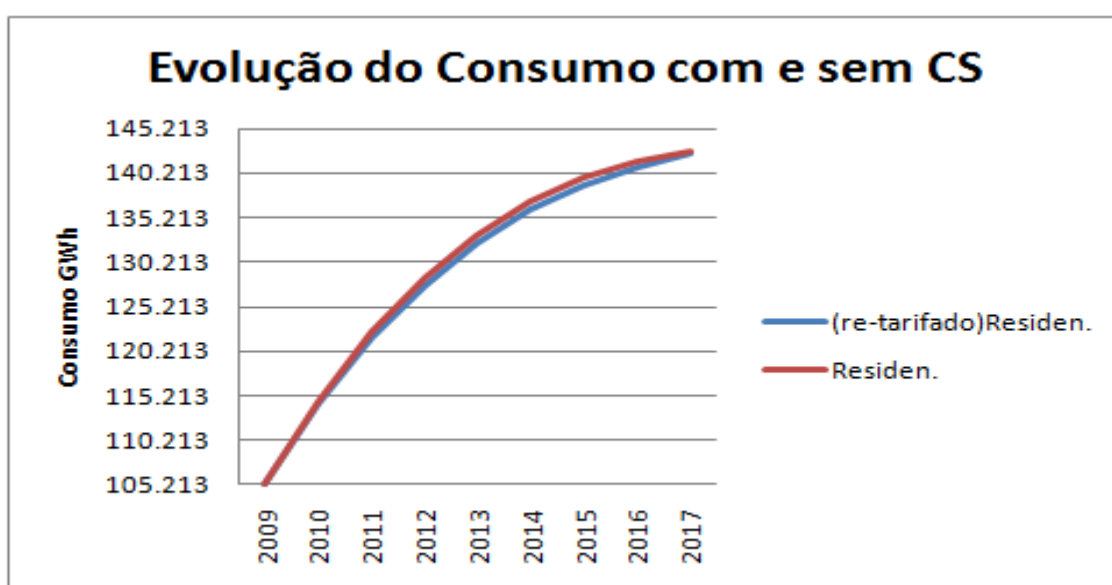
Considerando que o preço cobrado pelo uso da energia (tarifa) é inferior a seu preço social, isso gera uma alocação ineficiente do recurso, uma vez que os usuários são induzidos a utilizarem estes recursos intensivamente, além do nível social ótimo, gerando perdas a sociedade. Tal política proporciona uma redução no consumo de energia, considerando o verdadeiro custo incorrido pela sociedade, podendo ainda contribuir com a gradual substituição da geração hidrelétrica por fontes alternativas, através de programas que possam canalizar os recursos advindos da tarifa reajustada para esses fins.

Até bem pouco tempo atrás, o apelo ambiental era tido como motivo para a ampliação da utilização de fontes alternativas (energia solar, dos ventos e biomassa). Após a crise de abastecimentos em 2001, passou-se a ter outro motivo: necessidade de

diversificar as fontes de energia. Com isso, instrumentos de incentivo foram criados, assim como a lei que cria o Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica, mais conhecido como PROINFA, que prioriza o incentivo à geração de energia elétrica a partir da energia eólica, da biomassa e de pequenas centrais hidroelétricas. SILVA e CAVALIERO (2003).

