

MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO  
UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM MODELAGEM COMPUTACIONAL

ESTUDO DA DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

por

Anderson Garcia Silveira

Dissertação para obtenção do Título de  
Mestre em Modelagem Computacional

Rio Grande, março de 2017

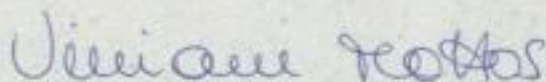
Anderson Garcia Silveira

“Estudo da Demanda de Energia Elétrica no Brasil”

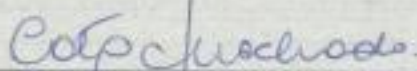
Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Modelagem Computacional da Universidade Federal do Rio Grande - FURG, como requisito parcial para obtenção do Grau de Mestre. Área concentração: Modelagem Computacional.

Aprovada em

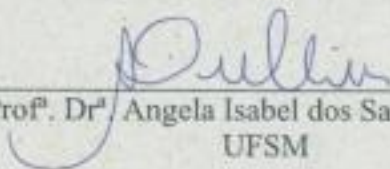
BANCA EXAMINADORA



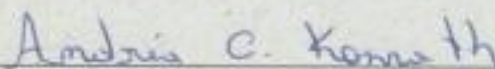
Prof.ª Dr.ª Viviane Leite de Dias Mattos  
Orientadora – FURG



Prof.ª Dr.ª Catia Maria dos Santos Machado  
FURG



Prof.ª Dr.ª Angela Isabel dos Santos Dullius  
UFSC



Prof.ª Dr.ª Andréa Cristina Konrath  
UFSC

Rio Grande - RS  
2017

Ficha catalográfica

S587c Silveira, Anderson Garcia.  
Estudo da demanda de energia elétrica no Brasil / Anderson Garcia  
Silveira. – 2017.  
83 p.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande –  
FURG, Programa de Pós-graduação em Modelagem Computacional,  
Rio Grande/RS, 2017.  
Orientadora: Dr<sup>a</sup>. Viviane Leite Dias de Mattos.  
Coorientadora: Dr<sup>a</sup>. Andrea Cristina Konrath.

1. Séries temporais 2. Cointegração 3. Testes de raiz unitária  
4. Demanda por eletricidade 5. Econometria I. Mattos, Viviane  
Leite Dias de II. Konrath, Andrea Cristina III. Título.

CDU 621.3:33

## AGRADECIMENTOS

Agradeço à minha mãe, Rosa Maria Garcia Silveira, por sua dedicação e seu incentivo durante toda minha trajetória acadêmica.

Ao meu pai, Henrique da Silva Silveira, pelo seu apoio.

A minha orientadora, Viviane Leite Dias de Mattos, por seus ensinamentos, sua dedicação, compreensão e disponibilidade durante toda a execução do trabalho.

A minha co-orientadora, Andrea Cristina Konrath, por dedicar parte de seu tempo para contribuir em aprimorar este trabalho.

A minha companheira, Mariane Coelho Amaral, por sua compreensão nos meus momentos de ausência e seu incentivo durante todo o período de execução do trabalho.

Ao meu irmão, Gabriel Garcia Silveira, e minha tia, Arani Wrague, por sempre me apoiarem e pelos momentos de descontração que tornaram muitos momentos de dificuldade mais leves.

Aos professores do Programa de Pós-Graduação em Modelagem Computacional da Universidade Federal do Rio Grande - FURG que contribuíram para a construção do meu conhecimento.

À Fundação Getúlio Vargas pelo fornecimento sem custo dos dados, sem os quais a realização deste trabalho não seria possível.

À Universidade Federal de Pelotas por permitir meu afastamento durante os horários em que precisei me dedicar aos estudos.

Aos meus familiares e amigos que muitas vezes tiveram que compreender meus momentos de ausência.

## RESUMO

A energia elétrica apresenta-se com um fator fundamental para o crescimento da economia de um país. Uma vez que ela é uma grandeza que não pode ser facilmente armazenada em grandes quantidades, sua produção deve ser adequada à demanda para que não haja problemas, como por exemplo o ocorrido nos anos de 2001 e 2002, que ficou nacionalmente conhecido como a crise do apagão. Isso faz com que seja importante o estudo da demanda de energia elétrica e dos fatores que a influenciam para que possa ser realizado um melhor planejamento do setor energético. Este trabalho aborda as três principais classes consumidoras de energia elétrica do Brasil: residencial, comercial e industrial. Através de funções de Cobb-Douglas, a demanda de cada setor é modelada de acordo com as variáveis que a influenciam. Após transformação logarítmica e análise gráfica da série temporal que representa cada variável, são aplicados testes de raiz unitária. Os testes indicaram que as séries estudadas possuem a mesma ordem de integração:  $I(1)$ , desta maneira foi possível utilizar o conceito de cointegração para encontrar a relação de longo prazo entre as séries. Com o intuito de realizar previsões para o período de 2015 a 2019, foi aplicado o Modelo de Correção de Erros Vetoriais. Os resultados obtidos pelos setores residencial e comercial encontram-se dentro do esperado pela teoria econômica. Apenas no setor industrial houve discordância quanto ao sentido da influência da variável tarifa, de modo que o modelo escolhido não encontrou o esperado pela teoria econômica. Portanto, foi necessário propor um novo modelo, com a exclusão da variável que representa o bem substituto à energia, de maneira que estivesse de acordo com o esperado pela teoria. Por fim, com os três modelos de acordo com a teoria econômica foi possível analisar a elasticidade de cada variável em relação à demanda e realizar previsões. Os resultados apresentaram menor erro de previsão para o ano de 2015, utilizado para comparação entre os valores projetados e reais.

Palavras-chaves: Séries Temporais, Cointegração, Testes de Raiz Unitária, Demanda por eletricidade, Econometria.

## ABSTRACT

The electrical energy is showed as a fundamental factor to the growth of a country economy. Since it cannot be easily stored in large quantities, its production must be adequate to demand to avoid problems, for example what occurred in the years 2001 and 2002, which was nationally known as blackout crisis. The fact makes the study of demand important for electricity and the factors which influence it, so it can be realized a better planning of energy sector. This work addresses the three main consumer classes of electrical energy in Brazil: residential, commercial and industrial. Through Cobb-Douglas function, the demand of each sector is modeled according which the variables that influence it. After the logarithmic transformation and graphical analysis of the time series which represents each variable, unit root tests are applied. The tests indicated that studied series has the same integration order:  $I(1)$ , this way it was possible use the cointegration concept to find the long run relationship between the series. In order to accomplish predictions to period from 2015 to 2019 was applied the Vector Error Correction Model. The results obtained by the residential and commercial sectors are within the expected by the economic theory. Only the industrial sector has presented problems regarding the signal of the variable tariff, so that the model chosen was not capable to find what is expected by the economic theory. Therefore, it was necessary to propose a new model. It excluded the variable that represents the substitute for the energy and became in agreement by economic theory. Finally, with the three models according with economic theory, it was possible analyze the elasticity from each variable in relation to demand and make predictions. The results founded low prediction error to the year 2015, used to compare the projected values and actual values.

Keywords: Time series, Cointegration, Unit roots tests, Electricity demand, Econometrics.

# ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO .....	16
1.1. Apresentação do tema .....	16
1.2. Justificativa .....	22
1.3. Objetivos .....	23
1.3.1. Objetivo Geral .....	23
1.3.2. Objetivos Específicos .....	24
1.4. Estrutura do Trabalho.....	24
2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS .....	25
2.1. Teoria Econômica.....	25
2.1.1. Teoria do Consumidor .....	25
2.1.2. Teoria da Firma.....	25
2.1.3. Elasticidade da demanda .....	26
2.2. Modelo econométrico .....	26
2.3. Métodos de estimação.....	27
2.3.1. Conceito de Cointegração.....	29
2.3.2. Modelo vetor de correção de erros .....	29
2.3.3. Procedimento de Johansen.....	30
2.4. Definição do Modelo .....	32
2.5. Testes de Raiz Unitária.....	32
2.5.1. Testes de Dickey-Fuller .....	33
2.5.2. Teste de KPSS.....	34
2.6. Literatura Relacionada .....	35
2.7. Definição e tratamento das variáveis do modelo .....	44
2.8. Considerações metodológicas .....	46
3. RESULTADOS E DISCUSSÕES .....	48
3.1. Setor Residencial.....	48
3.1.1. Gráficos de linhas .....	48
3.1.2. Correlogramas .....	48
3.1.3. Testes de raiz unitária .....	50
3.1.4. Testes de cointegração .....	51
3.1.5. Modelo de correção de erros .....	54
3.1.6. Previsões.....	56

3.2. Setor comercial .....	57
3.2.1. Gráficos de linha.....	57
3.2.2. Correlogramas .....	58
3.2.3. Testes de raiz unitária .....	59
3.2.4. Testes de cointegração .....	61
3.2.5. Modelo de correção de erros .....	64
3.2.6. Previsões .....	65
3.3. Setor Industrial.....	66
3.3.1. Gráficos de linha.....	66
3.3.2. Correlogramas .....	67
3.3.3. Testes de raiz unitária .....	69
3.3.4. Testes de cointegração .....	70
3.3.5. Modelo de correção de erros .....	76
3.3.6. Previsões .....	77
4. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	79
Referências.....	82



## LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1. - Evolução do consumo de energia elétrica no Brasil.....	18
Figura 1.2. - Relação entre taxas de crescimento anual do PIB e do consumo de eletricidade .....	18
Figura 1.3. - Relação entre consumo de energia elétrica e PIB per capita.....	19
Figura 1.4. - Consumo setorial de energia elétrica em 1963.....	20
Figura 1.5. - Consumo setorial de energia elétrica em 2014.....	20
Figura 1.6. - Oferta Interna de Energia Elétrica por Fonte em 2014 .....	21
Figura 3.1. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda residencial.....	48
Figura 3.2. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo (Cr) .....	49
Figura 3.3. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço dos eletrodomésticos (Er) ..	49
Figura 3.4. - Função de autocorrelação amostral para a variável Renda (Rr).....	49
Figura 3.5. - Função de autocorrelação amostral para a variável Tarifa (Tr).....	50
Figura 3.6. - Relação entre valores observados e previstos para o setor residencial.....	57
Figura 3.7. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda comercial .....	57
Figura 3.8. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo (Cc).....	58
Figura 3.9. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço dos eletrointensivos (Ec)....	58
Figura 3.10. - Função de autocorrelação amostral para a variável Renda (Rc) .....	59
Figura 3.11. - Função de autocorrelação amostral para a variável tarifa (Tc).....	59
Figura 3.12. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial .....	66
Figura 3.13. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial .....	67
Figura 3.14. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo (Ci).....	67
Figura 3.15. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço de eletrointensivos (Ei) ....	68
Figura 3.16. - Função de autocorrelação amostral para a variável renda (Ri) .....	68
Figura 3.17. - Função de autocorrelação amostral para a variável tarifa (Ti) .....	68
Figura 3.18. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço de bem substituto à eletricidade (Si).....	69
Figura 3.19. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial .....	78

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1. Taxa de crescimento anual do consumo por classe (%) .....	20
Tabela 2.1. Proxies utilizadas em cada trabalho para o setor residencial .....	38
Tabela 2.2. Proxies utilizadas em cada trabalho para o setor comercial .....	39
Tabela 2.3. Proxies utilizadas em cada trabalho para o setor industrial.....	40
Tabela 2.4. Resumo das Elasticidades-Renda .....	41
Tabela 2.5. Resumo das Elasticidades-Preço .....	41
Tabela 2.6. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Residencial .....	42
Tabela 2.7. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Comercial .....	43
Tabela 2.8. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Industrial .....	44
Tabela 2.9. Dados e fontes .....	46
Tabela 3.1. Teste ADF – Residencial .....	51
Tabela 3.2. Teste KPSS – Residencial .....	51
Tabela 3.3. Seleção de defasagens do modelo VAR - Residencial .....	52
Tabela 3.4. Caracterização da variável Dr - Residencial .....	52
Tabela 3.5. Teste do traço de Johansen - Residencial .....	52
Tabela 3.6. Teste do máximo autovalor de Johansen - Residencial .....	53
Tabela 3.7. Vetor de cointegração normalizado - Residencial .....	53
Tabela 3.8. Testes de qualidade do modelo - Residencial .....	55
Tabela 3.9. Previsão para o ano de 2015 - Residencial.....	56
Tabela 3.10. Previsão de demanda para o setor residencial .....	56
Tabela 3.11. Testes ADF - Comercial.....	60
Tabela 3.12. Teste KPSS - Comercial .....	60
Tabela 3.13. Seleção de defasagens do modelo VAR - Comercial .....	61
Tabela 3.14. Caracterização da variável Dc - Comercial .....	61
Tabela 3.15. Teste do traço de Johansen - Comercial .....	62
Tabela 3.16. Teste do máximo autovalor de Johansen - Comercial .....	62
Tabela 3.17. Vetor de cointegração normalizado - Comercial .....	63
Tabela 3.18. Testes de qualidade do modelo - Comercial .....	64
Tabela 3.19. Previsão para o ano de 2015 - Comercial.....	65
Tabela 3.20. Previsão de demanda para o setor comercial.....	65
Tabela 3.21. Testes ADF - Industrial.....	69
Tabela 3.22. Teste KPSS - Industrial .....	70

Tabela 3.23. Seleção de defasagens do modelo VAR - Industrial.....	71
Tabela 3.24. Caracterização das variáveis Di1 e Di2 - Industrial .....	71
Tabela 3.25. Teste do traço de Johansen - Industrial.....	72
Tabela 3.26. Teste do máximo autovalor de Johansen - Industrial .....	72
Tabela 3.27. Vetor de cointegração normalizado - Industrial.....	73
Tabela 3.28. Seleção de defasagens do modelo VAR - Industrial (modelo 2) .....	74
Tabela 3.29. Teste do traço de Johansen – Industrial (modelo 2) .....	74
Tabela 3.30. Teste do máximo autovalor de Johansen – Industrial (modelo 2) .....	75
Tabela 3.31. Vetor de cointegração normalizado- Industrial (modelo 2).....	75
Tabela 3.32. Testes de qualidade do modelo - Industrial .....	76
Tabela 3.33. Previsão para o ano de 2015 - Industrial .....	77
Tabela 3.34. Previsão de demanda para o setor industrial .....	78

## LISTA DE SÍMBOLOS

$q$	Demanda
$p$	Preço
$P$	produção total de um bem
$L$	quantidade de trabalho
$Z$	quantidade de capital investido
$b$	intercepto da função de produção
$C$	consumo de energia elétrica
$k$	constante positiva
$T$	Tarifa
$R$	Renda
$E$	preço de eletrodomésticos/eletrointensivos
$S$	preço de bens substitutos à energia elétrica
$X$	vetor qualquer
$I$	ordem de integração
$u$	erro de equilíbrio
$A$	matriz de coeficientes
$N$	número de observações
$r$	número de vetores de cointegração
$g$	número de regressores
$SQR$	soma dos quadrados dos resíduos
$Y$	série a ser modelada
$U$	ruído branco
$e$	resíduos de uma regressão
$t$	instante de tempo
$d$	variável <i>dummy</i>

$n$	número de variáveis
$S_t$	soma parcial dos resíduos

### Símbolos gregos

$\chi$	elasticidade de demanda
$\Delta$	variação/diferença
$\psi$	elasticidade trabalho-produção
$\gamma$	elasticidade-preço em relação à tarifa
$\theta$	elasticidade-renda
$\alpha$	elasticidade-preço em relação aos eletrodomésticos
$\beta$	elasticidade-preço em relação ao bem substituto à energia elétrica
$\zeta$	vetor de cointegração
$\pi_0$	vetor que representa o intercepto
$\pi_i$	vetor de coeficientes
$\pi$	matriz com um ou mais elementos diferentes de zero
$\varepsilon$	vetor de erros
$\hat{\lambda}$	valores estimados das raízes características
$\rho$	coeficiente Y
$\tau$	estatística de teste
$\beta_1$	Constante
$\beta_2$	coeficiente de t
$\xi$	coeficiente de t no teste KPSS
$\varphi$	coeficiente de $\Delta Y$
$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$	estimativa da variância de longo prazo de $Y_t$

### Sub índices

$t$	Tempo
$p$	Defasagens
$r$	Residencial

*c* Comercial

*i* Industrial

## LISTA DE ABREVIATURAS

VECM	Modelo Vetor de Correção de Erros
DF	Dickey-Fuller
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
KPSS	Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin
IPA	Índice de Preços por Atacado
IGP	Índice Geral de Preços
FGV	Fundação Getúlio Vargas
EPE	Empresa de Pesquisa Energética
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
VAR	Vetores autorregressivos
II PND	II Plano Nacional de Desenvolvimento
ANEEL	Agência Nacional de Energia Elétrica
PIB	Produto Interno Bruto

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Apresentação do tema

A energia é imprescindível para a humanidade, não apenas para a sua sobrevivência, mas para transformar o ambiente em que o homem habita a fim de atender suas necessidades. Na questão do suprimento energético, a energia elétrica apresenta-se como uma das mais versáteis e apropriadas fontes de energia, estando diretamente ligada ao desenvolvimento socioeconômico de diversas nações (ANEEL, 2002).

Atualmente, é difícil de imaginar a humanidade sem a presença da energia elétrica em seu dia-a-dia. A eletricidade se faz presente nos mais diversos âmbitos da sociedade, tais como: educação, saúde, cultura, lazer e economia.

Em meados do século XIX, a geração de renda do Brasil provinha majoritariamente da cultura de café para a exportação. A valorização deste produto no mercado externo e as condições favoráveis no ambiente interno estimularam o aumento da produção, que passou a ter maior interesse de investimentos. Com isso, o país seguiu rumo a sua modernização e o crescimento das cidades impulsionou a indústria da construção civil e expandiu a oferta de infraestrutura urbana. Nessa época, se inseriram as primeiras iniciativas do uso da energia elétrica no país, porém somente em 1879 foi inaugurado o primeiro serviço permanente de iluminação elétrica do Brasil (GOMES et al., 2002).

No século XX, durante as décadas de 50, 60 e 70, o Brasil investiu massivamente no setor de infraestrutura, o que ocasionou crescimento do setor energético do país. Na segunda metade da década de 50, um dos pontos do Plano de Metas do governo Kubitschek promoveu investimento estatal nos setores de transporte e energia, o que aliado à facilidade na obtenção de recursos financeiros internacionais e à disponibilidade de recursos hidrelétricos próximos aos mercados consumidores, permitiu a franca expansão do setor de energia elétrica (IRFFI et al., 2009).

Na década de 60, a partir da criação da Eletrobrás, o potencial elétrico brasileiro foi melhor aproveitado com a conexão dos mercados de produção, de distribuição e de consumo. Com o aumento da capacidade de geração e ampliação da distribuição, o consumo de energia elétrica se expandiu ao longo dos anos de 1960, 1970 e 1980 (IRFFI et al., 2009).

Durante a década de 70, com o ambiente econômico favorável, foi lançado o II Plano Nacional de Desenvolvimento (IIPND) que buscava possibilitar a produção dos principais insumos básicos e a geração de encomendas de equipamentos às indústrias locais. Com isso foram elaborados os projetos de Tucuruí, de Itaipu e da Ferrovia do Aço, além do programa nuclear (DE LORENZO, 2002).

Do final dos anos 70 ao final dos 80, o país promoveu financiamentos a grandes hidrelétricas dos sistemas interligados, aumentando sua capacidade instalada em mais de 20 GW. Porém, a partir



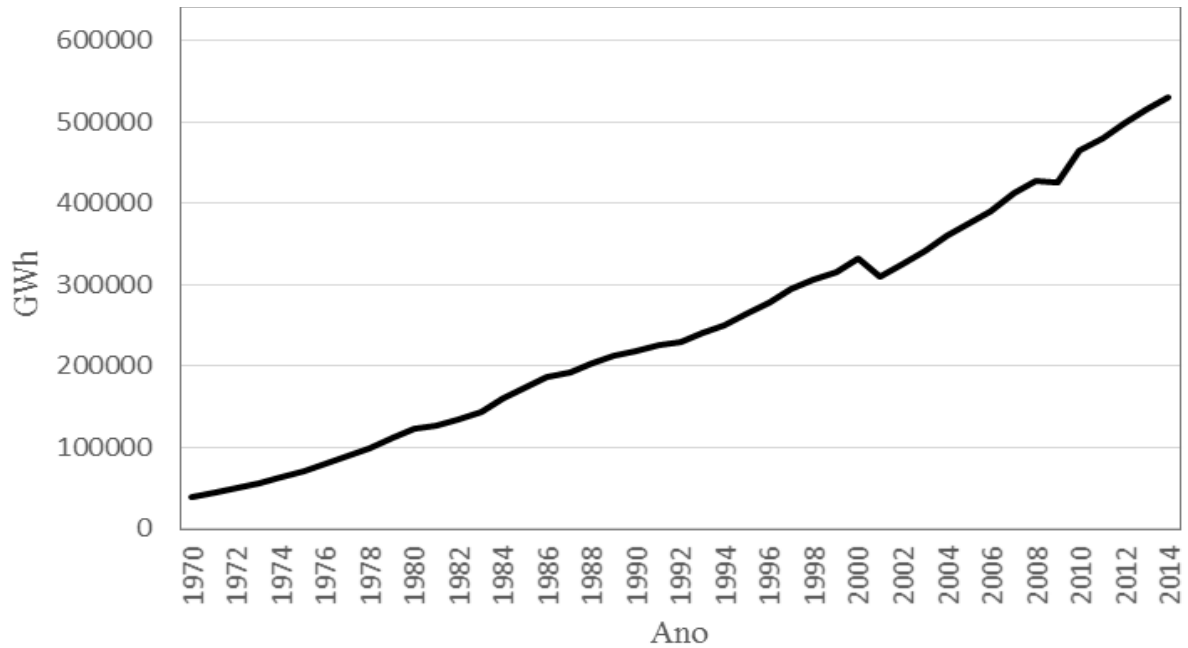
do final da década de 80, com o consumo crescendo acima da capacidade instalada, nos períodos de secas, os níveis dos reservatórios passaram a se situar abaixo de seu nível ótimo operacional. Como durante a década de 90 o ciclo hidrológico foi favorável, este fato não ocasionou problemas mais graves (GOMES et al., 2002).

Nesta década de 90, foram realizadas licitações para novos empreendimentos de geração e regulamentação da produção de energia elétrica por produtor independente e por autoprodutor, aumentando a liberdade dos grandes consumidores em escolher onde iriam suprir a sua demanda de energia. Em seguida, com a privatização de parte do setor, as áreas de geração, transmissão e distribuição passaram a funcionar como negócios independentes. Cabe ressaltar que a geração e a comercialização foram desreguladas com a finalidade de estimular a competição, e a distribuição e transmissão continuaram como serviços públicos regulados devido ao fato de serem monopólios naturais. Diante disso, em 1996 o governo criou a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) para regular o setor (LIMA, 2011).

No início dos anos 2000, as mudanças realizadas na década anterior, juntamente com fatores climáticos pouco favoráveis, fizeram com que o país se visse em situação de emergência. Um período de chuvas escassas resultou na baixa do nível dos reservatórios das hidrelétricas, principal fonte geradora de eletricidade da matriz energética nacional. O governo teve que adotar medidas para que não houvesse um colapso na oferta de energia, resultando em um período de racionamento. Essa crise fez com que fossem incrementados investimentos em formas de geração que não fossem diretamente dependentes do clima para diversificar a matriz energética nacional. Dessa maneira, as termelétricas passaram a receber maior destaque, principalmente as que operam com biomassa e gás natural como combustíveis (LIMA, 2011).

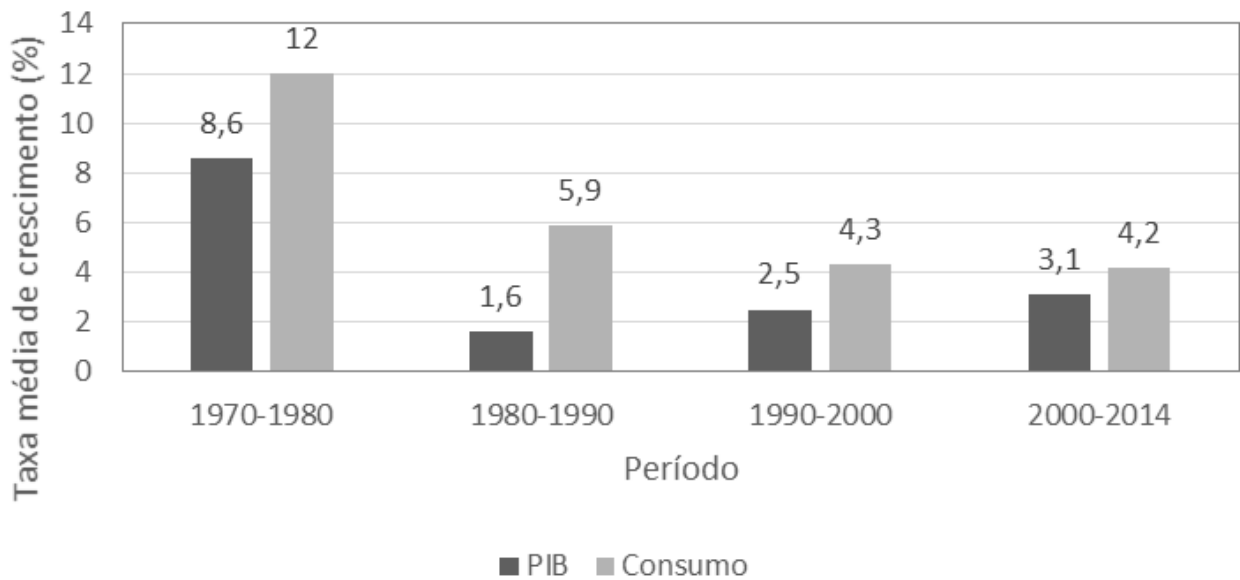
A evolução do consumo de energia elétrica no Brasil pode ser observada através da Fig. 1.1, onde pode-se notar que entre os anos de 2001 e 2002 há uma alteração na série do consumo. Essa alteração é justificada pelo racionamento ocorrido nesses anos. Além disso, no ano de 2009 há outra descontinuidade no crescimento da série, que pode ser justificada pela crise financeira internacional que ocorreu nesse ano.

Dados de EPE (2015c) mostram que as taxas de crescimento do PIB estão diretamente relacionadas com o crescimento do consumo, conforme pode ser observado na Fig. 1.2. Já a relação entre o PIB e o consumo de energia elétrica per capita, para diversos países pode ser observada na Fig. 1.3.



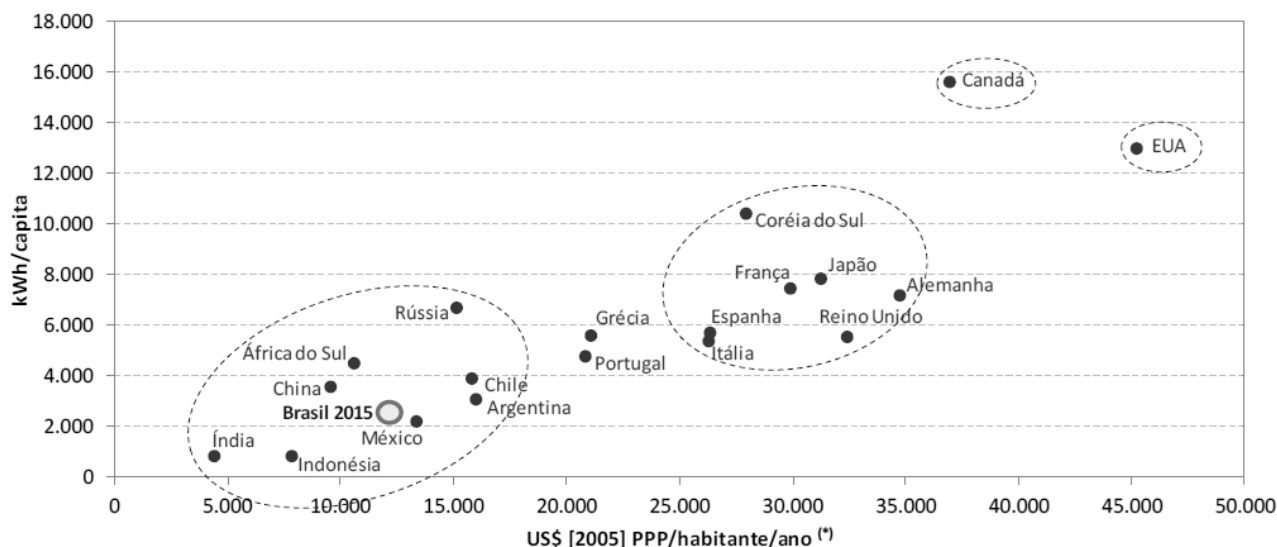
Fonte: Elaborado a partir de Eletrobras (2016).

Figura 1.1. - Evolução do consumo de energia elétrica no Brasil



Fonte: (EPE, 2015c).

Figura 1.2. - Relação entre taxas de crescimento anual do PIB e do consumo de eletricidade



Fonte: (EPE, 2015c).

Figura 1.3. - Relação entre consumo de energia elétrica e PIB per capita

Na Figura 1.3 é possível observar que países mais desenvolvidos apresentam maior consumo de energia elétrica per capita, se comparados a países em desenvolvimento. O Brasil, por exemplo, ainda apresenta consumo de energia per capita muito baixo se comparado aos países desenvolvidos e, mesmo comparando com países vizinhos (como Chile e Argentina), o Brasil ainda apresenta índices inferiores. Através dessas observações, fica evidente que o país necessita de maior investimento em sua matriz energética para seguir a busca por desenvolvimento econômico.

No Brasil, os consumidores de energia podem ser separados em três grandes classes: residencial, comercial e industrial. Os consumidores não pertencentes a estas classes são incluídos a uma classe denominada outros, composta pelo setor energético, serviço público, transportes, iluminação pública e setor agropecuário.

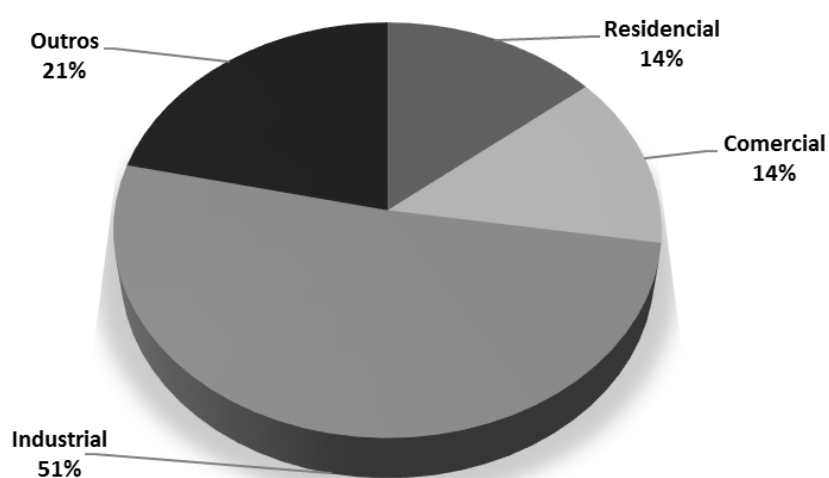
Setorialmente, na década de 70 o setor que apresentou maior crescimento anual foi o residencial, embora caiba destacar que os demais mantiveram crescimento acima de 10% a.a.. Na década de 80, o setor industrial se destacou perante os demais. Já na década de 90, o setor comercial foi o setor que apresentou a maior taxa anual de crescimento do consumo de energia. Entre os anos 2000 e 2014 o setor industrial voltou a crescer acima dos demais, como pode ser observado na Tab. 1.1.

A Figura 1.4 e a Figura 1.5 apresentam a distribuição setorial dos consumidores de energia elétrica no ano de 1963 e no ano de 2014, respectivamente.

Tabela 1.1. Taxa de crescimento anual do consumo por classe (%)

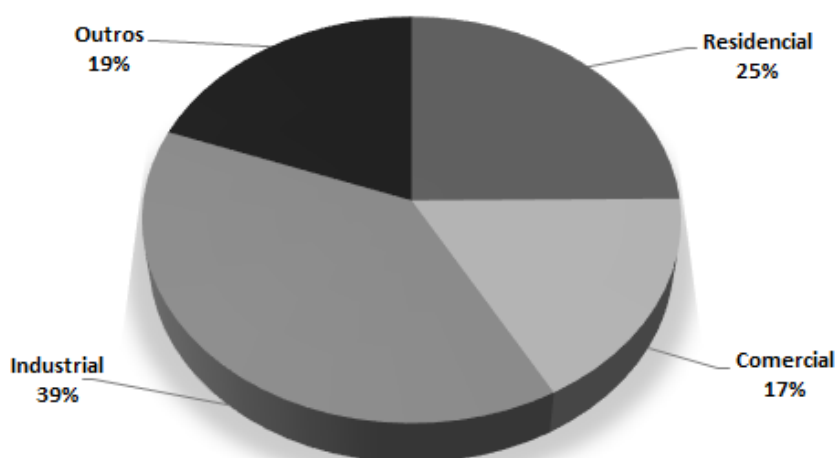
Período	Classe Residencial	Classe Comercial	Classe Industrial
1970-1980	12,15	10,30	10,35
1980-1990	4,97	5,64	7,85
1990-2000	2,77	7,10	4,48
2000-2014	2,21	4,64	7,99

Fonte: Dados de Eletrobras (2016)



Fonte: Elaborado a partir de Eletrobras (2016).

Figura 1.4. - Consumo setorial de energia elétrica em 1963

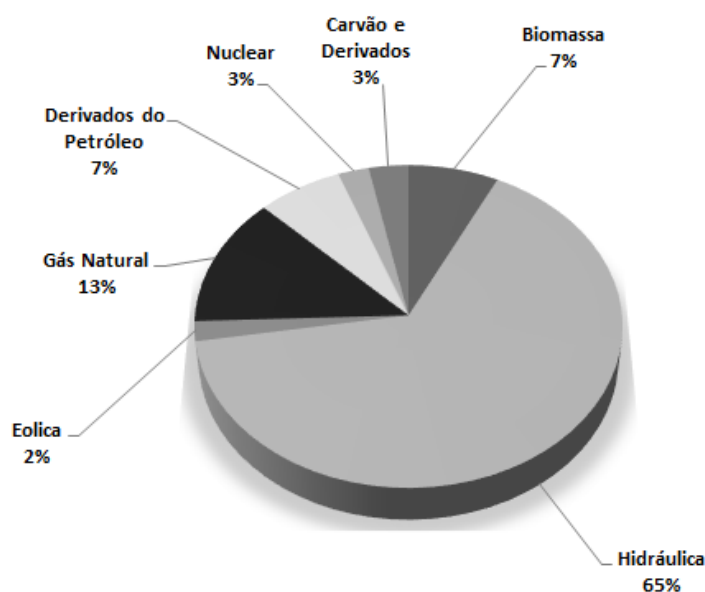


Fonte: (EPE, 2015a)

Figura 1.5. - Consumo setorial de energia elétrica em 2014

Através das figuras 1.4 e 1.5, é possível verificar que durante o período abordado os setores industrial e outros apresentaram redução na participação no consumo total de energia, enquanto os setores comercial e residencial apresentaram crescimento. Cabe destacar que o setor residencial é o que apresentou maior crescimento médio anual durante todo o período, sendo 7,59% a.a., enquanto o setor industrial apresentou crescimento de 5,81% a.a.. Além disso, o fato do setor outros ter sua representação reduzida no consumo total de energia é um ponto positivo do ponto de vista do presente trabalho, uma vez que serão modelados apenas os demais setores.

A geração de energia elétrica no Brasil, considerando centrais de serviço público e autoprodutores, atingiu 590,5 TWh em 2014, superando em mais de 3% a geração do ano anterior. A origem da grande maioria da produção de energia elétrica (74,6%), conforme o evidenciado na Fig. 1.6, provém de fontes renováveis, sendo a geração hidráulica dominante na matriz energética, representando 65% da oferta interna de energia elétrica no país. Ressalta-se que na oferta interna é considerada a soma dos montantes referente à produção nacional mais as importações (EPE, 2015a).



Fonte: (EPE, 2015a)

Figura 1.6. - Oferta Interna de Energia Elétrica por Fonte em 2014

O maior problema da matriz energética brasileira ser predominantemente de fonte hidráulica é que esta fonte está sujeita ao clima. Em caso de grandes secas, por exemplo, os reservatórios ficam em níveis baixos, debilitando a produção de energia.

No Brasil, no ano de 2014, a capacidade instalada de geração de energia elétrica teve um

aumento de 7.171 MW, alcançando o valor total de 133.914 MW. Em relação ao consumo de energia elétrica no país, os dados apontam que o consumo no ano de 2014 foi de 531.080 GWh, representando um crescimento de 2,9% em relação ao ano anterior (EPE, 2015a).

O setor responsável pela maior parcela do consumo de energia elétrica no país é o setor industrial, que em 2014, representou 39% do consumo total, mesmo com uma queda 2,9% em relação ao ano anterior. O setor residencial apresentou um crescimento de consumo de 5,7%, enquanto o setor comercial foi o que apresentou maior crescimento em relação ao ano de 2013: 7,4%. No bloco denominado outros, que contempla os setores de transportes, público, agropecuário e setor energético, houve um crescimento de aproximadamente 6% em relação ao ano anterior (2013), atingindo 19% do consumo total de energia elétrica em 2014 (EPE, 2015a).

## **1.2. Justificativa**

O fato da energia elétrica constituir um importante segmento de infraestrutura de um país implica que a sua produção adequada à demanda representa um fator relevante para a manutenção do crescimento da economia. No Brasil existe a preocupação em elevar suas bases geradoras de energia, o que é evidenciado com a realização de fóruns nacionais, compostos por agentes ligados à questão energética, onde são discutidas medidas e metas para o setor (VIANA; SILVA, 2014).

A economia brasileira está passando por um momento difícil onde há desconfiança dos agentes de investimento, alta inflação e tentativas de ajustes fiscais. Segundo EPE (2015b), para que o Brasil retorne à trajetória de um crescimento agudo serão necessários esforços, como por exemplo fortes investimentos em infraestrutura, inovação e educação, ajustes fiscais e avanços no mercado de negócios. Diante do exposto, a expectativa de crescimento para o Brasil nos próximos cinco anos é inferior à do cenário mundial.