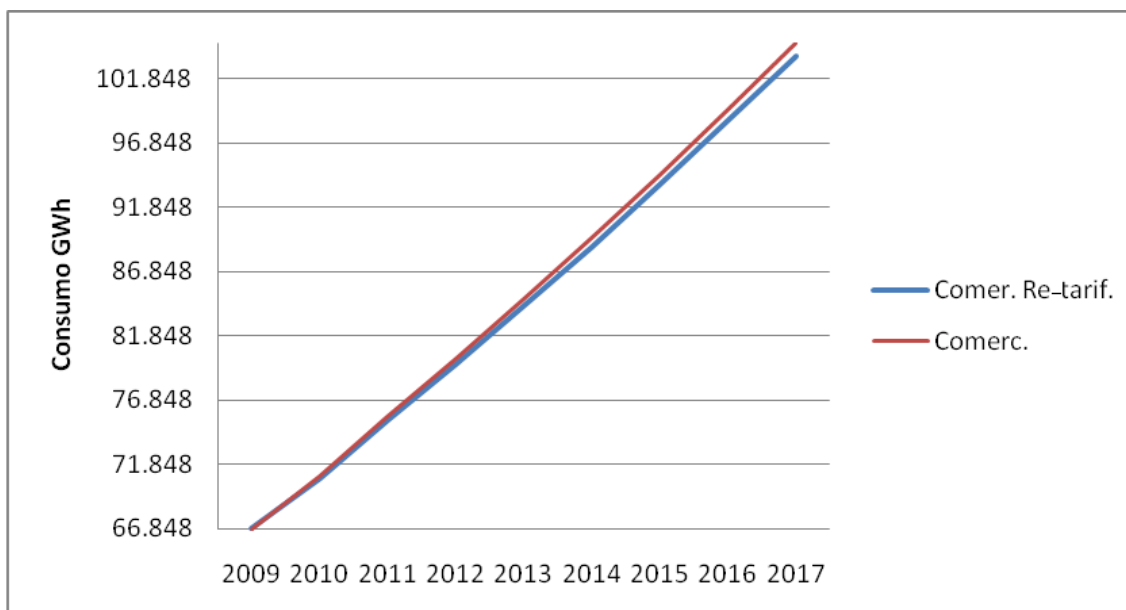
Com exceção da energia hidrelétrica, no geral, as fontes de energia renováveis custam mais caro, pois impactam menos sobre o meio ambiente. Fazem-se, pois, necessários incentivos específicos que aumentem sua competitividade econômica, e de preferência que sejam mínimos, já que os consumidores é quem arcarão com eles. A aplicação do conceito de custo social poderia gerar parte destes incentivos.

Gráfico 14: Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social



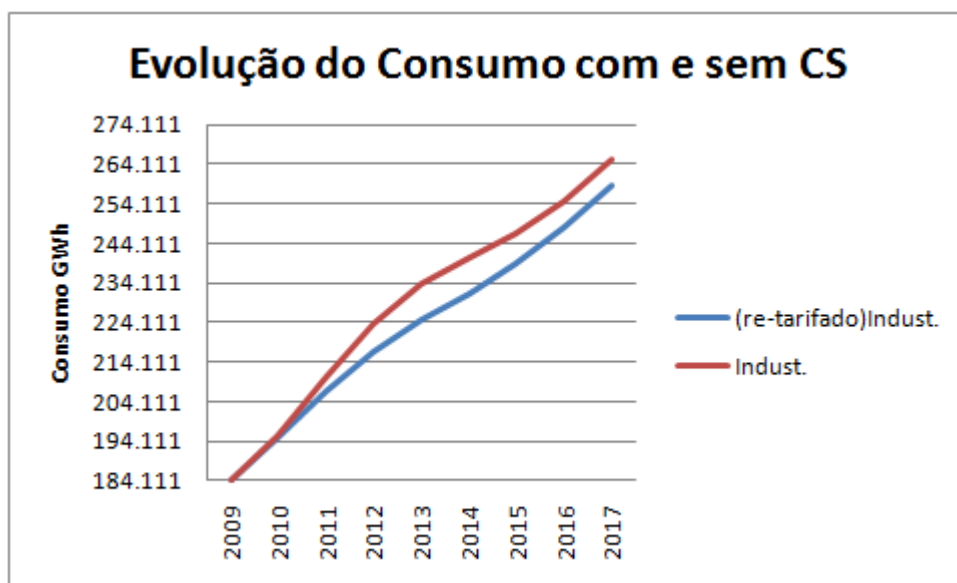
Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico 15: Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social



Fonte: Dados da Pesquisa

Gráfico 16: Evolução do Consumo com e sem a Introdução da Política de Custo Social



Fonte: Dados da Pesquisa

Como pode ser observado nos gráficos acima, o peso na redução do consumo foi maior no setor industrial, isso em decorrência de sua menor sensibilidade em relação à elasticidade preço da demanda. Ao se praticar tarifas re-ajustadas, é possível que as distorções, na utilização da energia elétrica em relação a seus níveis ótimos, sejam minimizadas. Isto pode promover a utilização ótima dos recursos disponíveis, além de levar a economia ao nível que proporcione ganhos a toda a sociedade (Pareto-ótimo).