Considerando que o conhecimento prévio da evolução do consumo de energia elétrica pode, além de evitar problemas como a chamada crise do apagão, ocorrida em 2001 e 2002, servir de base para o planejamento da infraestrutura do país, é fundamental que se estude a demanda de energia e os fatores que a influenciam. Nesse sentido, já existem alguns estudos sobre o tema no cenário nacional.

Em trabalhos como os de Mattos e Lima (2005), Andrade e Lobão (1997), Viana e Silva (2014) e Schmidt e Lima (2004), a demanda por energia elétrica no setor residencial pode ser vista como o resultado um problema de maximização de utilidade, sujeito à uma restrição orçamentária. Por outro lado, as demandas dos setores comercial e industrial são vistas como um problema de minimização de custo, sujeito ao nível produção. Em função disso, é usual que a modelagem de consumo seja feita separadamente para cada setor: residencial, comercial e industrial. Modiano

(1984) desenvolveu também uma modelagem para o grupo de setores "outros" e Leite (2006) trabalhou com um modelo unificado para todos os setores.

Os estudos supracitados se embasaram e mensuraram as diversas variáveis de diferentes maneiras. O trabalho de Modiano (1984) utiliza apenas a renda real da economia e a tarifa média. Em Andrade e Lobão (1997) é utilizada a tarifa média, a renda (PIB per capita), e o preço dos eletrodomésticos. Schmidt e Lima (2004) utilizam a tarifa média, a renda (rendimento médio dos assalariados no caso residencial; PIBpm para os setores industrial e comercial), IPA-DI - Bens de consumo duráveis - utilidade como preço dos eletrodomésticos, IPA-OG - Mat. Elétrico como preço dos eletrointensivos ligados ao comércio, e IPA-OG - Máquinas e Equipamentos Elétricos como preço dos eletrointensivos ligados à indústria, além disso o índice IPA-OG - Combustível e Lubrificantes que representa o preço do bem substituto à energia elétrica. O trabalho de Mattos e Lima (2005) utiliza a tarifa média, o PIB per capita como renda e o índice real de preços de eletrodomésticos. Leite (2006) trabalha com a tarifa média e com o PIB (representando a renda). Por fim, Viana e Silva (2014) e Amaral e Monteiro (2010) utilizam a tarifa média residencial, o PIB per capita como renda e o IPA-OG-eletrodomésticos como preço dos eletrodomésticos.

Existe uma considerável diferença entre as elasticidades encontradas nos estudos publicados sobre a demanda de energia elétrica no país. Estas diferenças podem ser explicadas tanto pelas *proxies* escolhidas para cada variável, quanto pelo modelo escolhido para a estimação dos parâmetros da função, e ainda pelo número de elementos das séries históricas utilizadas em cada estudo.

Cabe salientar que muitas das séries de IPA utilizadas nos trabalhos estudados foram descontinuadas pela Fundação Getúlio Vargas (FGV) devido à reforma do IPA, conforme a nota técnica publicada em FGV (2007). Para estas, a própria fundação indica séries substitutas.

Portanto, além das diversas possibilidades metodológicas e *proxies*, existe também as *proxies* que sofreram modificações durante a história, sendo desejável analisar qual a influência destas na determinação das elasticidades. Deste modo, se torna pertinente estudar a demanda de energia elétrica e atualizar algum dos modelos existentes.

## **1.3. Objetivos**

### **1.3.1. Objetivo Geral**

Este trabalho tem o objetivo de estudar modelos já propostos para descrever a evolução do consumo de energia elétrica no Brasil nas últimas décadas, propondo alguns ajustes a um dos modelos, o que será feito para cada um dos setores: residencial, comercial e industrial. Dessa forma, será possível encontrar a relação atualizada entre o consumo de energia elétrica e suas principais determinantes para cada uma das três principais classes consumidoras: residencial, comercial e

industrial.

### 1.3.2. Objetivos Específicos

- i. Identificar quantitativamente e analisar qualitativamente as elasticidades preço e renda dos modelos selecionados;
- ii. realizar previsões para o consumo de energia elétrica para os próximos anos em cada setor;
- iii. analisar a influência da crise do apagão nas elasticidades preço e renda através da comparação com os trabalhos realizados anteriores à crise;
- iv. analisar a influência da alteração, pela FGV, dos índices relacionados ao IPA nas elasticidades das variáveis que utilizam os índices como *proxies*, através da comparação com os trabalhos realizados anteriores à alteração.

### 1.4. Estrutura do Trabalho

O trabalho está organizado em quatro capítulos. No primeiro capítulo é introduzido o tema, é mostrada sua importância e apresentada a justificativa de sua elaboração, além de objetivos e descrição da estrutura do trabalho.

No segundo capítulo é apresentado todo o embasamento teórico necessário para o entendimento da execução do trabalho, além da metodologia utilizada em seu desenvolvimento. São abordados temas de microeconomia e macroeconomia, além disso, após uma revisão de literatura sobre o tema, são apresentados os dados e as variáveis que serão utilizados no próximo capítulo.

No terceiro capítulo, onde são apresentados os resultados, a organização é realizada por setores. Para cada setor são apresentados os resultados das aplicações de cada procedimento descrito no capítulo dois, culminando nas previsões de demanda setorial de energia elétrica.

No quarto são apresentadas as considerações finais sobre a execução do trabalho.

E, por fim, são mostradas as referências bibliográficas que serviram de base para a execução dessa dissertação.



## 2. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Inicialmente, na seção 2.1, é realizada uma fundamentação teórica para que seja possível compreender e analisar os estudos já realizados sobre o tema. Essa seção está dividida em sete etapas. Na primeira, denominada teoria econômica, são abordados os conceitos teóricos de microeconomia necessários para o entendimento e para a elaboração do trabalho. Na segunda etapa, é apresentado o modelo econométrico que servirá de base para o trabalho. Em seguida, a terceira etapa aborda os métodos de estimação para o modelo econométrico. Na quarta etapa é definido o modelo a ser utilizado para cada setor. Na continuação, a quinta subseção trata dos testes de raiz unitária. A sexta etapa deste capítulo apresenta os trabalhos relacionados ao tema abordado, mostrando trabalhos no cenário internacional e enfatizando os que tratam do cenário nacional. Na sétima etapa são definidos os dados e as *proxies* a serem utilizadas como variáveis.

### 2.1. Teoria Econômica

#### 2.1.1. Teoria do Consumidor

Segundo Pindyck e Rubinfeld (2010), as pessoas se comportam racionalmente ao tentar encontrar a máxima satisfação possível de ser adquirida por meio da aquisição de uma combinação de bens ou serviços. O consumidor tende a maximizar a própria satisfação à restrição orçamentária. No caso desse trabalho, no setor residencial, o consumo dos bens eletricidade e equipamentos eletrodomésticos está sujeito ao nível de renda do consumidor e ao preço da tarifa de energia.

Para melhor compreensão, podemos considerar apenas dois bens: A e B. Nesse caso, poderão ser formadas diversas cestas de consumo, onde cada cesta possuirá quantidades diferentes de cada produto, de modo que serão compostas as denominadas curvas de indiferença em um plano bidimensional. As curvas de indiferença podem ser entendidas como todas as combinações de bens ou serviços que fornecem o mesmo grau de satisfação ao consumidor. De maneira prática a curva de indiferença mais longe da origem do gráfico é a que fornece maior grau de satisfação. A máxima satisfação se dará no ponto de tangência entre a curva de indiferença e a curva de restrição orçamentária do consumidor, nesse ponto a reta de restrição orçamentária e a inclinação da curva orçamentária se igualam. Nesse local, a razão entre as utilidades marginais, taxa à qual o consumidor está sujeito a trocar um bem pelo outro, dos dois bens é igual a razão entre seus preços.

#### 2.1.2. Teoria da Firma

Os setores comercial e industrial possuem comportamento de consumo diferente do setor residencial, uma vez que nesses setores a eletricidade é um fator de produção e não um bem de

consumo. Deste modo, a firma não busca a maximização da utilidade do bem, e sim a quantidade a ser utilizada de maneira que seja possível minimizar os custos e obter a maximização dos lucros. Segundo Pindyck e Rubinfeld (2010), a teoria da firma é baseada na suposição de que as empresas escolhem os insumos para seus processos de maneira que seja possível minimizar o custo de produção.

No curto prazo, a empresa busca maximizar seu lucro para o nível de produção para o qual o preço seja igual ao custo marginal de curto prazo. De modo equivalente, existe a maximização de lucro em longo prazo para o ponto em que o preço seja igual ao custo marginal de longo prazo.

### 2.1.3. Elasticidade da demanda

O conceito de elasticidade da demanda está relacionado à quanto a variação percentual de uma determinada variável implica na variação percentual de outra. Para determinar a elasticidade basta encontrar a razão entre a variação percentual entre duas variáveis. Por exemplo, a elasticidade preço é dada pela razão entre a variação percentual do preço e a variação percentual do consumo de determinado bem. Segundo Ferguson (1994), a elasticidade preço da demanda pode ser calculada conforme a Eq. 2.1.

$$\chi = \frac{\frac{\Delta q}{q}}{\frac{\Delta p}{p}} = \frac{p \cdot \Delta q}{q \cdot \Delta p} \quad (2.1)$$

onde:  $\chi$  representa a elasticidade;  $\Delta$  representa a variação;  $q$  representa a demanda; e,  $p$  representa o preço.

Do mesmo modo pode ser calculada a elasticidade renda da demanda, bastando substituir a variável preço para variável renda. Quanto ao valor do módulo da elasticidade, diz-se que: a demanda é elástica se  $|\chi| > 1$ ; a demanda é inelástica se  $|\chi| < 1$ ; e a demanda é chamada de demanda de elasticidade unitária no caso em que  $|\chi| = 1$ .

## 2.2. Modelo econométrico

As demandas setoriais por energia elétrica usualmente podem ser representadas por uma função de Cobb-Douglas, conforme Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Schmidt e Lima (2004), Mattos e Lima (2005), Leite (2006), Lima (2011) e Viana e Silva (2014). De acordo com Ferreira e Silva (2015), esta função foi proposta em 1928 partindo do princípio de que a produção é determinada por um modelo multiplicativo definido a partir da quantidade de capital investido e da mão de obra empregada, conforme a Eq. 2.2:

$$P(L, Z) = b \cdot L^\psi \cdot Z^{1-\psi} \quad (2.2)$$

onde:  $P$  é a produção total;  $L$  é a quantidade de trabalho;  $Z$  é a quantidade de capital investido;  $\psi$  é a elasticidade trabalho-produção;  $1-\psi$  é a elasticidade capital-produção; e  $b$  é o intercepto da função de produção.

Na modelagem da demanda de energia, esta função multiplicativa assume a forma da Eq. 2.3, que é transformada pela função logarítmica em uma função aditiva, de acordo com a Eq. 2.4, facilitando a determinação de seus parâmetros.

$$C_t = k \cdot T_t^\gamma \cdot R_t^\theta \cdot E_t^\alpha \cdot S_t^\beta \quad (2.3)$$

Aplicando logaritmo natural em ambos os lados da equação não linear, tem-se:

$$\ln C_t = \ln k + \gamma \ln T_t + \theta \ln R_t + \alpha E_t + \beta \ln S_t, \quad (2.4)$$

onde, no tempo  $t$ :

$C_t$  é o consumo (residencial, comercial ou industrial);

$k$  é uma constante positiva, cujo seu logaritmo representa o intercepto da função de demanda;

$T_t$  é a tarifa (residencial, comercial ou industrial);

$R_t$  é a renda;

$E_t$  é o preço dos eletrodomésticos no caso residencial e dos eletrointensivos nos casos comercial e industrial;

$S_t$  é o preço de um bem substituto à energia elétrica, aplicado apenas no caso industrial;

$\gamma$  é a elasticidade-preço em relação à tarifa;

$\theta$  é a elasticidade-renda;

$\alpha$  é a elasticidade-preço em relação aos eletrodomésticos;

$\beta$  é a elasticidade-preço em relação ao bem substituto à energia elétrica;

### 2.3. Métodos de estimação

Segundo Gujarati e Porter (2011), existem cinco abordagens para previsão de séries econômicas baseadas em dados temporais: métodos de suavização exponencial, modelos de regressão uniequacionais, modelos de regressão simultânea, processo autorregressivo de média móvel e modelos de vetores autorregressivos (VAR). Os métodos de suavização exponencial (método linear de Holt, método de Holt-Winter, entre outros), que basicamente ajustam uma curva adequada aos dados históricos da série temporal, foram suplantados pelos outros quatro métodos (GUJARATI; PORTER, 2011).

Nos modelos de regressão uniequacional postula-se que a demanda é função de outras variáveis independentes e relevantes, utiliza-se uma equação e estima-se a demanda futura, porém os erros de previsão aumentam rapidamente conforme se anda para o futuro. Os modelos de equações simultâneas, que eram dominantes nos modelos da economia norte-americana das décadas de 1960 e 1970, baseiam-se em estimar os parâmetros com uma equação para cada variável endógena, nos casos em que há relação de simultaneidade entre a variável dependente e a independente. Estes modelos passaram a ser menos usados, principalmente devido ao choque nos preços do petróleo e à chamada crítica de Lucas (LUCAS, 1970), que diz que os parâmetros estimados podem variar na presença de mudanças políticas. A modelagem ARIMA, popularmente conhecida como metodologia Box-Jenkins (BJ), enfatiza a análise probabilística, ou estocástica, das propriedades da série temporal. Esta modelagem permite que o regressando seja explicado não só pelos regressores, mas por valores passados dele mesmo e dos termos de erro estocástico. Por fim, os modelos VAR consideram, assim como o modelo de equações simultâneas, mais de uma variável endógena ao modelo, porém cada variável endógena é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados de outras variáveis também endógenas ao modelo (GUJARATI; PORTER, 2011).

As séries temporais relacionadas à economia apresentam, geralmente, propriedades em comum, como por exemplo, grande parte delas são não-estacionárias. Segundo Gujarati e Porter (2011), uma série é estacionária se sua média e sua variância são invariantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos depende somente do grau de defasagens entre as observações e não do período efetivo de tempo em que a covariância é calculada. A presença de tendência estocástica ou raiz unitária em séries temporais, caracterizando a não estacionariedade, faz com que as previsões se tornem mais imprecisas conforme o distanciamento do último ponto da amostra aumente.

Além disso, séries com tendência estocástica levam ao problema que Yule (1926) denominou como regressão espúria. Quando há uma regressão espúria geralmente é encontrado um alto coeficiente de determinação  $R^2$  mesmo que as séries não estejam verdadeiramente relacionadas entre si, alta significância estatística para os coeficientes do modelo e estatística de Durbin-Watson muito baixa.

Durante muito tempo utilizou-se procedimentos de diferenciação para evitar o esse tipo de problema, uma vez que as séries econômicas geralmente tornam-se estacionárias após diferenciadas. Porém, segundo Engle e Granger (1987), estes procedimentos removem toda a lógica de equilíbrio da teoria econômica, razão pela qual foi introduzido o conceito de cointegração nessa teoria.

### 2.3.1. Conceito de Cointegração

A base do raciocínio da cointegração é que mesmo que as séries sejam não estacionárias, pode existir uma relação de equilíbrio a longo prazo entre elas, de modo que se diz que essas séries cointegram. Em outras palavras, dado um conjunto de séries não estacionárias, é possível que exista uma combinação linear destas séries que seja estacionária.

De acordo com Engle e Granger (1987), os elementos de um vetor  $X_t$ ,  $n \times 1$ , são ditos cointegrados de ordem  $(d,b)$ , indicado por  $X_t \sim CI(d,b)$ , se:

- i. todos os componentes de  $X_t$  são integrados de ordem  $d$ ;
- ii. existe um vetor não nulo  $\zeta$ , tal que  $X_t' \cdot \zeta \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$

A primeira condição diz que todos os componentes do vetor  $X_t$  devem possuir a mesma ordem de integração. A ordem de integração pode ser entendida como o número de vezes que é necessário diferenciar uma série para que ela se torne estacionária. Por exemplo, uma série em que é necessário diferenciar “ $d$ ” vezes para que se torne estacionária, possui ordem de integração  $d$ , denotada por  $I(d)$ . Cabe ressaltar que, segundo Bueno (2011), essa condição é considerada bastante restritiva, uma vez que existem modelos em economia que relacionam variáveis estacionárias a variáveis integradas.

O equilíbrio de longo prazo é formalmente representado por  $X_t' \cdot \zeta = 0$ , onde  $\zeta$  é chamado de vetor de cointegração. Esse vetor define uma combinação linear entre os componentes de  $X_t$  de modo que siga uma tendência comum. Porém, podem existir desvios de curto prazo. Nesse caso, define-se o termo de erro de equilíbrio como  $u_t = X_t' \cdot \zeta$ , que representa os desvios temporários do equilíbrio de longo prazo. Desse modo, a segunda condição formulada por Engle e Granger (1987) diz que se as variáveis são cointegradas, o termo  $u_t$  terá ordem de integração menor que a de  $X_t$ . Com o intuito de corrigir esse desequilíbrio de curto prazo é proposto um mecanismo denominado Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM).

### 2.3.2. Modelo vetor de correção de erros

Conforme Engle e Granger (1987), com o intuito de conduzir as variáveis no curto prazo aplica-se o Mecanismo de Correção de Erros. Este mecanismo busca ligar o comportamento de curto prazo das variáveis ao seu comportamento de longo prazo. Segundo Enders (2008), o modelo do mecanismo de correção de erros para  $n$  variáveis pode ser expresso por:

$$\Delta X_t = \pi_0 + \pi X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \pi_3 \Delta X_{t-3} + \dots + \pi_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

onde:  $\pi_0$  é um vetor ( $n \times 1$ ) que representa o intercepto com elementos  $\pi_{i0}$ ;  $\pi_i$  é uma matriz ( $n \times n$ ) de coeficientes, com elementos  $\pi_{jk}(i)$ ;  $\pi$  é uma matriz com elementos  $\pi_{jk}$  tal que um ou mais elementos  $\pi_{jk} \neq 0$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) com elementos  $\varepsilon_{it}$ .

É possível notar que se todos os elementos de  $\pi$  forem zero, tem-se um VAR em primeiras diferenças, deste modo não há mecanismo de correção de erros. Por outro lado, se um ou mais valores de  $\pi$  forem diferentes de zero,  $\Delta X$  responde aos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, representando o mecanismo de correção de erros. Através do mecanismo de correção de erros é possível realizar as previsões de consumo de energia em um curto prazo, conforme é desejado neste trabalho.

Até o momento foram apresentados os procedimentos para modelagem de variáveis cointegrantes em longo prazo com correção dos desvios de curto prazo. Porém, mesmo que as séries possuam a mesma ordem de integração, não se pode dizer que essas séries cointegram. Para verificar se existe relação de longo prazo entre as séries, em Johansen (1988) são propostos dois testes para verificar a existência de cointegração.

### 2.3.3. Procedimento de Johansen

De acordo com Enders (2008), o procedimento de Johansen pode testar a cointegração quando existe mais de uma variável explicativa, o que permite trabalhar com múltiplas variáveis. Consiste então, em estimar os vetores cointegração através de um vetor autorregressivo, por máxima verossimilhança. Em outras palavras, o procedimento de Johansen permite a estimação do modelo do vetor de correção de erros simultaneamente aos vetores de cointegração.

Para que seja possível demonstrar o procedimento de Johansen (1988) em um teste de cointegração de  $n$  variáveis, consideremos o vetor  $X_t$  com  $p$  defasagens, conforme a Eq. 2.6:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

onde:  $X_t$  = vetor de variáveis ( $n \times 1$ );  $A_i$  = matriz dos coeficientes ( $n \times n$ ); e  $\varepsilon_t$  = vetor de erros ( $n \times 1$ ).

Subtraindo  $X_{t-1}$  de ambos os lados da Eq. 2.6, tem-se:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.7)$$

Agora, somando e subtraindo  $(A_1 - I)X_{t-2}$  da Eq. 2.7, tem-se:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)\Delta X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.8)$$

Continuando, somando e subtraindo  $(A_2 + A_1 - I)X_{t-3}$  da Eq. 2.8, tem-se:

$$\Delta X_t = (A_1 - I)\Delta X_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta X_{t-2} + (A_3 + A_2 + A_1 - I)X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.9)$$

Seguindo, obtém-se a Eq. 2.10:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

onde:  $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ ; e  $\pi_i = -(I - \sum_{j=1}^i A_j)$ .

A Equação 2.10 representa o posto da matriz  $\pi$ , que é igual ao número de vetores independentes de cointegração. Caso o posto seja zero, a matriz é nula; caso o posto seja um, existe apenas um vetor de cointegração. Nos demais casos ( $1 < \text{posto}(\pi) < n$ ) existem múltiplos vetores de cointegração. Como o posto de uma matriz é igual ao número de suas raízes características diferentes de zero, a análise dos vetores de cointegração pode ser feita através da análise de significância das raízes estimadas da matriz  $\pi$ . Desta maneira, o teste de cointegração proposto por Johansen (1988) é composto pelas equações 2.11 e 2.12.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -N \sum_{i=r+1}^n \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (2.11)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -N \cdot \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (2.12)$$

onde:  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características (autovalores), obtidos da matriz  $\pi$  estimada; e  $N$  é o número de observações.

No primeiro teste, quanto mais distante de zero estiverem as raízes características estimadas, mais negativo será  $\text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_i)$  e maior será o  $\lambda_{\text{trace}}$ . Nesse caso, testa-se a hipótese nula da existência de  $r$  vetores de cointegração contra a hipótese de  $r^* > r$  vetores. Na segunda equação é testada a hipótese existência de  $r$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r+1$  vetores. Nesse teste, quanto mais próximo de zero estiverem as raízes características estimadas, menor será o valor de  $\lambda_{\text{max}}$ .

De acordo com Bueno (2011), é preciso escolher com cuidado o modelo de cointegração a ser testado e a ordem de defasagens dos componentes autorregressivos. O autor sugere que para determinar a ordem de defasagem, é preciso encontrar uma combinação simultânea do melhor critério de informação e da ausência de autocorrelação dos resíduos. Deste modo, deve-se aplicar o número de defasagens selecionado pelo critério e testar a presença de autocorrelação dos resíduos do modelo selecionado. Além disso, deve-se trabalhar com a possibilidade da existência de termos determinísticos no modelo, como por exemplo constante, tendência ou variável *dummy*. Deste modo, é de fundamental importância a determinação correta do modelo VAR (Vetores Autorregressivos)

para a análise de cointegração.

## 2.4. Definição do Modelo

Para definição do modelo a ser utilizado na realização do teste de cointegração é necessário definir a ordem do modelo VAR. Para isso são consideradas várias defasagens, sendo escolhida a que minimiza os resultados dos testes de critério de informação de Akaike - CIA (AKAIKE, 1973), Schwarz - CIS (SCHWARZ, 1978) e Hannan-Quinn - CIHQ (HANNAN; QUINN, 1979), conforme as equações 2.13, 2.14 e 2.15:

$$\text{LnCIA} = \frac{2g}{N} + \text{Ln}\left(\frac{\text{SQR}}{N}\right) \quad (2.13)$$

$$\text{LnCIA} = \frac{g}{N} \text{Ln}(N) + \text{Ln}\left(\frac{\text{SQR}}{N}\right) \quad (2.14)$$

$$\text{LnCIA} = \frac{g}{N} 2 \cdot \text{Ln}(\text{Ln}(N)) + \text{Ln}\left(\frac{\text{SQR}}{N}\right) \quad (2.15)$$

onde:  $N$  é o número de observações;  $g$  é o número de regressores; e  $\text{SQR}$  é a soma dos quadrados dos resíduos.

Em relação a inclusão de termos determinísticos, esta pode ser realizada de acordo com observação gráfica, relacionando valores observados e previstos, além da significância estatística dos termos (MATTOS, 2004).

Conforme o conceito de cointegração apresentado na seção 2.3, para o início do procedimento deve ser satisfeita a condição de que todas as variáveis possuem a mesma ordem de integração:  $I(d)$ . Portanto, se faz necessário determinar a ordem de integração de cada uma das séries estudadas antes de realizar qualquer passo relativo ao procedimento de Johansen.

Com o intuito de verificar a estacionariedade das séries temporais, e, por consequência, encontrar a ordem de integração dessas séries, foram desenvolvidos os chamados testes de raiz unitária.

## 2.5. Testes de Raiz Unitária

Nessa seção serão abordados testes que se complementam através suas hipóteses opostas: testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF), os quais consideram como hipótese nula a presença de raiz unitária nos dados, indicando não estacionariedade e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), que considera como hipótese nula a ausência de raiz unitária,



indicando que a série é estacionária.

### 2.5.1. Testes de Dickey-Fuller

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o teste de Dickey-Fuller considera o modelo apresentado na Eq. 2.16:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + U_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad t = 1, 2, 3, \dots, N, \quad (2.16)$$

onde:  $Y_t$  é a série a ser modelada;  $\rho$  é o coeficiente de  $Y_{t-1}$ ; e  $U_t$  é um termo de ruído branco (possui média zero, variância constante e é não-correlacionado).

Para a realização do teste, a Eq. 2.16 é trabalhada na forma de diferenças, conforme a Eq. 2.17:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + U_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + U_t, \quad (2.17)$$

que pode ser reescrita conforme a Eq. 2.18:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t, \quad (2.18)$$

onde:  $\delta = \rho - 1$  e  $\Delta$  é o primeiro operador da diferença.

Em Dickey e Fuller (1981) é demonstrado que, sob a hipótese nula de que  $\delta = 0$ , o valor estimado do coeficiente de  $Y_{t-1}$  na Eq. (2.18) não segue uma distribuição de *t-student*, todavia segue a distribuição de uma estatística denominada  $\tau$  (tau). Mediante a utilização da simulação de Monte Carlo, os autores computaram os valores fundamentais dessa estatística.

Na prática, testa-se a hipótese de que  $\delta = 0$ , o que implica em  $\rho = 1$ , e, conseqüentemente, na presença de uma raiz unitária, ou seja:

$H_0: \delta = 0$  (o modelo possui raiz unitária, a série não é estacionária);

$H_1: \delta < 0$  (o modelo não possui raiz unitária, a série é estacionária).

Para a realização dos testes, deve ser avaliada a inclusão de constante e tendência, onde são abordados os seguintes modelos, baseados em Dickey e Fuller (1981): sem constante ou tendência – Eq. 2.19, com a inclusão de constante ( $\beta_1$ ) – Eq. 2.20, ou ainda com constante e tendência ( $\beta_1 + \beta_2 t$ ) – Eq. 2.21.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + U_t, \quad (2.19)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + U_t, \quad (2.20)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + U_t, \quad (2.21)$$

Nos casos de  $U_t$  correlacionados, pode-se aplicar o teste de Dickey-Fuller Aumentado, que parte do mesmo princípio mostrado acima, porém considerando valores defasados da variável dependente  $\Delta Y_t$ . Neste teste define-se o número de defasagens das diferenças empiricamente, primeiro escolhendo um valor elevado e verificando a significância da última defasagem. Diminui-se então o número de defasagens até que a última seja estatisticamente significativa. Para aplicação do teste de Dickey-Fuller Aumentado, nas equações 2.19, 2.20 e 2.21 são incluídas as defasagens, de tal modo que são modificadas para as equações 2.22, 2.23 e 2.24 respectivamente.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \varphi_i \Delta Y_{t-i} + U_t, \quad (2.22)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \varphi_i \Delta Y_{t-i} + U_t, \quad (2.23)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \varphi_i \Delta Y_{t-i} + U_t, \quad (2.24)$$

Cabe ressaltar que o teste ADF segue a mesma estatística  $\tau$  que o teste DF. Deste modo, valor da estatística  $\tau$  com valores tabelados para servir de suporte à tomada de decisão. É possível notar que o procedimento de Johansen, apresentado na seção 2.3, que é baseado na relação entre o posto de uma matriz e suas raízes características, pode ser visto como um teste de raiz unitária de Dickey-Fuller para  $n$  variáveis.

### 2.5.2. Teste de KPSS

O teste KPSS, proposto em Kwiatkowski et al. (1992), avalia a estacionariedade considerando um modelo com tendência, passeio aleatório e erro, conforme Equação 2.25:

$$Y_t = \xi t - r_t + \varepsilon_t, \quad (2.25)$$

onde:  $\xi$  é uma constante que representa o coeficiente de  $t$ ;  $\varepsilon_t$  é um erro estacionário e um passeio aleatório; e  $r_t = r_{t-1} + u_t$ .

Considerando que  $e_t$  representa os resíduos de uma regressão em  $Y_t$ , explicado pelas componentes de tendência, passeio aleatório e intercepto, um estimador para a variância dos erros dessa regressão, de acordo com Kwiatkowski et al (1992), é dado pela Equação 2.26:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{SQE}{N}, \quad (2.26)$$

onde SQE é a soma dos quadrados dos erros.

Define-se a soma parcial dos resíduos,  $S_t$ , conforme Eq. 2.27:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t=1, 2, 3, \dots, N \quad (2.27)$$

de modo que a estatística de teste LM é dada pela Eq. 2.28:

$$LM = \sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{N^2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2}, \quad (2.28)$$

onde:  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  é a estimativa da variância de longo prazo de  $Y_t$ .

A estatística de teste calculada na Eq. 2.28 é utilizada para testar as hipóteses:

H<sub>0</sub>:  $\hat{\sigma}_u^2 = 0$  (o modelo não possui raiz unitária, a série é estacionária);

H<sub>1</sub>:  $\hat{\sigma}_u^2 > 0$  (o modelo possui raiz unitária, a série não é estacionária).

Os valores da estatística de teste LM são comparados com valores tabelados para dar suporte à tomada de decisão.

## 2.6. Literatura Relacionada

Diversos trabalhos já abordaram o tema no cenário mundial. Westley (1992) apresentou literaturas sobre o estudo da demanda em países latino americanos e comparou com as elasticidades renda e preço da demanda de energia elétrica nos Estados Unidos. Poucos anos depois, Silk e Joutz (1997) estimaram a demanda de energia elétrica nos Estados Unidos através de um modelo de ajustamento parcial. Quatro anos mais tarde, Halvorsen e Larsen (2001) publicam um trabalho sobre o consumo residencial de energia elétrica na Noruega com a utilização de um Modelo de Correção de Erros. Utilizando a mesma técnica, Ettestol (2002) também analisa a demanda residencial na Noruega.

Em relação ao cenário nacional, poucos autores trabalharam com os três setores. Isso faz com que o presente trabalho possa ser considerado uma extensão dos trabalhos existentes, contudo considerando dados atuais, com atualização de *proxies*, e levando em conta o período de racionamento de energia (anos de 2001 e 2002). Cabe analisar, para cada setor, se o chamado período do apagão representou apenas *outliers* nas séries do consumo ou se causou quebras estruturais nas séries.

Em um dos primeiros trabalhos realizados em cenário nacional, Modiano (1984) determinou

as elasticidades do consumo de energia elétrica das três principais classes de consumo: residencial, comercial e industrial, além da classe denominada “outros”. Em seu trabalho foi considerada a periodicidade anual, entre os anos de 1963 e 1981, e como método de estimação das equações, foi utilizado o método dos mínimos quadrados. O trabalho se deteve a encontrar a relação de longo prazo entre o consumo de energia e as variáveis renda e tarifa, não se estendendo a previsões.

Já no final da década de 90, o trabalho de Andrade e Lobão (1997) encontrou as elasticidades ligadas ao consumo de energia elétrica do setor residencial, com periodicidade anual, entre os anos de 1963 e 1997, e realizou previsões de demanda até o ano de 2005. Utilizando-se de três técnicas distintas: MQO, Variáveis Instrumentais, e cointegração e VAR-VECM, os autores compararam os resultados das estimações.

Cabe ressaltar que as variáveis demanda da energia e tarifa, podem ser consideradas dependentes entre si, uma vez que tanto a tarifa pode alterar a demanda, quanto a demanda pode alterar a tarifa. Ou seja, existe uma provável relação de simultaneidade entre as variáveis. Esse fato faz com que a aplicação do MQO não seja recomendada, uma vez que é provável que não exista ausência de correlação entre o regressor e o termo de erro, uma das premissas para a aplicação do método.

Após o fenômeno que se tornou nacionalmente conhecido como “Crise do apagão”, entre os anos de 2001 e 2002, onde o país passou por racionamento de energia elétrica, temas relacionados à demanda de energia passaram a receber mais atenção. Com isso, surgiram diversos trabalhos relacionados ao tema energético. No ano de 2004, Schmidt e Lima (2004) estimaram as elasticidades para os setores residencial, comercial e industrial, entre os anos de 1969 e 2000, e realizaram previsões até o ano de 2005. Os autores utilizam a análise de cointegração proposta por Johansen e modelagem VAR-VECM para as estimações das elasticidades e previsões.

No mesmo ano, Mattos (2004) estima a demanda de energia elétrica para os três principais setores de consumidores para o estado de Minas Gerais. O autor utiliza dados anuais de 1970 a 2002 e realiza projeções, através de modelagem VAR-VECM, para os anos de 2004 a 2008. No ano seguinte, Mattos e Lima (2005) têm seu trabalho publicado, onde foram estimadas as elasticidades da demanda apenas para setor residencial de energia para o estado de Minas Gerais. Os autores utilizam dados anuais de 1970 a 2002 e metodologia semelhante ao trabalho de Mattos (2004).

Leite (2006) projeta a demanda de energia elétrica, em nível nacional, para o período de 2006 a 2015. O autor também utiliza a modelagem VAR-VECM, além um modelo ARIMA e trabalha com todos os setores em conjunto e dados anuais de 1966 a 2005.

No mesmo ano, Siqueira et al (2006) apresentam, para a região nordeste do Brasil, modelos para as classes residencial, comercial e industrial utilizando MQO, MQO em dois estágios, e VAR-

VECM. Com dados anuais de 1970 a 2003, através da técnica VAR-VECM, são realizadas previsões para o período de 2004 a 2010.

Também focado na região Nordeste, o trabalho de Irffi et al (2009) estima a demanda por energia elétrica das três grandes classes, os autores utilizam dados anuais de 1970 a 2003 e realizam previsões para o período de 2004 a 2010, utilizando as técnicas de Mínimos Quadrados Dinâmicos e mudança de regime.

No ano seguinte, Viana (2010) realiza projeções para os setores residencial, comercial e industrial, através da metodologia VAR-VECM, utilizando dados anuais de 1975 a 2006.

Para o estado de Pernambuco, Lima (2011) obtém as elasticidades dos setores residencial, comercial e industrial, considerando dados anuais de 1970 a 2009. O autor, assim como vários outros, utiliza a modelagem VAR-VECM e faz projeções de consumo até o ano de 2014.

Viana e Silva (2014) fazem a projeção da demanda por energia elétrica para o setor residencial no Brasil, entre os anos de 2009 e 2017, através da metodologia VAR-VECM. Os autores utilizam dados anuais de 1975 a 2006.

Os diversos autores dos estudos relacionados ao cenário nacional e suas regiões utilizaram diferentes variáveis e *proxies* para essas variáveis. Para melhor compreensão, as variáveis e as *proxies* utilizadas em cada trabalho encontram-se na Tab. 2.1.

Tabela 2.1. *Proxies* utilizadas em cada trabalho para o setor residencial

Autor (es)	Variável		
	Renda	Tarifa	Preço
Modiano (1984)	PIB per capita	Tarifa Média	-
Andrade e Lobão (1997)	PIB per capita	Tarifa Média	Índice real de Preço dos Eletrodomésticos
Schmidt e Lima (2004)	Rendimento médio dos assalariados	Tarifa Média	IPA-DI: bens de consumo duráveis
Mattos (2004)	PIB MG	Tarifa Média	Índice real de Preço dos Eletrodomésticos
Mattos e Lima (2005)	PIB MG per capita	Tarifa Média	Índice real de Preço dos Eletrodomésticos
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média	IGP-DI
Siqueira et al (2006)	PIB NE per capita	Tarifa Média	IPA-OG: Eletrodomésticos
Irffi et al (2009)	PIB NE per capita	Tarifa Média	IPA-OG: Eletrodomésticos
Viana (2010)	PIB per capita	Tarifa Média	IPA-OG: Eletrodomésticos
Lima (2011)	PIB PE	Tarifa Média	IPA-OG: Eletrodomésticos
Viana e Silva (2014)	PIB per capita	Tarifa Média	IPA-OG: Eletrodomésticos

Fonte: Elaborado pelo autor.

Analisando a Tabela 2.1, é possível notar que os trabalhos publicados nos últimos anos têm utilizado para o setor residencial, PIB per capita, Tarifa média e IPA-OG: eletrodomésticos como *proxies* para renda, tarifa e preço de eletrodomésticos, respectivamente.

A Tabela 2.2 apresenta a escolha das *proxies* dos diversos autores para o setor comercial.

Tabela 2.2. *Proxies* utilizadas em cada trabalho para o setor comercial

Autor (es)	Variável		
	Renda	Tarifa	Preço
Modiano (1984)	PIB	Tarifa Média	-
Schmidt e Lima (2004)	PIBpm	Tarifa Média	IPA-OG: Material Elétrico
Mattos (2004)	PIB MG	Tarifa Média	Índice real de Preço de material elétrico
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média	IGP-DI
Siqueira et al (2006)	PIB NE: serviços	Tarifa Média	IPA-OG: Material Elétrico
Irffi et al (2009)	PIB NE: serviços	Tarifa Média	IPA-OG: Material Elétrico
Viana (2010)	PIBpm	Tarifa Média	IPA-OG: Material Elétrico
Lima (2011)	PIB PE: serviços	Tarifa Média	IPA-OG: Material Elétrico

Fonte: Elaborado pelo Autor.

A Tabela 2.2 indica uma tendência dos últimos trabalhos publicados a utilização das *proxies* PIB serviços, tarifa média e IPA-OG: Material Elétrico para renda, tarifa e preço de eletrointensivos, respectivamente.

Na Tabela 2.3 pode ser observado como os autores trabalham com as *proxies* no setor industrial.