Tabela 37: Resumo das Variáveis Utilizadas para o Cálculo da Alíquota Ótima

Ano	Residencial				Industrial				Comercial			
	Tarifa	Consumo		$\varepsilon$	Tarifa	Consumo		$\varepsilon$	Tarifa	Consumo		$\varepsilon$
		GWh	% (S)			GWh	% (S)			GWh	% (S)	
2006	350,54	85879,00	0,29	0,71	252,00	154315,00	0,52	0,65	335,82	55308,00	0,19	0,82
2007	331,45	90940,00	0,28	0,71	249,76	171624,00	0,53	0,50	318,25	58838,00	0,18	0,87
2008	282,03	94912,00	0,28	0,70	216,39	179256,00	0,53	0,58	273,28	61962,00	0,18	0,97
2009	290,49	105213,35	0,30	0,71	223,96	184111,11	0,52	0,55	282,84	66847,87	0,19	0,93
2010	299,21	114610,82	0,30	0,72	231,80	195361,06	0,51	0,50	292,74	70983,64	0,19	0,94
2011	308,18	122310,22	0,30	0,72	239,92	210105,43	0,52	0,50	302,99	75517,12	0,19	0,93
2012	317,43	128463,03	0,30	0,72	248,31	223745,54	0,52	0,50	313,60	80030,63	0,19	0,91
2013	326,95	133267,67	0,30	0,69	257,00	233702,62	0,52	0,49	324,57	84672,38	0,19	0,88
2014	336,76	136965,37	0,29	0,67	266,00	240538,33	0,52	0,49	335,93	89440,13	0,19	0,86
2015	346,86	139689,73	0,29	0,66	275,31	246797,82	0,51	0,49	347,69	94354,54	0,20	0,85
2016	357,27	141575,82	0,29	0,66	284,94	254856,19	0,51	0,49	359,86	99415,64	0,20	0,84
2017	367,99	142748,31	0,28	0,65	294,92	265363,20	0,52	0,49	372,45	104628,86	0,20	0,83

Fonte: Dados da Pesquisa

OBS: (S) – proporção do consumo total, e – elasticidade preço da demanda

Tabela 38: Reajustes Ótimos da Tarifa de Energia

Ano	$\alpha$	Aliquota $\gamma^*$		
		Residencial	Comercial	Industrial
2006	0,0278749	0,041	0,035	0,045
2007	0,0213794	0,031	0,025	0,045
2008	0,0248852	0,037	0,026	0,045
2009	0,0235431	0,034	0,026	0,045
2010	0,0215557	0,031	0,023	0,045
2011	0,0215686	0,031	0,024	0,045
2012	0,0215686	0,031	0,024	0,045
2013	0,0212202	0,032	0,025	0,045
2014	0,0208761	0,032	0,025	0,045
2015	0,020889	0,033	0,025	0,045
2016	0,020932	0,033	0,026	0,045
2017	0,0209449	0,033	0,026	0,045

Fonte: Dados da Pesquisa

## 8. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil tem passado por mudanças no setor energético desde 1980, quando o preço do barril de petróleo alcançara valores extremamente elevados, resultando num desempenho do país em buscar fontes alternativas que pudessem reduzir a dependência por esta fonte de energia. Na década de 90, constata-se intensificação do processo de privatização na economia brasileira, sendo o setor energético afetado por esse processo. Dentre os fatores que levaram a exaustão do modelo de regulação estatal estão: (i) crise financeira da União e dos Estados; (ii) má gestão das empresas de energia provocada pela ineficiência produtiva (falta de incentivos a eficiência), e de critérios técnicos a gerência administrativa; (iii) inadequação do regime regulatório pela inexistência de órgão regulador. Em 2001 a economia brasileira passou por um racionamento de energia, tendo ligação com as interrupções das privatizações. Além da questão acima, atrelado a este cenário negativo, outro ponto que corroborou para a crise de abastecimento tem sido a forte dependência que o país apresenta da geração de energia por meio das hidrelétricas, onde a falta de chuvas não permitiu seu pleno funcionamento. Sendo assim, ao setor energético, foram impostas medidas que visaram reduzir o consumo de energia gerando mudanças quanto ao comportamento e padrões de consumo. Essas mudanças foram capazes de reduzir não somente o consumo de energia, mas também o ritmo de crescimento pelo desaquecimento da indústria.

Após se identificar que as séries temporais das variáveis estudadas são não-estacionárias, optou-se pela utilização do conceito de Co-Integração. Para isso, foram adotados os procedimentos e testes desenvolvidos por JOHANSEN (1988) e ainda JOHANSEN e JUSELIUS (1990), com o intuito de estabelecer as relações de co-integração entre as variáveis. Em seguida, foram estimados os Modelos de Correção de Erros Vetoriais (VECM) que foram usados para projetar o consumo de energia elétrica para o período 2009-2017.

O fato de o Brasil ter passado por este racionamento, o levou a uma ruptura na trajetória do consumo, onde os modelos estimados internalizaram este acontecimento. É certo que estes fatos levaram a uma mudança no comportamento dos consumidores dos três setores (residencial, comercial e industrial). Ao se analisar a elasticidade preço da demanda para o setor residencial observou-se que a elasticidade preço da demanda não é tão inelástica a tarifa, já que esta variável apresentou um coeficiente maior se comparado a trabalhos anteriores.