Tabela 2.3. *Proxies* utilizadas em cada trabalho para o setor industrial

Autor (es)	Renda	Variável		
		Tarifa	Preço	Bem substituto à energia
Modiano (1984)	PIB	Tarifa Média	-	-
Schmidt e Lima (2004)	PIBpm	Tarifa Média	IPA-OG: Máq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes
Mattos (2004)	PIB MG: indústria	Tarifa Média	IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes
Leite (2006)	PIB	Tarifa Média	IGP-DI	-
Siqueira et al (2006)	PIB NE: indústria	Tarifa Média	IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes
Irffi et al (2009)	PIB NE: indústria	Tarifa Média	IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes
Viana (2010)	PIBpm	Tarifa Média	IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes
Lima (2011)	PIB PE: indústria	Tarifa Média	IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais	IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Na Tabela 2.3 é possível observar que não existe muita variação na escolha das *proxies* do setor industrial, sendo PIB: indústria, tarifa média, IPA-OG: Maq. e Equipamentos Industriais, e IPA-OG: Combustíveis e Lubrificantes as representantes das variáveis renda, tarifa, preço de eletrointensivos e preço do bem substituto a energia, respectivamente.

As elasticidades-renda encontradas para os trabalhos que abordam o cenário nacional, bem como suas regiões específicas, podem ser encontradas na Tab. 2.4, enquanto as elasticidades-preço podem ser encontradas na Tab. 2.5.



Tabela 2.4. Resumo das Elasticidades-Renda

Autores	Região	Classe		
		Residencial	Comercial	Industrial
Modiano (1984)	Brasil	1,130	1,068	1,36
Andrade e Lobão (1997)	Brasil	0,213	-	-
Schmidt e Lima (2004)	Brasil	0,539	0,636	1,916
Mattos (2004)	Minas Gerais	0,532	0,778	0,539
Mattos e Lima (2005)	Minas Gerais	0,532	-	-
Leite (2006)	Brasil		1,180	
Siqueira et al (2006)	Nordeste	1,400	1,019	1,181
Irffi et al (2009)	Nordeste	0,877	1,429	1,204
Viana (2010)	Brasil	1,794	1,498	0,833
Lima (2011)	Pernambuco	1,146	1,102	0,979
Viana e Silva (2014)	Brasil	1,794	-	-

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Tabela 2.5. Resumo das Elasticidades-Preço

Autores	Região	Classe		
		Residencial	Comercial	Industrial
Modiano (1984)	Brasil	-0,403	-0,183	-0,222
Andrade e Lobão (1997)	Brasil	-0,050		
Schmidt e Lima (2004)	Brasil	-0,085	-0,174	-0,545
Mattos (2004)	Minas Gerais	-0,258	-0,772	-0,451
Mattos e Lima (2005)	Minas Gerais	-0,258		
Leite (2006)	Brasil		-0,9	
Siqueira et al (2006)	Nordeste	-0,412	-0,502	-0,982
Irffi et al (2009)	Nordeste	-0,5043	-1,202	-1,071
Viana (2010)	Brasil	-0,707	-0,823	-0,648
Lima (2011)	Pernambuco	-0,450	-0,517	-0,172
Viana e Silva (2014)	Brasil	-0,707	-	-

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Ao observar as tabelas 2.4 e 2.5, pode-se perceber que existe bastante diferença entre os

valores encontrados para as elasticidades renda e preço. As elasticidades-renda variaram de maneira geral entre 0,21 e 1,8, enquanto as elasticidades-preço tiveram valores entre -1,2 e -0,05.

Para uma análise final sobre os autores que abordaram o assunto da demanda de energia elétrica no cenário nacional do Brasil, foi construída a Tab. 2.6 onde são apresentadas as previsões realizadas para o setor residencial em cada trabalho com os valores reais do consumo de energia elétrica.

Tabela 2.6. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Residencial

Ano	Previsões por autor(es) (GWh)			Consumo real (GWh)
	Andrade e Lobão (1997)	Schmidt e Lima (2004)	Viana (2010)	
1997	74.000	-	-	74.089
1998	77.700	-	-	79.339
1999	80.700	-	-	81.293
2000	83.200	82.700	-	83.614
2001	85.400	89.100	-	73.622
2002	87.500	96.000	-	72.661
2003	89.400	103.500	-	76.167
2004	91.400	111.500	-	78.459
2005	93.300	120.200	-	82.727
2006	-	-	-	86.072
2007	-	-	-	90.299
2008	-	-	-	94.717
2009	-	-	105.213	100.756
2010	-	-	114.610	107.233
2011	-	-	122.310	112.060
2012	-	-	128.463	117.567
2013	-	-	133.267	124.883
2014	-	-	136.965	132.072
2015	-	-	139.689	131.073

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Na Tabela 2.6 é possível observar que o trabalho de Andrade e Lobão (1997) obteve erros percentuais pequenos, não superiores a 2,07% até o ano de 2000. Após esse ano houve o

acionamento, o que prejudicou a previsão dos autores. Já o trabalho de Schmidt e Lima (2004) apresenta apenas uma previsão antes do período do apagão, com erro percentual pouco superior a 1%. A partir de 2001 os erros crescem, chegando a 45,30% de erro em 2005. O trabalho mais atual, desenvolvido por Viana (2010) apresentou erros variando entre 3,7% e 9,26% durante todo o período abordado. Cabe ressaltar que Viana (2010) construiu três cenários para a previsão. Para efeito de comparação nesse trabalho é utilizado o cenário intermediário.

Tabela 2.7. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Comercial

Ano	Previsões por autor(es) (GWh)		Consumo real (GWh)
	Schmidt e Lima (2004)	Viana (2010)	
2000	45.400	-	47.627
2001	47.300	-	44.433
2002	49.600	-	45.255
2003	52.300	-	47.522
2004	55.200	-	49.609
2005	58.500	-	52.985
2006	-	-	55.475
2007	-	-	58.744
2008	-	-	61.949
2009	-	66.847	65.379
2010	-	70.983	69.102
2011	-	75.517	73.501
2012	-	80.030	79.285
2013	-	84.672	83.696
2014	-	89.440	89.816
2015	-	94.354	90.382

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Conforme a Tabela 2.7, o trabalho de Schmidt e Lima (2004) apresentou erros entre 4,6% e 11,2%, não ficando evidente, como no caso residencial, a influência dos anos pós racionamento nos erros de previsão. Já os erros percentuais do trabalho de Viana (2010) ficaram, no geral, com valores inferiores a 5%. Cabe ressaltar que Viana (2010) construiu três cenários para a previsão. Neste setor, para efeito de comparação, esse trabalho também utiliza um cenário intermediário.

Tabela 2.8. Previsões de Demanda de Energia Elétrica - Industrial

Ano	Previsões por autor(es) (GWh)		Consumo real (GWh)
	Schmidt e Lima (2004)	Viana (2010)	
2000	124.200	-	131.280
2001	125.100	-	122.538
2002	126.000	-	127.628
2003	126.900	-	130.232
2004	127.600	-	142.320
2005	128.300	-	150.244
2006	-	-	164.606
2007	-	-	175.422
2008	-	-	180.084
2009	-	184.111	165.986
2010	-	195.361	179.479
2011	-	210.105	183.576
2012	-	226.754	183.431
2013	-	233.702	184.519
2014	-	240.538	178.211
2015	-	246.797	169.607

Fonte: Elaborado pelo Autor.

De acordo com a Tabela 2.8, as previsões Schmidt e Lima (2004) apresentaram erros percentuais de até 14,61% para o ponto mais distante de previsão, sendo que para o ponto mais próximo o erro foi de 5,39%. Já o trabalho de Viana (2010) apresentou erros consideráveis para o setor industrial, sendo 10,92% para o primeiro ponto de previsão, chegando a 45,51% para o ponto mais distante. Com base nisso, é cabível questionar se o modelo industrial está sendo modelado corretamente com as variáveis e *proxies* escolhidas.

## 2.7. Definição e tratamento das variáveis do modelo

Baseado na Equação 2.4, considerando a disponibilidade das séries e os modelos estudados que apresentaram menores erros de previsões, os modelos para os setores residencial, comercial e industrial são dados pelas equações 2.28, 2.29 e 2.30, respectivamente.

$$\text{LnCr}_t = \text{Lnk}_1 + \gamma_1 \text{LnTr}_t + \theta_1 \text{LnRr}_t + \alpha_1 \text{Er}_t, \quad (2.28)$$

$$\text{LnCc}_t = \text{Lnk}_2 + \gamma_2 \text{LnTc}_t + \theta_2 \text{LnRc}_t + \alpha_2 \text{Ec}_t, \quad (2.29)$$

$$\text{LnCi}_t = \text{Lnk}_3 + \gamma_3 \text{LnTi}_t + \theta_3 \text{LnRi}_t + \alpha_3 \text{Ei}_t + \beta \text{LnS}_t, \quad (2.30)$$

Conforme a disponibilidade das informações sobre as variáveis envolvidas nos estudos, optou-se por trabalhar com dados de periodicidade anual, entre os anos de 1985 e 2014. A grande vantagem de se trabalhar com dados anuais é que estes não sofrem efeito da sazonalidade, como os mensais, onde a demanda é maior em determinados meses do ano. A Tabela 3.1 identifica as *proxies* utilizadas para representar cada variável do modelo, bem como a fonte utilizada para a extração de cada uma delas.

Os dados referentes ao consumo de energia têm como fonte a Eletrobrás e são disponibilizados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. O PIB é utilizado como *proxy* para a variável renda, sendo o PIB per capita para o setor residencial, o PIB - serviços - comércio para o setor comercial e o PIB - indústria para o setor industrial.

O preço da energia elétrica é representado pela tarifa média de cada classe, que são disponibilizadas pelo IPEA a partir do ano de 1974.

Para o setor residencial, como preço dos eletrodomésticos é utilizado o índice IPAOG-eletrodomésticos até o ano de 2007, quando foi descontinuado, e o índice IPA- Origem - OG-DI - Produtos Industriais - Indústria de Transformação - Máquinas e Equipamentos - Item Eletrodomésticos, a partir de 2008.

O preço dos eletrointensivos utilizados no setor comercial tem como *proxy* o índice IPA-OG Mat. Elétrico até o ano de 2007, quando foi descontinuado, e o IPA- Origem - OG-DI - Produtos Industriais - Indústria de Transformação - Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos, a partir do ano de 2008.

Para o setor industrial são utilizados como *proxy* o índice IPA-OG- Máquinas e Equipamentos Industriais e o índice IPA- Origem - OG-DI - Produtos Industriais – Indústria de Transformação - Máquinas e Equipamentos, até o ano de 2007 e a partir de 2008, respectivamente.

O preço do bem substituto à energia elétrica utilizado no modelo do setor industrial é representado pelo índice IPA-OG Combustível e Lubrificantes (até o ano de 2007) e IPA-EP - Bens Intermediários - Combustíveis e Lubrificantes para a Produção (a partir do ano de 2008).

Tabela 2.9. Dados e fontes

Variável	Descrição	Fonte
Cr	Consumo total residencial	Eletrobras
Cc	Consumo total comercial	Eletrobras
Ci	Consumo total industrial	Eletrobras
Tr	Tarifa média residencial <sup>1</sup>	Eletrobras
Tc	Tarifa média comercial <sup>1</sup>	Eletrobras
Ti	Tarifa média industrial <sup>1</sup>	Eletrobras
Rr	PIB per capita <sup>2</sup>	IBGE in IPEA
Rc	PIB - serviços – comércio <sup>2</sup>	IBGE in IPEA
Ri	PIB – indústria <sup>2</sup>	IBGE in IPEA
Er	IPA-OG-eletrodomésticos <sup>3</sup> e IPA- Origem - OG-DI - Produtos Industriais - Indústria de Transformação - Máquinas e Equipamentos - Item Eletrodomésticos <sup>3</sup>	FGV
Ec	IPA-OG Mat. Elétrico <sup>3</sup> e IPA- Origem - OG-DI – Produtos Industriais - Indústria de Transformação - Máquinas, Aparelhos e Materiais Elétricos <sup>3</sup>	FGV
Ei	IPA-OG- Máquinas <sup>3</sup> e Equipamentos Industriais e IPA- Origem - OG-DI - Produtos Industriais – Indústria de Transformação - Máquinas e Equipamentos <sup>3</sup>	FGV
S	IPA-OG Combustível <sup>3</sup> e Lubrificantes. e IPA-EP - Bens Intermediários - Combustíveis e Lubrificantes para a Produção <sup>3</sup>	FGV

Fonte: Elaborada pelo Autor.

OBS.: <sup>1</sup>As séries do PIB são utilizadas em com referência de 2000, onde parte das séries que estavam referenciadas a 2010, foram convertidas para ref. 200 através de regressão com R<sup>2</sup> acima de 0,99 e foram deflacionadas pelo deflator implícito do PIB.

<sup>2</sup> As séries de tarifa foram deflacionadas pelo índice IGP-DI com ref. dez. 2007=100.

<sup>3</sup> As séries dos índices IPA possuem referência dez. 2007=100 e foram deflacionadas pelo índice IGP-DI com ref. dez.2007=100.

Após definição da série temporal que representa cada variável de cada modelo, é aplicada a transformação logarítmica em cada série. Em seguida é feita análise gráfica das séries estudadas, precedendo os testes de raiz unitária.

## 2.8. Considerações metodológicas

Todos os procedimentos metodológicos aplicados na realização deste trabalho foram realizados com o auxílio dos softwares livres *Gretl - Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library* e *Calc* – da suíte LibreOffice. O desenvolvimento do estudo iniciou com a revisão de

literatura sobre o assunto e seguiu os seguintes passos:

- i. Definição e tratamento das variáveis do modelo;
- ii. Testes de estacionariedade e determinação da ordem de integração;
- iii. Especificação do modelo VAR;
- iv. Teste de cointegração para o modelo selecionado;
- v. Aplicação do procedimento do Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM);
- vi. Realização de previsões com base no modelo proposto.

Seguindo pressupostos considerados em Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Mattos (2004) e Viana (2010) é possível considerar a oferta de energia elétrica como sendo infinitamente elástica, ou seja, assume-se que toda energia demandada é efetivamente fornecida. Com isso, a quantidade demandada pode ser aproximada pela quantidade de energia consumida.

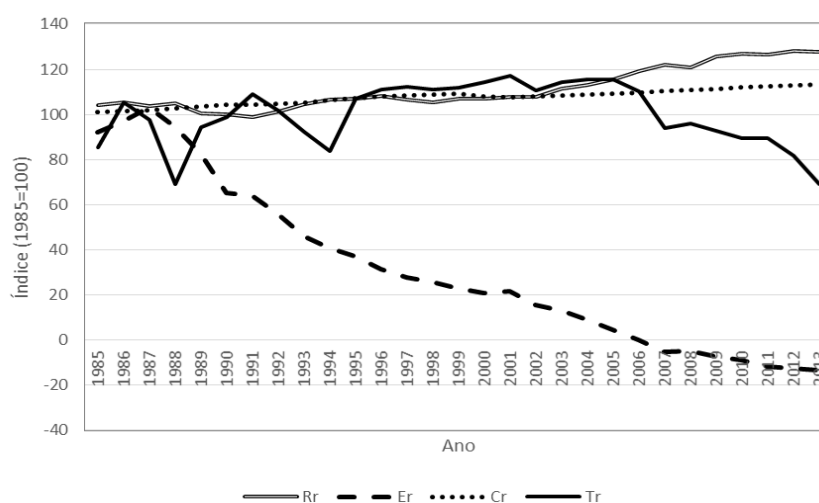
### 3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo está separado em três seções: a primeira trata do setor residencial, a segunda trata do setor comercial e a terceira trata do setor industrial. Cada seção inicia com os gráficos de linhas das variáveis e encerra com as previsões de consumo para o setor.

#### 3.1. Setor Residencial

##### 3.1.1. Gráficos de linhas

O primeiro passo para trabalhar com as variáveis estudadas foi a transformação logarítmica de cada uma das séries. Em seguida, foi feita análise gráfica das variáveis, conforme ilustra a Fig. 3.1. Para que seja possível observar o comportamento das séries ao longo do tempo em um mesmo gráfico, optou-se por fixar o primeiro valor observado no valor 100.



Fonte: Dados de Eletrobras (2016).

Obs: Rr = renda; Er = preço dos eletrodomésticos; Cr = consumo; Tr = tarifa.

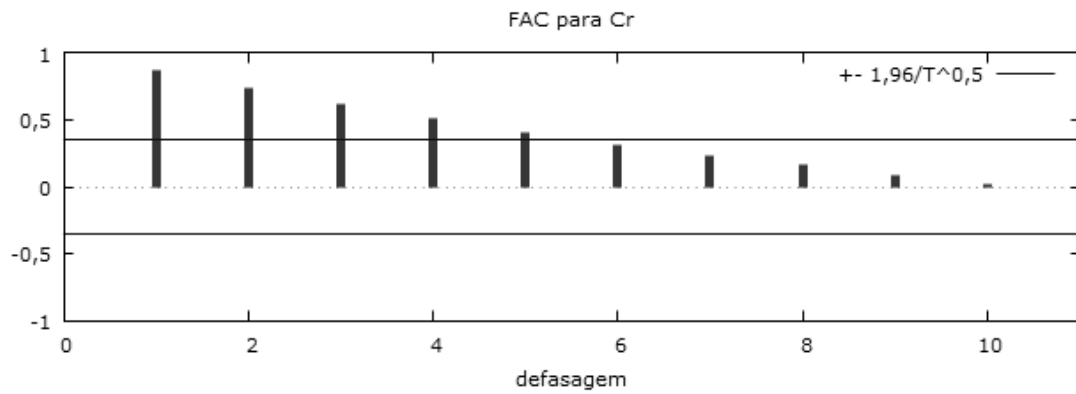
Figura 3.1. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda residencial

Na Figura 3.1 é possível observar que a tarifa de energia elétrica teve uma redução real em seu valor, assim como o preço dos eletrodomésticos, tendo este último uma queda mais acentuada. Por outro lado, a renda apresentou aumento real no período estudado, sendo acompanhada pelo consumo de energia elétrica.

##### 3.1.2. Correlogramas

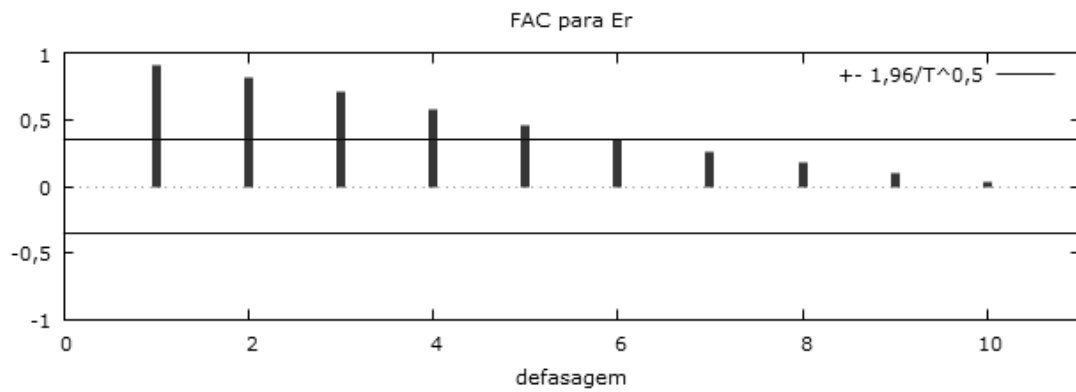
Nas figuras 3.2, 3.3, 3.4 e 3.5, são apresentados os correlogramas das variáveis estudadas.





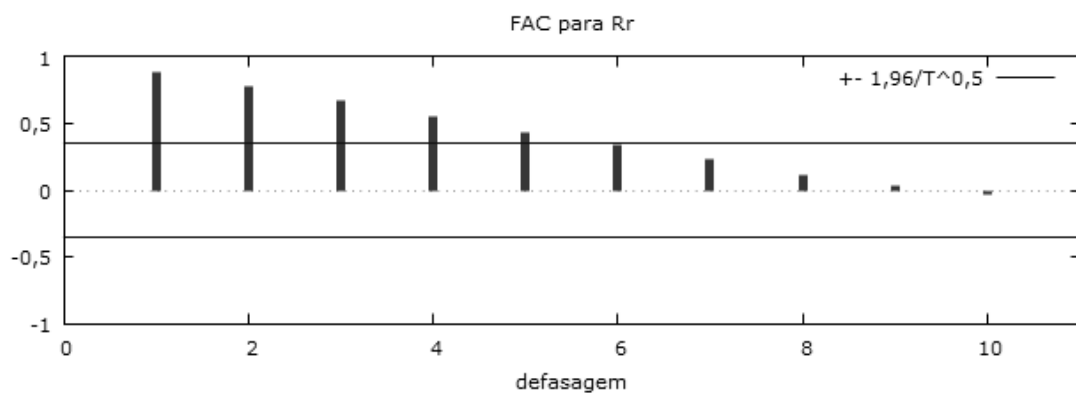
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.2. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo (Cr)



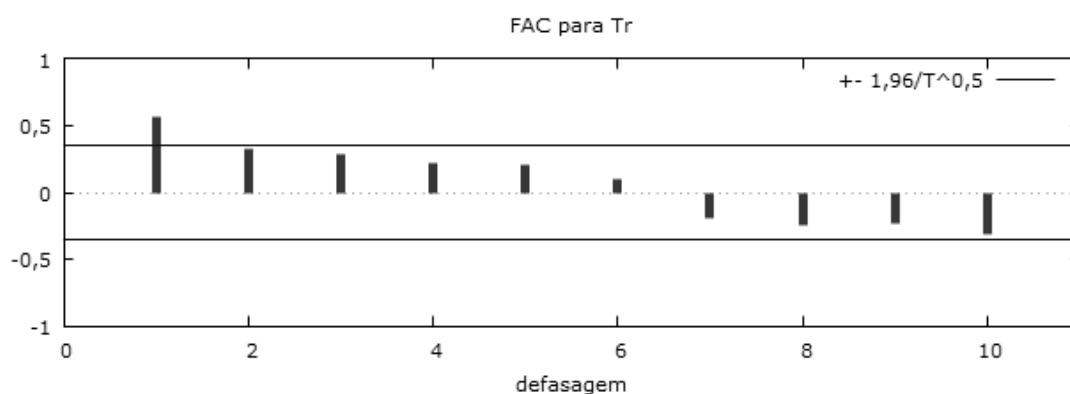
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.3. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço dos eletrodomésticos (Er)



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.4. - Função de autocorrelação amostral para a variável Renda (Rr)



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.5. - Função de autocorrelação amostral para a variável Tarifa (Tr)

Os correlogramas apresentam indícios que as séries estudadas possam ser não estacionárias, uma vez que, de acordo com Gujarati e Porter (2011), o correlograma característico de uma série temporal não estacionária apresenta coeficientes com valores altos nas primeiras defasagens e diminui gradativamente conforme aumenta o número da defasagem. Porém, mesmo que haja indícios que as séries sejam não estacionárias, é recomendável que se use testes mais robustos a fim de confirmar os indicativos apresentados pelos correlogramas e determinar a ordem de integração de cada uma delas. Com esse intuito são aplicados os testes de raiz unitária.

### 3.1.3. Testes de raiz unitária

Após análise gráfica e elaboração dos correlogramas, o próximo passo foi a realização dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Ao aplicar estes testes, o que foi feito para cada uma das variáveis em nível e em primeira diferença, avalia-se a estacionariedade de cada série, encontrando sua ordem de integração, condição necessária para a realização dos testes de cointegração. Os resultados dos testes ADF são mostrados na Tab. 3.1, enquanto os resultados dos testes KPSS são mostrados na Tab. 3.2.

A partir dos resultados apresentados na Tab. 3.1, constata-se que, pelos testes ADF, não se pode rejeitar a hipótese nula de que cada uma das séries em nível não seja estacionária (valor- $p > 0,05$ ), apresentando raiz unitária, o mesmo não acontecendo para as primeiras diferenças. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula de que cada uma das séries em primeira diferença não seja estacionária: existem evidências de que cada uma das séries seja estacionária em primeira diferença.

Com base nos resultados dos testes KPSS apresentados na Tabela 3.2, pode-se concluir que, considerando um nível de significância de 5%, todas as séries apresentam indícios de que são não estacionárias em nível por se rejeitar a hipótese nula de que a série é estacionária (valor calculado  $>$

valor crítico). Porém, estas séries se tornam estacionárias em primeira diferença, por não se rejeitar a hipótese nula (valor calculado < valor crítico). Um nível de significância 1% leva às mesmas conclusões.

Tabela 3.1. Teste ADF – Residencial

Variável	Termos na equação	Nº de defasagens	Valor-p
Cr – Consumo	Constante	1	0,8137
$\Delta$ Cr	Constante	0	0,0210
Rr – Renda	Constante e tendência	0	0,8394
$\Delta$ Rr	Constante e tendência	0	0,0012
Tr – Tarifa	Constante e tendência	0	0,7089
$\Delta$ Tr	Constante e tendência	0	$4,21 \times 10^{-5}$
Er – Eletrodomésticos	Constante e tendência	0	0,9452
$\Delta$ Er	Constante e tendência	0	0,0184

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Tabela 3.2. Teste KPSS – Residencial

Variável	Termos da equação	Nº de defasagens	Estatística de teste	Valores críticos (5%)
Cr	Constante	0	2,782	0,462
$\Delta$ Cr	Constante	0	0,288	0,462
Rr	Constante e tendência	0	0,564	0,149
$\Delta$ Rr	Constante e tendência	0	0,067	0,149
Tr	Constante e tendência	0	0,445	0,149
$\Delta$ Tr	Constante e tendência	0	0,049	0,149
Er	Constante e tendência	0	0,555	0,149
$\Delta$ Er	Constante e tendência	0	0,074	0,149

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Deste modo, tanto o ADF como o KPSS encontram evidências de que as séries analisadas são estacionárias em primeira diferença, apresentando a mesma ordem de integração: I(1). Estes resultados apontam que é possível que estas séries estudadas podem ser cointegradas.

### 3.1.4. Testes de cointegração

Para averiguar se as séries cointegram, é preciso definir um modelo VAR para a realização

dos testes de Johansen. Desta maneira, é preciso determinar o número de defasagens a ser considerado no modelo, a presença de termos determinísticos e a presença de variável *dummy*. Para definir o número de defasagens a ser utilizado no modelo serão utilizados os critérios de informação de Schwartz, Hannan-Quinn e Akaike. Os resultados obtidos são apresentados na Tab. 3.3.

Tabela 3.3. Seleção de defasagens do modelo VAR - Residencial

Defasagens	CIA - Akaike	CIS - Schwartz	CIHQ – Hannan-Quinn
1	-10,908	-9,965*	-10,613
2	-11,352*	-9,639	-10,828*

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Obs: \* indica o menor valor calculado pelo critério.

A Tabela 3.3 mostra que os critérios de Akaike e Hannan-Quinn indicam que o modelo deve utilizar duas defasagens, enquanto o critério de Schwartz aponta a inclusão de apenas uma defasagem. Considerando que dois dos três critérios apontam a inclusão de duas defasagens, o modelo VAR selecionado para a realização dos testes possui duas defasagens.

Além disso, se optou por incluir uma variável *dummy* que assume o valor 1 a partir do ano de racionamento de energia, 2001, quando a série de consumo apresentou uma quebra estrutural. Dessa maneira, a variável *dummy*, denominada *Dr*, possui as características apresentadas na Tab. 3.4.

Tabela 3.4. Caracterização da variável *Dr* - Residencial

Período	<i>Dr</i>
1985-2000	0
2001-2014	1

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Além desta variável *dummy*, também foi incluída uma constante no modelo, seguindo o procedimento citado em Mattos (2004), onde a inclusão de termos determinísticos é realizada de acordo com observação gráfica, relacionando valores observados e previstos, além da significância estatística dos termos.

Com o modelo definido (duas defasagens, constante e uma variável *dummy*), é possível realizar os testes de Johansen. Os resultados do teste do traço podem ser visualizados na Tab. 3.5, enquanto os resultados do teste do máximo autovalor são apresentados na Tab. 3.6.

Tabela 3.5. Teste do traço de Johansen - Residencial

Teste	Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Valor-p
1°	$r = 0$	$r > 0$	0,000
2°	$r \leq 1$	$r > 1$	0,142
3°	$r \leq 2$	$r > 2$	0,481
4°	$r \leq 3$	$r > 3$	0,344

Fonte: Elaborada pelo Autor.

De acordo com a Tabela 3.5, o teste do traço indica a rejeição da hipótese nula de que não existe relação de longo prazo entre as variáveis, encontrando evidências de que há pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis. Por outro lado, a hipótese de que  $r \leq 1$  não pode ser rejeitada, indicando que existe um único vetor de cointegração entre as variáveis.

Tabela 3.6. Teste do máximo autovalor de Johansen - Residencial

Teste	Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	Valor-p
1°	$r = 0$	$r = 1$	0,000
2°	$r = 1$	$r = 2$	0,141
3°	$r = 2$	$r = 3$	0,656
4°	$r = 3$	$r = 4$	0,343

Fonte: Elaborada pelo Autor.

O teste do máximo autovalor, cujos os resultados são apresentados na Tab. 3.6, rejeita a hipótese de que não existe vetor de cointegração entre as variáveis, corroborando com o resultado do teste do traço. Ao testar a hipótese que  $r = 1$ , o teste indica que a mesma não pode ser rejeitada. Diante do exposto, assim como o teste do traço, segundo o teste do máximo autovalor, existem evidências que existe apenas um vetor de cointegração entre as séries das variáveis relacionadas ao consumo residencial de energia elétrica.

Deste modo os testes de cointegração indicam que as séries são cointegradas, sugerindo a existência de relação de longo prazo entre elas. Uma vez que o objetivo deste trabalho é determinar a influência das variáveis estudadas no consumo de energia elétrica, optou-se por trabalhar com o vetor de cointegração normalizado em relação a variável Cr. O vetor normalizado, resultante do procedimento de Johansen é apresentado na Tab. 3.7.

Tabela 3.7. Vetor de cointegração normalizado - Residencial

Cr	Rr	Tr	Er	Constante
1	-0,8098	0,0802	0,3550	-10,528
Desvio padrão	(0,1692)	(0,0968)	(0,0167)	

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir da Tabela 3.7 é possível escrever a equação que expressa a relação de longo prazo entre as variáveis estudadas, conforme pode ser observado na Eq. 3.1.

$$Cr = 10,528 + 0,8098Rr - 0,0802Tr - 0,3550Er \quad (3.1)$$

Conforme a Eq. 3.1, os coeficientes dos parâmetros estão de acordo com o esperado pela teoria econômica, ou seja, a variável renda apresenta sinal positivo, e as variáveis tarifa e preço de eletrodomésticos apresentaram sinais negativos. Além disso, o consumo de energia elétrica residencial sofre mais alterações com a variação da renda do que com a alteração das demais variáveis. Esse comportamento é lógico, uma vez que com maior poder aquisitivo o consumidor tende a adquirir mais aparelhos eletrodomésticos, resultando no aumento do consumo de energia, mesmo que haja aumento da tarifa. Em outras palavras, o consumidor tende a maximizar sua satisfação limitando-se a sua restrição orçamentária.

A elasticidade da variável renda apresentou resultado superior à de trabalhos anteriores à crise do apagão, como o de Schmidt e Lima (2004) e o de Andrade e Lobão (1997), e próximo ao de trabalhos posteriores a este período, como Mattos e Lima (2005). A elasticidade preço também apresentou magnitude com valor próximo ao encontrado na literatura, como em Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2002), o que indica que essa elasticidade não apresentou grande variação após o período do apagão.

A elasticidade-preço dos eletrodomésticos foi encontrada com magnitude superior a trabalhos antes da alteração do índice pela FGV, como Schmidt e Lima (2004) e Mattos e Lima (2005). Esse fato pode indicar que a alteração do índice, entre outros fatores, contribuiu para o aumento da elasticidade preço dos eletrodomésticos.

Todos os cálculos e procedimentos executados até o momento permitiram encontrar a relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Porém, o conhecimento dessa relação não é suficiente para que seja possível realizar previsões. Assim, o modelo precisa de correções para que seja possível determinar suas relações de curto prazo.

### 3.1.5. Modelo de correção de erros

Com a finalidade de realizar os ajustes dos modelos para que se possa determinar a variação

de curto prazo entre as variáveis e realizar previsões, é aplicado um modelo de correção de erros vetorial (VECM). Nesse modelo, o vetor de cointegração de longo prazo é utilizado como variável explicativa ( $u_t$ ) do termo de correção de erros. O resultado do VECM é expresso pela Eq. 3.2.

$$\Delta Cr_t = -0,567(u_{t-1}) + 0,318\Delta Cr_{t-1} - 0,879 \Delta Rr_{t-1} - 0,077Dr \quad (3.2)$$

O modelo apresentou coeficiente de determinação  $R^2 = 0,818$  e  $R^2_{ajustado} = 0,766$ , indicando que alterações nas variáveis consideradas explicam 81,8% das variações do consumo de energia elétrica residencial. O coeficiente de -0,567 do termo de erros na Eq. 3.2 indica que 56,69% da diferença entre a relações de longo e curto prazo é corrigida a cada ano. Cabe salientar que as variáveis  $\Delta Tr_t$  e  $\Delta Er_t$  não apresentaram significância estatística a 5% e foram retiradas do modelo. O coeficiente do termo de correção de erros indica que, ao sofrer um choque nas séries das variáveis explicativas, a previsão do consumo de energia elétrica levaria pouco menos de dois anos para se ajustar a quantidade demandada.

A análise da qualidade do modelo encontrado por meio dos resíduos foi realizada pelo teste de Jarque-Bera para avaliar a normalidade, pelo teste Ljung-Box Q para avaliar a autocorrelação e pelo teste ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) para avaliar a heterocedasticidade. Os resultados desta análise estão mostrados na Tab. 3.8.

Os resultados apresentados na Tab. 3.8 indicam que os resíduos do modelo são normalmente distribuídos, pois não é possível rejeitar a hipótese nula de que os dados provêm de uma população com distribuição normal pelo teste de Jarque-Bera; não apresentam autocorrelação, porque a hipótese de que os resíduos são que não existe autocorrelação não pode ser rejeitada no teste Ljung-Box; e não apresentam heterocedasticidade, uma vez que a hipótese da ausência do efeito ARCH não pode ser rejeitada.

Tabela 3.8. Testes de qualidade do modelo - Residencial

Teste	Estatística de Teste	valor-p
Jarque-Bera	0,6085	0,7376
Ljung-Box Q'	0,0388	0,8440
ARCH	0,1046	0,7463

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Para validação do modelo, foi realizada a previsão para o consumo de energia elétrica para o ano de 2015 e comparado com o valor observado pela Eletrobrás (2016). Os resultados são mostrados na Tab. 3.9, onde fica evidenciada uma pequena diferença de 3,33%.

Tabela 3.9. Previsão para o ano de 2015 - Residencial

Valor Previsto (GWh)	Valor Observado (GWh)	Diferença (%)
135.732,1	131.315,0	-3,33%

Fonte: Elaborada pelo Autor.

### 3.1.6. Previsões

Para que seja possível realizar previsões para os próximos anos, é necessário que se faça algumas premissas econômicas. Inicialmente, em relação ao crescimento econômico, será adotado o crescimento de 2,1% a.a., que é a previsão elaborada em EPE (2015b) com dados do IBGE e do FMI. Para as tarifas serão considerados dois cenários: o primeiro com retorno abaixo da inflação como nos últimos sete anos, considerando o valor de 1%; e o segundo com retorno de 2% a.a. acima inflação, supondo um cenário de recuperação tarifária conforme o crescimento econômico.

Os resultados das previsões, considerando os dois cenários, podem ser observados na Tab. 3.10, onde as previsões deste trabalho são comparadas com as previsões realizadas em EPE (2015b). Esta avaliação é complementada com a construção de um gráfico, apresentado na Fig.3.6, onde é possível observar a relação entre os valores observados e previstos.

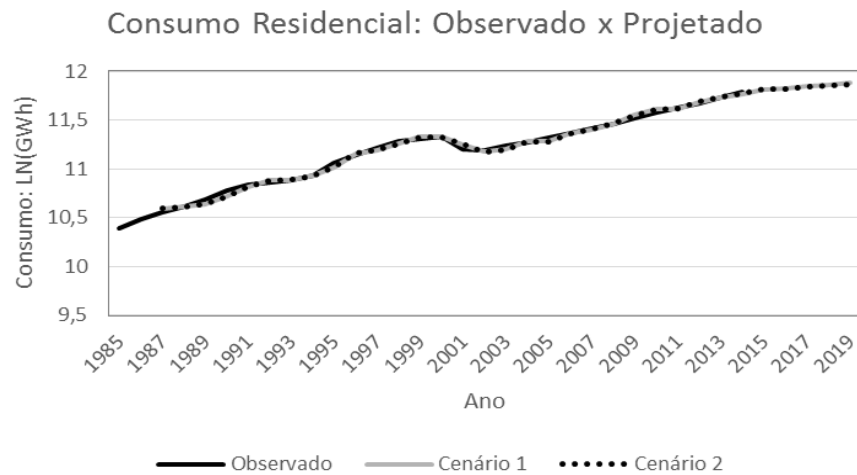
Conforme a Tabela 3.10, os valores previstos estão bem próximos às previsões da EPE (2015b), com diferença percentual absoluta média de 2,57% para o cenário 1 e 2,56% para o cenário 2, que em 2017 apresenta praticamente a mesma previsão que a EPE. O gráfico da Fig.3.6 evidencia esta similaridade., ficando difícil diferenciar os valores observados dos valores preditos para os dois cenários.

Tabela 3.10. Previsão de demanda para o setor residencial

Ano	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	EPE (GWh)	Diferença (%) - Cenário 1	Diferença (%) - Cenário 2
2016	136.746,54	136.555,04	133768,00	-2,23%	-2,08%
2017	140.666,53	139.032,10	138990,00	-1,21%	-0,03%
2018	141.306,17	140.794,41	144877,00	2,46%	2,82%
2019	144.430,83	143.031,38	151045,00	4,38%	5,31%

Fonte: Elaborada pelo Autor.