Considerando o efeito imposto pelo racionamento, os consumidores desta classe reestruturaram seu comportamento, passando a consumir menos em função do novo hábito de consumo adquirido após a política de redução no consumo por energia elétrica. De acordo com os resultados deste trabalho, o consumo de energia mantém-se crescente, mas espera-se uma maior eficiência quanto a esse consumo. Houve mudanças no comportamento consumidor para as três classes, e essas mudanças foram mais significativas para classe residencial, ao se considerar que é mais fácil para uma família reajustar seu consumo de energia, adquirindo eletrodomésticos que consomem menos energia, por exemplo; do que uma firma incorrer em mudanças na matriz de produção. Houve uma correção (via alteração nas tarifas, incentivando os consumidores a encontrar meios de reduzir seu peso sobre sua dotação orçamentária) e as famílias, mesmo consumindo menos energia, não tiveram perda de utilidade (continuam satisfazendo suas necessidades utilizando menos energia).

O comportamento apresentado pela elasticidade renda, para o Setor Residencial, pode ser explicado pelo desempenho das políticas de crédito a partir da década de 90 se estendendo até 2006, onde a porcentagem correspondente de crédito em relação ao PIB alcançou 33%. Outras políticas atreladas influenciaram a elasticidade renda: i) controle inflacionário proposto pós-real; ii) queda na taxa de juros vista em boa parte do período.

Quanto à elasticidade preço da demanda, fazendo uma analogia a outros trabalhos, seu valor se mostrou mais próximo a 1. Isto caracteriza que a demanda é inelástica a preço, mas não tão inelástica quanto outros trabalhos. Com a imposição do racionamento, houve uma mudança significativa no comportamento dos consumidores, com as políticas: i) de reajuste tarifário para os que consumissem acima da meta e ii) corte no fornecimento para os reincidentes no descumprimento da meta i). Essa mudança comportamental perdurou mesmo após passada a política do racionamento, levando os consumidores à melhor administrarem seus gastos, isto devido ao fato de os consumidores poderem reduzir seu consumo de energia sem que isto gerasse perdas de utilidade (adquirindo equipamentos mais eficientes no que diz respeito ao consumo de energia, utilizando lâmpadas fluorescentes ao invés das incandescentes, desligando a luz de certo cômodo da casa, onde ninguém esteja necessitado de iluminação naquele momento). Dessa forma, o peso que a variável tarifa passaria a ter sobre o consumo se evidenciou em sua elasticidade, que se mostrou maior que a dos trabalhos pré-acionamento.

As previsões para o referido setor mostram que o consumo é crescente, mas à taxa decrescente, evidenciado pelo maior peso que a tarifa passa a ter sobre o consumo de energia. Diante desta afirmativa, e considerando que boa parte da geração de energia necessária ao suprimento da demanda é proveniente de hidrelétricas, traz à tona a discussão a cerca dos custos sociais provenientes desta atividade. Como o consumo é crescente, também crescente deverá ser a capacidade instalada para evitar demanda reprimida, intensificando ainda mais os impactos negativos (ambientais e sociais) desta atividade geradora.

Para o caso do setor residencial, o peso do reajuste tarifário proveniente da política de custo social foi o segundo maior, em função de sua elasticidade preço da demanda. Após a política de racionamento, com a mudança comportamental dos consumidores desse setor, houve redução na quantidade consumida (eficiência no consumo de energia, evitando desperdícios), atrelada à elevação tarifária. Isto deu maior peso à tarifa sobre o consumo dos indivíduos. Nota-se que o que faltou para que houvesse este ajuste no consumo foi uma política que afetasse significativamente a renda e a possibilidade de adquirir energia.

Tal política de custo social proporciona uma redução no consumo de energia, considerando o verdadeiro custo incorrido pela sociedade, podendo ainda contribuir com a gradual substituição da geração hidrelétrica por fontes alternativas, através de programas que possam canalizar os recursos advindos da tarifa reajustada para esses fins.

O Setor Comercial apresentou as melhores estimativas, visto nos resultados apresentados pelos testes de qualidade. Quanto ao comportamento deste setor, sua elasticidade renda também foi influenciada pelas políticas de crédito da década de 90 até 2006 e das medidas pós-real que perduraram até 1997, que incentivaram significativamente o consumo. Outro ponto que cabe destacar diz respeito ao peso da elasticidade renda do setor residencial ter se mostrado maior que a do referido setor. Em função de programas assistencialistas adotados pelo Governo, como: i) luz para todos; ii) programa de tarifa social. A junção destes



dois programas elevou ainda mais a parcela de consumidores residenciais e proporcionou a uma seleta parte destes o pagamento de uma tarifa diferenciada (menor).