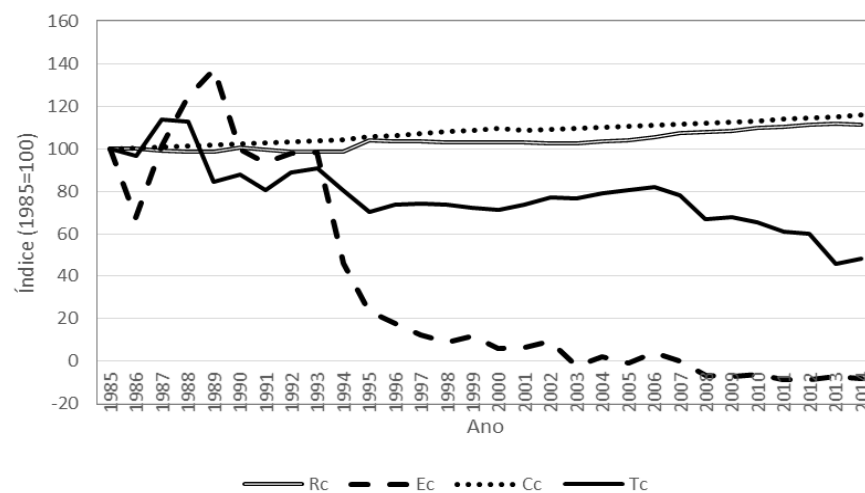
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.6. – Relação entre valores observados e previstos para o setor residencial

## 3.2. Setor comercial

### 3.2.1. Gráficos de linha

Assim como no caso do setor residencial, o primeiro passo para trabalhar com as variáveis estudadas foi a transformação logarítmica de cada uma das séries. Logo, foi feita análise gráfica das variáveis, conforme ilustra a Fig. 3.7. Para que seja possível observar o comportamento das séries ao longo do tempo em um mesmo gráfico, optou-se por fixar o primeiro valor observado no valor 100.



Obs:  $Rc$  = renda;  $Ec$  = eletrointensivos;  $Cc$  = consumo;  $Tc$  = tarifa.

Fonte: Elaborada pelo Autor.

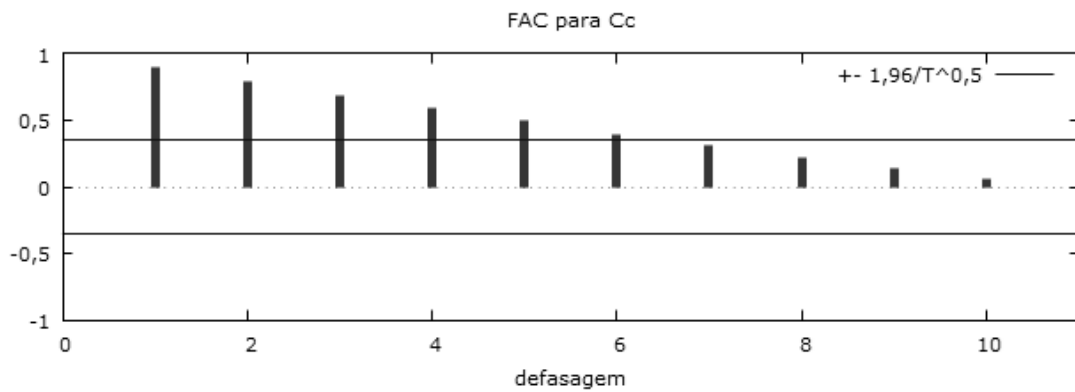
Figura 3.7. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda comercial

Ao observar a Fig. 3.7, é possível notar que a tarifa de energia elétrica teve uma redução real em seu valor, assim como o preço dos eletrointensivos, tendo este último uma queda mais acentuada.

Por outro lado, a renda apresentou aumento real no período estudado, assim como o consumo de energia elétrica.

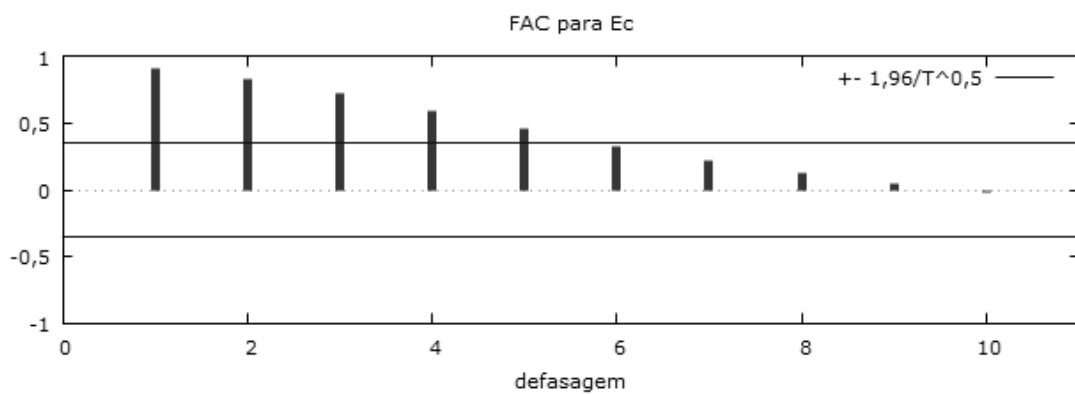
### 3.2.2. Correlogramas

Nas figuras 3.8, 3.9, 3.10 e 3.11 são apresentados os correlogramas das variáveis estudadas.



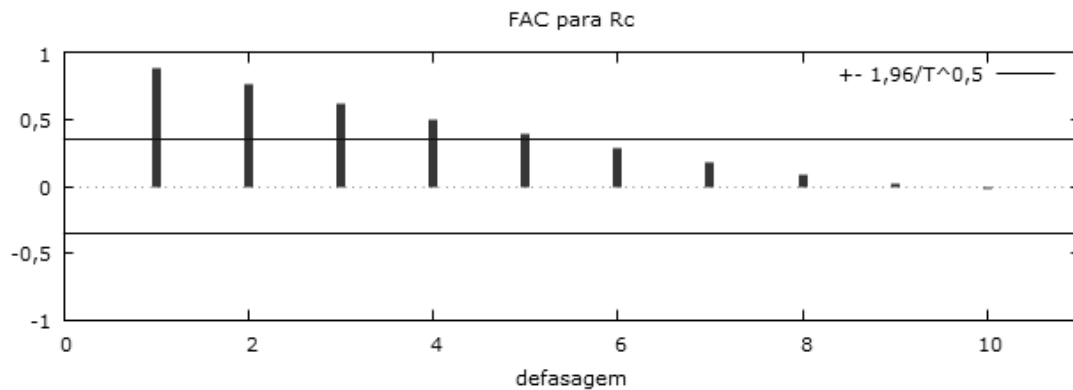
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.8. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo (Cc)



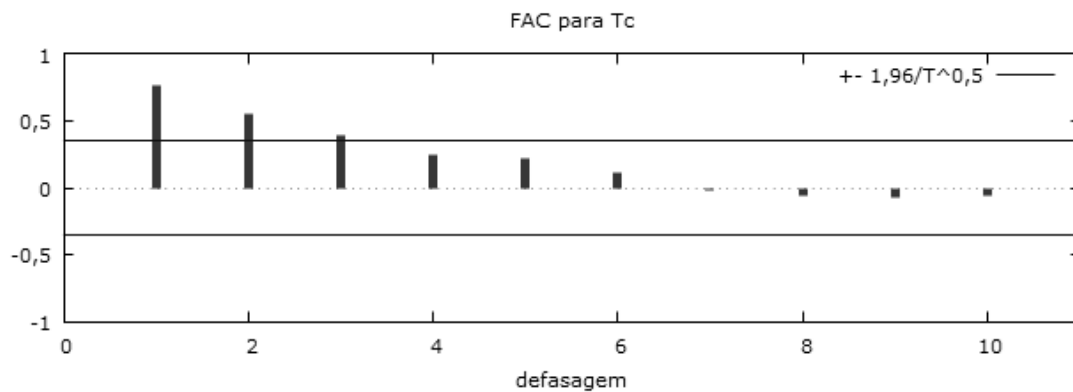
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.9. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço dos eletrointensivos (Ec)



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.10. - Função de autocorrelação amostral para a variável Renda (R<sub>c</sub>)



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.11. - Função de autocorrelação amostral para a variável tarifa (T<sub>c</sub>)

Do mesmo modo que no caso residencial, os correlogramas apresentam indícios que as séries estudadas possam ser não estacionárias. A seguir serão usados testes de raiz unitária com a finalidade de confirmar os indicativos apresentados pelos correlogramas e determinar a ordem de integração de cada uma das séries.

### 3.2.3. Testes de raiz unitária

Após análise gráfica e elaboração dos correlogramas, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Os resultados dos testes ADF são mostrados na Tab. 3.10, enquanto os resultados dos testes KPSS são mostrados na Tab. 3.11.

Tabela 3.11. Testes ADF - Comercial

Variável	Termos na equação	Nº de defasagens	Valor-p
Cc	Constante	0	0,9533
$\Delta Cc$	Constante	0	0,0015
Rc	Constante	0	0,9608
$\Delta Rc$	Constante	0	0,0003
Tc	Constante	0	0,7012
$\Delta Tc$	Constante	0	$6,637 \times 10^{-5}$
Ec	Constante e tendência	0	0,9645
$\Delta Ec$	Constante e tendência	0	0,0046

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Tabela 3.12. Teste KPSS - Comercial

Variável	Termos na equação	Nº de defasagens	Estatística de teste	Valores críticos (5%)
Cc	Constante	0	2,9659	0,462
$\Delta Cc$	Constante	0	0,0912	0,462
Rc	Constante	0	2,5929	0,462
$\Delta Rc$	Constante	0	0,1683	0,462
Tc	Constante	0	1,9791	0,462
$\Delta Tc$	Constante	0	0,0542	0,462
Ec	Constante e tendência	0	0,6212	0,149
$\Delta Ec$	Constante e tendência	0	0,0875	0,149

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir dos resultados apresentados na Tab. 3.11, verifica-se que, pelos testes ADF, não se pode rejeitar a hipótese nula de que cada uma das séries em nível não seja estacionária (valor-p>0,05), indicando a presença de raiz unitária, o mesmo não acontecendo para a séries em primeira diferença. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula de que cada uma das séries em primeira diferença não seja estacionária: existem evidências de que cada uma das séries seja estacionária em primeira diferença.

Com base nos resultados dos testes KPSS apresentados na Tab. 3.12, pode-se concluir que, considerando um nível de significância de 5%, todas as séries apresentam indícios de que são não estacionárias em nível por se rejeitar a hipótese nula de que a série é estacionária (valor calculado > valor crítico). Porém, estas séries se tornam estacionárias em primeira diferença, por não se rejeitar a hipótese nula (valor calculado < valor crítico).

Dessa forma, assim como no caso residencial, tanto o teste ADF quanto o KPSS encontraram evidências de que as séries analisadas são estacionárias em primeira diferença, apresentando a mesma ordem de integração:  $I(1)$ . Estes resultados apontam que é possível que estas séries estudadas sejam cointegradas.

### 3.2.4. Testes de cointegração

Com base nos indícios de que as séries possuem a mesma ordem de integração, a fim de averiguar se elas cointegram foi definido um modelo VAR para a realização dos testes de Johansen. Seguindo os mesmos passos adotados para o setor residencial, é preciso determinar o número de defasagens a ser considerado no modelo, a presença de termos determinísticos e a presença de variável *dummy*. Para definir o número de defasagens a ser utilizado no modelo foram utilizados os critérios de informação de Schwartz, Hannan-Quinn e Akaike. Os resultados obtidos são apresentados na Tab. 3.13.

Tabela 3.13. Seleção de defasagens do modelo VAR - Comercial

Defasagens	CIA - Akaike	CIS - Schwartz	CIHQ – Hannan-Quinn
1	-10,414*	-9,462*	-10,123*
2	-10,311	-8,598	-9,787

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Obs: \* indica o menor valor calculado pelo critério.

A Tabela 3.13 indica, através dos resultados dos três testes aplicados, que o modelo deve possuir apenas uma defasagem. Com o número de defasagens definido, foi decidido incluir uma variável *dummy* que assume o valor 1 nos anos de racionamento de energia, 2001 e 2002, quando a série de consumo apresentou *outliers*, e zero nos demais anos. Nesse caso, diferentemente do setor residencial, com base nos gráficos do histórico consumo, foi assumido não houve quebra estrutural na série.

Tabela 3.14. Caracterização da variável  $D_c$  - Comercial

Período	$D_c$
1985-2000	0
2001-2002	1
2003-2014	0

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Além desta variável *dummy*, também foi incluída uma constante no modelo, seguindo o mesmo procedimento adotado no setor residencial. Com o modelo definido (uma defasagem, constante e uma variável *dummy*), é possível realizar os testes de Johansen. Os resultados do teste do traço podem ser visualizados na Tab. 3.15, enquanto os resultados do teste do máximo autovalor são apresentados na Tab. 3.16.

Tabela 3.15. Teste do traço de Johansen - Comercial

Teste	Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa (H1)	Valor-p
1°	$r = 0$	$r > 0$	0,000
2°	$r \leq 1$	$r > 1$	0,325
3°	$r \leq 2$	$r > 2$	0,373
4°	$r \leq 3$	$r > 3$	0,258

Fonte: Elaborada pelo Autor.

De acordo com a Tabela 3.15, o teste do traço indica rejeição da hipótese nula de que não existe relação de longo prazo entre as variáveis, encontrando evidências de que há pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis. Por outro lado, a hipótese que  $r \leq 1$  não pode ser rejeitada, indicando que existe um único vetor de cointegração entre as variáveis.

Tabela 3.16. Teste do máximo autovalor de Johansen - Comercial

Teste	Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa (H1)	Valor-p
1°	$r = 0$	$r = 1$	0,000
2°	$r = 1$	$r = 2$	0,529
3°	$r = 2$	$r = 3$	0,598
4°	$r = 3$	$r = 4$	0,257

Fonte: Elaborada pelo Autor.

O teste do máximo autovalor, cujos os resultados são apresentados na Tab. 3.16, indica rejeição da hipótese de que não existe vetor de cointegração entre as variáveis, corroborando com o resultado do teste do traço. Ao testar a hipótese de que  $r = 1$ , o teste indica que a mesma não pode ser rejeitada. Destarte, assim como o teste do traço, segundo o teste do máximo autovalor, existem evidências que existe apenas um vetor de cointegração entre as séries das variáveis relacionadas ao consumo comercial de energia elétrica.

Deste modo, os testes de cointegração indicam que as séries são cointegradas, sugerindo a

existência de relação de longo prazo entre elas. Seguindo os critérios adotados no caso residencial, foi escolhido trabalhar com o vetor de cointegração normalizado em relação a variável  $C_c$ . O vetor normalizado, resultante do procedimento de Johansen, é apresentado na Tab. 3.17.

Tabela 3.17. Vetor de cointegração normalizado - Comercial

$C_c$	$R_c$	$T_c$	$E_c$	Constante
1	-0,4366	0,6316	0,4594	-8,6160
Desvio Padrão	(0,1747)	(0,2790)	(0,1013)	

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir da Tabela 3.17 é possível escrever a equação que expressa a relação de longo prazo entre as variáveis, conforme pode ser observado na Eq. 3.3.

$$C_c = 8,616 + 0,437R_c - 0,632T_c - 0,459E_c \quad (3.3)$$

De acordo com a Equação 3.3, os coeficientes dos parâmetros estão de acordo com o esperado pela teoria econômica. Além disso, o consumo de energia elétrica comercial sofre mais alterações com a variação da tarifa do que com a alteração das demais variáveis.

A elasticidade da variável renda apresentou resultado semelhante ao trabalho de Schmidt e Lima (2004), com magnitude inferior à unidade e valor aproximado de 0,6. A elasticidade-preço da tarifa também apresentou magnitude com valor próximo ao encontrado em trabalhos pós-acionamento, como em Mattos (2004) e Viana (2010). Deste modo, há indícios que a crise do apagão, no caso do setor comercial, implicou em aumento da elasticidade-preço.

Nessa classe de consumo, a elasticidade-preço apresentou magnitude maior do que a elasticidade-renda indicando que este setor se apresenta mais sensível a tarifa de energia do que o caso residencial, e maior do que a elasticidade do preço dos equipamentos elétricos, o que faz sentido, uma vez que a tarifa exerce maior efeito no consumo de energia elétrica do que o preço dos eletrointensivos. A elasticidade-preço dos equipamentos eletrointensivos apresentou maior magnitude do que a de trabalhos realizados antes da reformulação do índice pela FGV, indicando que a alteração do índice possa ter ocasionado aumento na elasticidade preço do item.

Além disso, assim como foi feito em Viana (2010) e em Mattos (2004), cabe ressaltar a dificuldade em medir o preço das máquinas e equipamentos elétricos, que por vezes são similares aos equipamentos utilizados na classe residencial.

Todos os cálculos e procedimentos executados até o momento permitiram encontrar a relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. A seguir, serão apresentados os resultados encontrados para a relação de curto prazo entre as variáveis, de modo que o modelo seja adaptado para curto prazo

para que seja possível realizar previsões.

### 3.2.5. Modelo de correção de erros

Com a finalidade de realizar os ajustes do modelo para que se possa determinar a variação de curto prazo entre as variáveis e realizar previsões, assim como no caso residencial, é aplicado um VECM. Nesse modelo, o vetor de cointegração de longo prazo é utilizado como variável explicativa ( $ut$ ) do termo de correção de erros. O resultado do VECM é expresso pela Equação 3.4.

$$\Delta Cc_t = -0,1157*(u_{t-1}) - 0,077Dc \quad (3.4)$$

O modelo apresentou coeficiente de determinação  $R^2 = 0,912$  e  $R^2_{ajustado} = 0,9058$ , indicando que alterações nas variáveis consideradas explicam 91,25% das variações do consumo de energia elétrica comercial. O coeficiente de  $-0,1157$  do termo dos erros na Eq. 3.4 indica que 11,57% da diferença entre as relações de longo e curto prazo é corrigida a cada ano. Essa conclusão implica que, ao sofrer um choque nas séries de tarifa ou renda, a previsão do consumo de energia elétrica levaria cerca de oito anos e meio para se ajustar a quantidade demandada.

Os resultados da análise da qualidade do modelo pelos resíduos estão mostrados na Tab. 3.18 e indicam que os resíduos do modelo são normalmente distribuídos, pois não é possível rejeitar a hipótese nula de que os dados provêm de uma população com distribuição normal pelo teste de Jarque-Bera; não apresentam autocorrelação, porque a hipótese de que os resíduos são que não existe autocorrelação não pode ser rejeitada no teste Ljung-Box; e não apresentam heterocedasticidade, uma vez que a hipótese da ausência do efeito ARCH não pode ser rejeitada.

Tabela 3.18. Testes de qualidade do modelo - Comercial

Teste	Estatística de teste	Valor-p
Jarque-Bera	0,3558	0,8370
Ljung-Box Q'	7,2818	0,0634
ARCH	0,9450	0,3309

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Para validação do modelo, foi realizada previsão para o consumo de energia elétrica para o ano de 2015 e comparado com o valor observado em Eletrobras (2016). Os resultados são mostrados na Tab. 3.19.