Diferentemente de alguns trabalhos, a especificação da *proxy* para estoque de eletrodomésticos não apresentou problemas nas estimações. No caso a variável preço dos itens intensivos em energia comportou-se de forma esperada. Outros trabalhos apresentaram elasticidade preço da demanda menor que a elasticidade preço dos intensivos em energia, o que afirmaria que o peso que a tarifa exerce sobre o consumo é menor que o peso exercido pela variável preço das máquinas e equipamentos. Para estes autores não parece ser razoável essa relação de magnitude.

Como o Setor Comercial apresentou maior elasticidade preço da demanda em relação aos demais setores, o peso que a introdução de uma Política de Custo Social teria sobre este setor se mostrou menor. A alíquota de reajuste, na média, não seria maior que 0,2%; proporcionando uma redução no consumo, na média, de 0,6%.

O Setor Industrial apresentou algumas reformulações em relação a outros trabalhos. A princípio buscou-se trabalhar com a forma funcional utilizada na maioria dos casos, tendo como *proxy* para formulação de estoques a variável preço dos equipamentos industriais. As estimações não se mostraram contundentes e optou-se por inserir outra *proxy*, ao contrário de se trabalhar apenas com o consumo em função de duas variáveis (renda e tarifa). A variável utilizada como esta *proxy* foi câmbio real efetivo, que por sua introdução, considera a abertura do mercado de bens – possibilidade de transação por consumidores e firmas entre bens internos e externos; as firmas estariam aptas a adquirir bens de capital importados, além de adquiri-los internamente. A dinâmica externa se dá considerando que não existam em alguns casos máquinas similares. Um câmbio desfavorável aos importadores (depreciado), evita que o indivíduo adquira bens de capital no período imediato levando-o a adquiri-los no período posterior. A dinâmica interna é determinada pela renda e tarifa, onde a ampliação da restrição orçamentária atrelada a alterações no valor da tarifa (considerando que a energia é um bem consumível e a tarifa é seu preço) faz com que o indivíduo possa ou não adquirir bens de capital. Com uma elevação cambial tem-se uma redução no estoque de equipamentos em função da elevação do preço das máquinas produzidas no país em consequência da elevação do preço das peças importadas e da elevação dos preços das máquinas importadas que não possuam similares produzidos no país. Seu sinal permanece negativo frente à variável consumo.

Por meio dessa formulação os resultados se mostraram satisfatórios, e a elasticidade preço da demanda, apesar de inelástica, sugeriu que haveria um substituto para a energia elétrica. Desse ponto em diante, as estimações passariam a incorporar à variável preço dos substitutos da energia. Os resultados se mostraram satisfatórios e sugerem que a elasticidade foi fortemente influenciada pelo desempenho da indústria no período pós-real e pela política de racionamento.

Com esta reformulação de variáveis, os resultados pouco destoam dos encontrados pela EPE, tendo como *proxy* para estoques a variável câmbio real, estando os resultados abaixo de 10% em termos de diferença percentual.

Dentre os setores, o industrial apresentou menor elasticidade preço da demanda, o que resultou em maior peso do custo social sobre a tarifa, gerando maior alíquota incidente sobre

esta classe de consumo. Pelo reajuste, a redução no consumo para o período previsto seria, na média, de 2,33%.

O que se pode afirmar sobre esta política de re-tarifação, é que ela cumpre com a proposta de redução no consumo de energia, considerando o verdadeiro custo incorrido pela sociedade, podendo ainda contribuir com a gradual substituição da geração hidrelétrica por fontes alternativas, através de programas que possam canalizar os recursos advindos da tarifa reajustada para esses fins.

Ao se considerar que pela dinâmica apresentada pelo consumo de energia pelos setores, e as metas de expansão da capacidade instalada pode haver necessidade de uma política de redução no consumo, visto que o crescimento do consumo de energia médio é superior a 4% e a meta de crescimento da capacidade instalada deve crescer a taxa similar, uma medida cabível para contornar esta possibilidade seria a introdução desta política de custo social. Isto pode promover a utilização ótima dos recursos disponíveis, além de levar a economia ao nível que proporcione ganhos a toda a sociedade (Pareto-ótimo).

Ao contrário de apenas se pensar em utilizar-se desta política para proporcionar uma redução no consumo com a finalidade de ajustar à capacidade instalada o consumo de energia, deve-se ter em mente os problemas sociais e ambientais gerados pela atividade geradora de energia através das hidrelétricas.

Como sugestão para trabalhos que venham analisar o comportamento da demanda de energia para os setores aqui estudados, a utilização de outras *proxies* para preço dos substitutos da energia como GLP, gás natural.

Por fim, o presente trabalho teve como propósito a análise das relações entre variáveis que possam determinar o comportamento do consumo de energia, buscando outras formas de mensurar este comportamento, utilizando outras *proxies* que possam contribuir com a literatura a cerca do assunto. Acredita-se que os resultados obtidos são informações de grande importância para a tomada de decisões referentes à condução do setor elétrico nacional.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, T., LOBÃO, W. *Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1997. (Texto para Discussão, n. 489).
- BLANCHARD, Olivier. *Macroeconomia*. São Paulo, Pearson Prentice Hall, 3º edição 2004.
- BRAGION, Luiza. *O Proálcool renasce*. Com Ciência, Campinas, n.86, abril.2007. Disponível em: <<http://www.comciencia.br/>> Acesso em: 25 de abril de 2009
- CARRERA-FERNANDEZ, J.O *Custo Social da Energia Hidrelétrica e uma Política de Tarifação Social Ótima para o Setor Elétrico*. Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza, v. 39, nº 4, out-dez. 2008.
- CARRERA-FERNANDEZ, J., PEREIRA, R. *A política de tarifação social ótima para a energia elétrica*. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30, 2002, Nova Friburgo. Anais... Nova Friburgo: ANPEC, 2002.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria Básica*. Editora Campus, 4º edição, 2006
- EISFELD, Cristiane de Loyola., NUÑEZ, Blas Henrique Cabellero., ALMEIDA, Alexandre Nascimento de., SOUZA, Vanderlei Santos. *Análise do poder de previsão do modelo de vetores auto regressivos (VAR) para a quantidade de madeira serrada exportada pelo estado do Paraná*. Disponível on-line em: <[http://www.ecopar.ufpr.br/artigos/a7\\_079.pdf](http://www.ecopar.ufpr.br/artigos/a7_079.pdf)>. Acesso em : 24 de Abril de 2009.
- ELETOBRÁS. *Relatório Anual e Demonstrativos Contábeis*. 2007. Disponível em: <<http://www.eletobras.gov.br>>. Acesso em 17 de Novembro de 2009.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. *Co-integration and error-correction: Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, v. 55, p. 251-76, 1987
- GOMES *et al.* *O Setor Elétrico*. BNDES, 2002. disponível em: <<http://www.bndes.gov.br>>. Acessado em 16 de Novembro de 2009.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 5<sup>th</sup> ed., 2002.
- IRFFI, Guilherme., CASTELAR, Ivan., SIQUEIRA, Marcelo Lettieri., LINHARES, Fabrício Carneiro. *Previsão da Demanda por Energia Elétrica para Classes de Consumo na Região Nordeste, usando OLS dinâmico e Mudança de Regime*. Economia Aplicada, V.13, n. 1, p. 69-98, 2009.
- JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegrating vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. *Maximun likelihood estimation and inference on cointegration, with application to the demand for money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v.52, p.169-210, 1990.

LEITE, Sidimar Quezada. *Projeções para a Demanda por Energia Elétrica para o Brasil: 2006-2015*. Tese (Mestrado) – IBMEC, Rio de Janeiro, 2006, p. 51.

MAS-COLELL, Andreu.; WHINSTON, Michael D.; GREEN, Jerry R. *Microeconomic Theory*. Oxford University Press, New York, 1995.

MATTOS, Leonardo Bornacki., *Demanda Residencial de Energia Elétrica em Minas Gerais: 1970 a 2002*. Tese (Mestrado) – UFV, Minas Gerais, 2004, p. 132.

\_\_\_\_\_, *Uma Estimativa da Demanda Industrial de Energia Elétrica no Brasil: 1974-2002*. Organ. rurais agroind., Lavras, v. 7, n. 2, p. 238-246, 2005.

MATTOS, Leonardo Bornacki., LIMA, João Eustáquio de. *Demanda Residencial de Energia Elétrica em Minas Gerais: 1970 a 2002*. Nova Economia, Belo Horizonte, V.15, n. 3, p. 31-52, 2005.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. *Balanço Nacional Energético de 2007*. Disponível: <<http://www.mme.gov.br>> . Acesso em: 24 de Abril de 2009.

\_\_\_\_\_, *Resenha Energética Brasileira de 2008*. Disponível: <[www.mme.gov.br](http://www.mme.gov.br)>. Acesso em : 24 de Abril de 2009.

MME/EPE - Ministério de Minas e Energia/ Empresa de Pesquisa Energética, *Plano Decenal de Expansão de Energia 2007/2016*, Brasília. 2007.

\_\_\_\_\_, *Plano Decenal de Expansão de Energia 2008/2017*, Brasília. 2008a.

\_\_\_\_\_, *Projeções da Demanda de Energia Elétrica – Plano Decenal de Energia 2008/2017*. Série Estudos da Demanda, Rio de Janeiro, Maio de 2008b.

MODIANO, E. M. *Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia da PUC, 1984. (Texto para Discussão, n. 68).

MULLER, Arnaldo. *Hidrelétricas, Meio Ambiente E Desenvolvimento*, Editora Líder. São Paulo.1995.

NAPPI, Karina.; *Importações de Máquinas Devem Crescer 50% Em 2010*. Disponível: <[www.global21.com.br](http://www.global21.com.br)>. Acesso em : 24 de Abril de 2009.

PIRES, J. C. L. *O Processo de Reformas do Setor Elétrico Brasileiro*. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v. 6, n. 12, p. 137-168, Dezembro de 1999.

PIRES, J. C. L., GIAMBIAGI, F.; SALES, A. F. *As Perspectivas do Setor Elétrico após o Racionamento*. Revista do BNDES, Rio de Janeiro, v. 9, n. 18, p. 163-204, dez. 2002.

PIRES, J. C. L., GOSTKORZEWICZ, J., GIAMBIAGI, F. *O cenário macroeconômico e as condições de oferta de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: BNDES, mar. 2001. (Texto para Discussão 85).

ROSSETTI, José Paschoal. *Introdução à Economia*. Editora Atlas, 9ª Edição, São Paulo (SP), 1982.

SARDEMBERG, Rubens *et al.*, *Evolução do Crédito do Sistema Financeiro no Brasil*, Relatório FEBRABAN, agosto de 2009. Disponível em: <<http://www.febraban.org.br>>. Acesso em : 24 de Abril de 2009.

SCHMIDT, C. A. J., LIMA, M. A. M. *A demanda por energia elétrica no Brasil*. *RBE*, Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 67-98, 2004.

SIQUEIRA, M. L., CORDEIRO JR., H. H. CASTELAR, I. *A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo*. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 36, n. 1, p. 137-178, 2006.

SILVA, Ennio Peres da., CAVALIERO, Carla Kazue Nakao. *Perspectivas para as fontes renováveis de energia no Brasil*. *Jornal da Unicamp*, Fevereiro de 2003. Disponível em: <[http://www.unicamp.br/unicamp/unicamp\\_hoje](http://www.unicamp.br/unicamp/unicamp_hoje)>. Acesso em: 28 de setembro de 2010.

TAYLOR, L. D. *The demand for electricity: a survey*. *The Bell Journal of Economics*, v.6, p.74-110, Spring 1975.

VARIAN, H. R. *Microeconomia: Princípios Básicos*. Rio de Janeiro: Campus, 2003. 778 p.

## GLOSSÁRIO

A	
ADF	Teste Dickey-Fuller Aumentado. Utilizado para identificação de Raíz Unitária nas séries.
AIC	Critério de Informação de Akaike - estatística freqüentemente utilizada para a escolha da especificação ótima de uma equação de regressão no caso de alternativas não aninhadas.
D	
DOLS	Dynamic Ordinaries Least Squares - Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmicos - técnica para se obter estimadores eficientes para os vetores de co-integração que incluam componentes determinísticos e acomodem indistintamente variáveis de alta ordem de integração, de ordens distintas, co-integradas, bem como a possível simultaneidade entre as variáveis de um sistema de demandas.
H	
HQIC	Hannan-Quinn Information Criterion - Critério de Informação de Hannan Quinn - estatística freqüentemente utilizada para a escolha da especificação ótima de uma equação de regressão.
M	
MQO	Método de Mínimos Quadrados Ordinários - técnica de otimização matemática que procura encontrar o melhor ajustamento para um conjunto de dados tentando minimizar a soma dos quadrados das diferenças entre a curva ajustada e os dados (tais diferenças são chamadas resíduos).
MR	Modelo de Mudança de Regima - um modelo no qual será capturada uma mudança de intercepto. Este procedimento é uma extensão do teste de co-integração de Engle e Granger (1987).
S	
SBIC	Critério de Informação de Schwarz - estatística semelhante ao critério de Akaike com a característica de impor uma penalidade maior pela inclusão de coeficientes adicionais a serem estimados.
T	
TEP	Tonelada Equivalente de Petróleo - unidade de energia definida como o calor liberado na combustão de uma tonelada de petróleo cru, aproximadamente 42 gigajoules.
V	
VAR	Vetores Auto Regressivos - examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis, impondo como restrições à estrutura da economia somente: a escolha do conjunto relevante de variáveis e do número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas.
VEC	Vetor de Correção de Erros - Método utilizado para gerar correções graduais período a período, afim de ligar o comportamento de curto a trajetória de longo prazo das variáveis, considerando que haja algum desequilíbrio de curto prazo.

## APÊNDICE A

### 1. Testes de Raiz Unitária (ADF)

#### 1.1 Setor Residencial

Null Hypothesis: D(CRES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.829744	0.0287
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PRES) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.228228	0.0010
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(YRES) has a unit root  
 Exogenous: Constant  
 Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.220854	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.711457	
5% level	-2.981038	
10% level	-2.629906	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

#### 1.2 Setor Comercial

Null Hypothesis: D(CCOM) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.683727	0.0040
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.333089	0.0092
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

Null Hypothesis: D(T) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.676195	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

Null Hypothesis: D(P) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.634362	0.0045
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

(\*) MacKinnon (1996) one-side *p-value*



### 1.3 Setor Industrial

Null Hypothesis: D(CIND) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.279883	0.0104
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.720508	0.0036
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

Null Hypothesis: D(T1) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.791279	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

Null Hypothesis: D(P1) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.678935	0.0003
Test critical values:		
1% level	-4.296729	
5% level	-3.568379	
10% level	-3.218382	

## 2. Teste de Co-integração

### 2.1 Setor Residencial

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.728490	76.25347	63.87610	0.0032
At most 1	0.434521	34.53326	42.91525	0.2648
At most 2	0.335279	16.29061	25.87211	0.4694
At most 3	0.095791	3.222215	12.51798	0.8491

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.728490	41.72021	32.11832	0.0025
At most 1	0.434521	18.24265	25.82321	0.3589
At most 2	0.335279	13.06839	19.38704	0.3225
At most 3	0.095791	3.222215	12.51798	0.8491

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

### 2.2 Setor Comercial

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.583117	55.13593	47.85613	0.0089
At most 1	0.458707	28.88743	29.79707	0.0634
At most 2	0.293568	10.47362	15.49471	0.2461
At most 3	0.001592	0.047785	3.841466	0.8269

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.583117	26.24850	27.58434	0.0733
At most 1	0.458707	18.41381	21.13162	0.1151
At most 2	0.293568	10.42583	14.26460	0.1854
At most 3	0.001592	0.047785	3.841466	0.8269

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.583117	55.13593	54.68150	0.0089
At most 1	0.458707	28.88743	35.45817	0.0634
At most 2	0.293568	10.47362	19.93711	0.2461
At most 3	0.001592	0.047785	6.634897	0.8269

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None	0.583117	26.24850	32.71527	0.0733
At most 1	0.458707	18.41381	25.86121	0.1151
At most 2	0.293568	10.42583	18.52001	0.1854
At most 3	0.001592	0.047785	6.634897	0.8269

## 2.3 Setor Industrial

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.787392	106.6256	97.59724	0.0015
At most 1	0.611778	60.17643	71.47921	0.0985
At most 2	0.466824	31.79106	49.36275	0.3998
At most 3	0.252826	12.92395	31.15385	0.7441
At most 4	0.130069	4.180247	16.55386	0.7159

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.01 Critical Value	Prob.**
None *	0.787392	46.44914	44.01643	0.0048
At most 1	0.611778	28.38537	37.48696	0.1336
At most 2	0.466824	18.86711	30.83396	0.3143
At most 3	0.252826	8.743706	23.97534	0.7505
At most 4	0.130069	4.180247	16.55386	0.7159

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.01 level

## Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05
--------------	-------	------

No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.787392	106.6256	88.80380	0.0015
At most 1	0.611778	60.17643	63.87610	0.0985
At most 2	0.466824	31.79106	42.91525	0.3998
At most 3	0.252826	12.92395	25.87211	0.7441
At most 4	0.130069	4.180247	12.51798	0.7159

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.787392	46.44914	38.33101	0.0048
At most 1	0.611778	28.38537	32.11832	0.1336
At most 2	0.466824	18.86711	25.82321	0.3143
At most 3	0.252826	8.743706	19.38704	0.7505
At most 4	0.130069	4.180247	12.51798	0.7159

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level