Tabela 3.19. Previsão para o ano de 2015 - Comercial

Valor previsto (GWh)	Valor observado (GWh)	Diferença (%)
94.710,0	90.381,9	-4,78%

Fonte: Elaborada pelo Autor.

É possível observar que o caso comercial apresentou maior diferença entre os valores previsto e observado do que o setor residencial. Cabe ressaltar que em 2015 houve aumento do valor da tarifa e o cenário econômico do Brasil não foi tão favorável como nos anteriores, resultando em um consumo de energia aquém do esperado.

### 3.2.6. Previsões

Para que seja possível a realização das previsões para os próximos anos, serão adotadas as mesmas premissas do caso residencial: crescimento da variável associada a renda de 2,1% a.a. e dois cenários para a variação a tarifa, um de queda e outro de recuperação.

Os resultados das previsões, considerando os dois cenários, podem ser observados na Tab. 3.20, onde as previsões deste trabalho são comparadas com as previsões realizadas em EPE (2015b).

Tabela 3.20. Previsão de demanda para o setor comercial

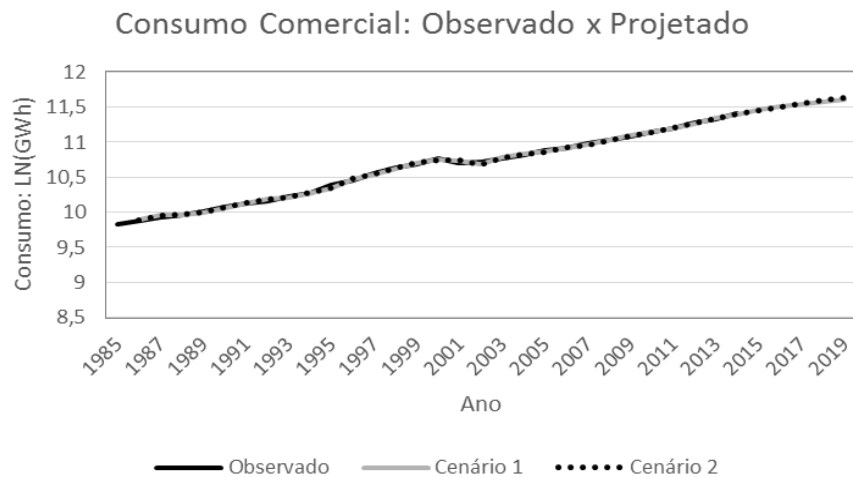
Ano	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	EPE (GWh)	Diferença (%) - Cenário 1	Diferença (%) - Cenário 2
2016	99.436,92	99.213,10	92.144,00	-7,91%	-7,67%
2017	103.998,29	103.324,53	96.257,00	-8,04%	-7,34%
2018	108.399,12	107.051,71	100.914,00	-7,42%	-6,08%
2019	112.646,46	110.407,68	105.715,00	-6,56%	-4,44%

Fonte: Elaborada pelo Autor.

De acordo com a Tabela 3.20, as previsões realizadas neste trabalho possuem valores superiores às projeções feitas pela EPE. Foi encontrada diferença percentual absoluta média de 7,48% para o cenário 1 e 6,38% para o cenário 2. O setor comercial apresentou maior diferença de projeções do que o setor residencial, comparado as projeções da EPE. Este setor também apresentou maior erro de previsão, conforme mostrado na Tab. 3.19. Assim cabe considerar a possibilidade de encontrar outra *proxy* ou variável que seja capaz de explicar de maneira mais eficiente a variação da demanda de energia elétrica para este setor. Em outras palavras, é cabível que o modelo comercial seja revisto, embora não tenha apresentado grande discrepância das previsões da EPE. Além disso, com nova política econômica do Governo Federal, é possível que haja maior intensidade nas relações

comerciais. Esse fato ocasionaria aumento de consumo de energia, possivelmente superando as previsões realizadas pela EPE e estando de acordo com as realizadas por este trabalho.

A comparação entre os valores observados e previstos para o consumo de energia elétrica do setor comercial pode ser observada na Fig. 3.12.



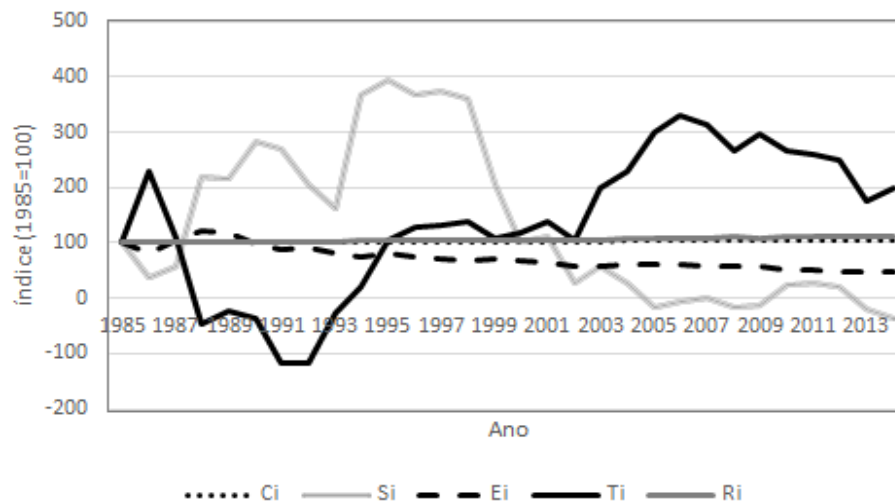
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.12. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial

### 3.3. Setor Industrial

#### 3.3.1. Gráficos de linha

Da mesma maneira que foi feita para as classes residencial e comercial, o primeiro passo para trabalhar com as variáveis estudadas foi a transformação logarítmica de cada uma das séries. Logo, foi feita análise gráfica das variáveis, conforme ilustra a Fig. 3.13, Para que seja possível observar o comportamento das séries ao longo do tempo em um mesmo gráfico, optou-se por fixar o primeiro ponto observado de cada série no valor 100.



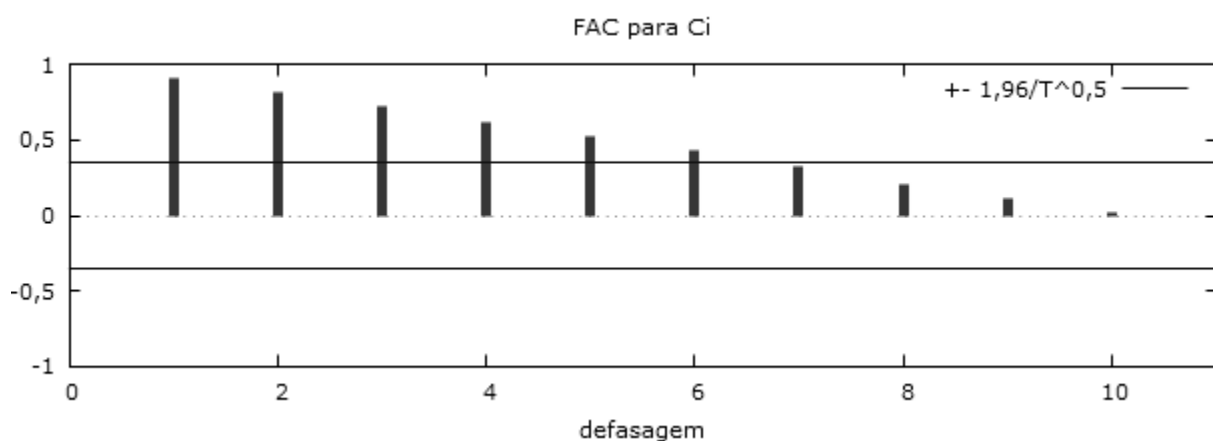
Obs:  $Ci$  = consumo;  $Si$  = bem substituto a eletricidade;  $Ei$  = eletrointensivos;  $Ti$  = tarifa;  $Ri$  = renda.  
 Fonte: Elaborada pelo Autor.

Figura 3.13. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial

Conforme é possível observar na Fig. 3.13, a tarifa de energia apresentou tendência de alta nos últimos quinze anos. Assim como o consumo de energia e o PIB da indústria, essas duas últimas séries sofreram variações menos bruscas, de modo que estão mais próximas uma da outra no gráfico. Já os preços do bem substituto à energia tiveram variações bruscas ao longo do período estudado e os preços dos eletrointensivos à indústria tiveram tendência a diminuir ao longo do período.

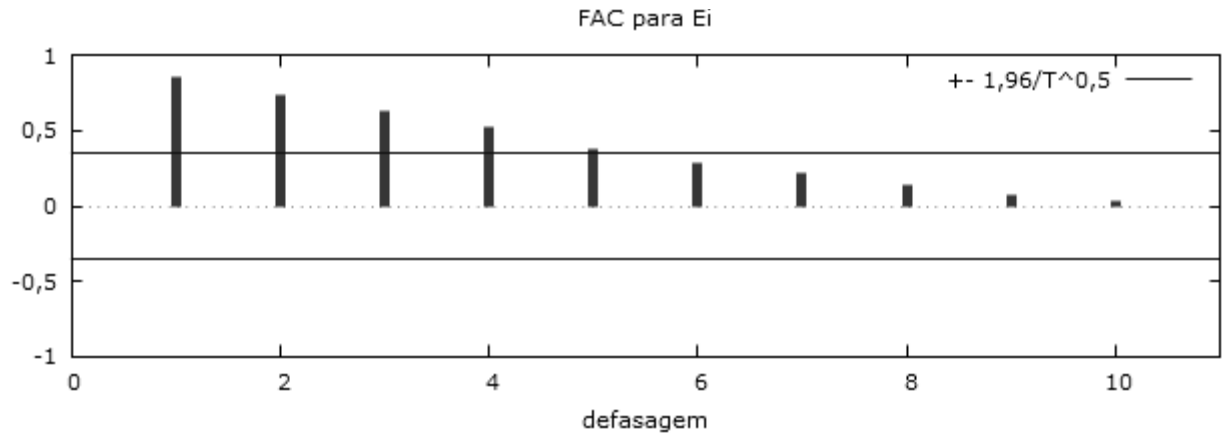
### 3.3.2. Correlogramas

Nas figuras 3.15, 3.16, 3.17 e 3.18 são apresentados os correlogramas das variáveis estudadas.



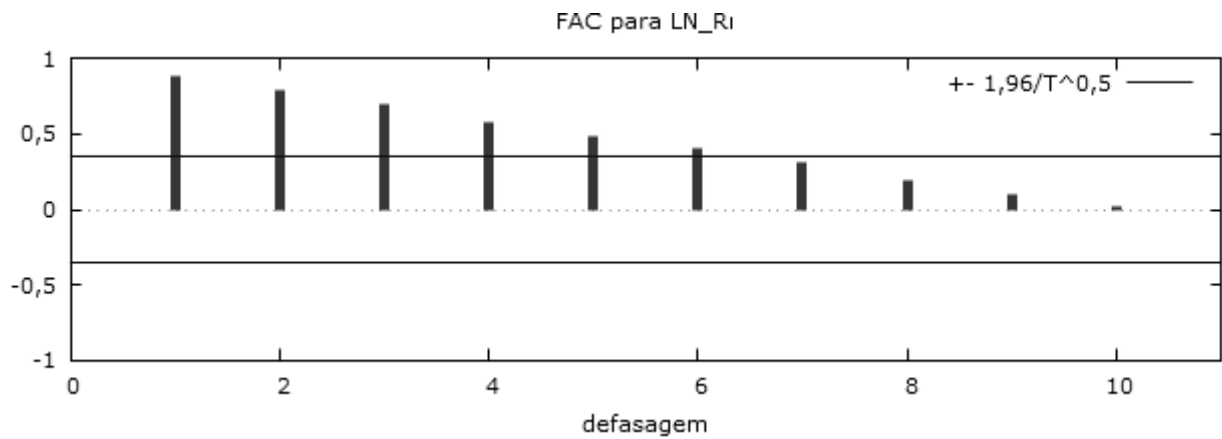
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.14. - Função de autocorrelação amostral para a variável Consumo ( $Ci$ )



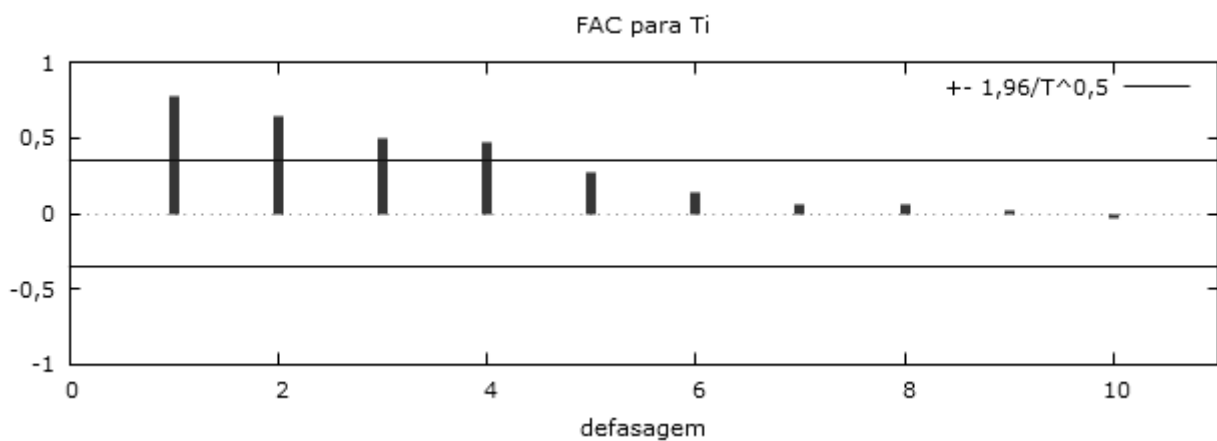
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.15. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço de eletrointensivos ( $E_i$ )



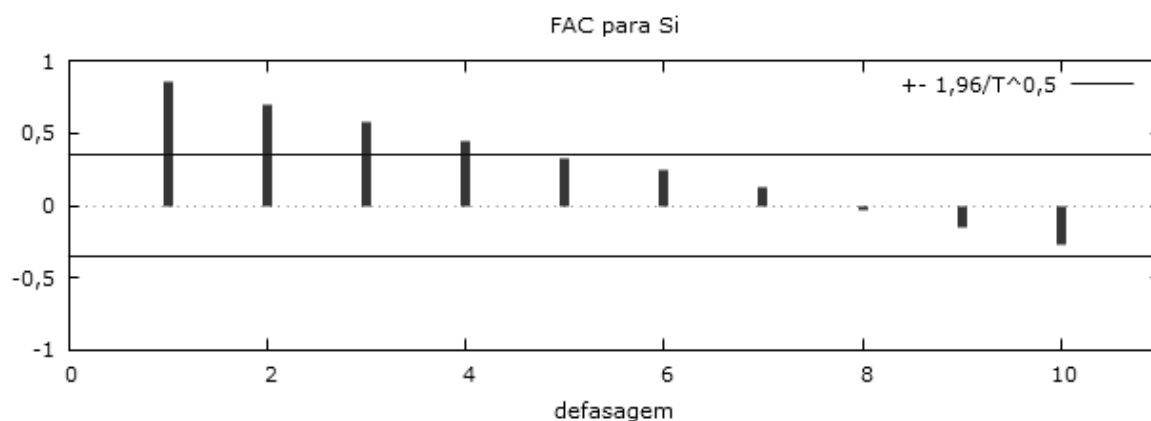
Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.16. - Função de autocorrelação amostral para a variável renda ( $R_i$ )



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.17. - Função de autocorrelação amostral para a variável tarifa ( $T_i$ )



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.18. - Função de autocorrelação amostral para a variável preço de bem substituto à eletricidade (Si)

Da mesma maneira que ocorreu nos setores comercial e residencial, os correlogramas apresentam indícios que as séries estudadas possam ser não estacionárias. Na próxima subseção serão apresentados os testes de raiz unitária com a finalidade de confirmar os indicativos apresentados pelos correlogramas e determinar a ordem de integração de cada uma das séries.

### 3.3.3. Testes de raiz unitária

Após análise gráfica e elaboração dos correlogramas, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS). Os resultados dos testes ADF são mostrados na Tab. 3.21, enquanto os resultados dos testes KPSS são mostrados na Tab. 3.22.

Tabela 3.21. Testes ADF - Industrial

Variável	Termos na equação	Nº de defasagens	Valor-p
Ci	Constante	0	0,8205
$\Delta Ci$	Constante	0	$8,709 \times 10^{-5}$
Ri	Constante	0	0,8994
$\Delta Ri$	Constante	0	$2,674 \times 10^{-5}$
Ti	Constante	0	0,3947
$\Delta Ti$	Constante	0	$1,807 \times 10^{-5}$
Ei	Constante	0	0,6581
$\Delta Ei$	Constante	0	0,0001
Si	Constante	0	0,7350
$\Delta Si$	Constante	0	0,0009

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir dos resultados apresentados na Tab. 3.21, verifica-se que, pelos testes ADF, não se pode rejeitar a hipótese nula de que cada uma das séries em nível não seja estacionária (valor- $p > 0,05$ ), indicando a presença de raiz unitária, o mesmo não acontecendo para a séries em primeira diferença. Neste caso, rejeita-se a hipótese nula de que cada uma das séries em primeira diferença não seja estacionária: existem evidências de que cada uma das séries seja estacionária em primeira diferença.

Tabela 3.22. Teste KPSS - Industrial

Variável	Termos na equação	Nº de defasagens	Estatística de teste	Valores críticos (5%)
Ci	Constante	0	2,929	0,462
$\Delta Ci$	Constante	0	0,0795	0,462
Ri	Constante	0	2,8102	0,462
$\Delta Ri$	Constante	0	0,0417	0,462
Ti	Constante	0	1,6896	0,462
$\Delta Ti$	Constante	0	0,0665	0,462
Ei	Constante	0	2,5445	0,462
$\Delta Ei$	Constante	0	0,0417	0,462
Si	Constante	0	1,4954	0,462
$\Delta Si$	Constante	0	0,1902	0,462

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Com base nos resultados dos testes KPSS apresentados na Tab. 3.22, pode-se concluir que, considerando um nível de significância de 5%, todas as séries apresentam indícios de que são não estacionárias em nível por se rejeitar a hipótese nula de que a série é estacionária (valor calculado > valor crítico). Porém, estas séries se tornam estacionárias em primeira diferença, por não se rejeitar a hipótese nula (valor calculado < valor crítico).

Dessa forma, assim como no casos anteriores, ambos os testes encontraram evidências de que as séries analisadas são estacionárias em primeira diferença, apresentando a mesma ordem de integração:  $I(1)$ . Estes resultados apontam que é possível que estas séries estudadas sejam cointegradas.

### 3.3.4. Testes de cointegração

Uma vez que as séries apresentaram indícios de que possuem a mesma ordem de integração, para averiguar se elas cointegram, foi definido um modelo VAR para a realização dos testes de Johansen. Seguindo os mesmos passos adotados para os setores residencial e comercial, é preciso

determinar o número de defasagens a ser considerado no modelo, a presença de termos determinísticos e a presença de variável *dummy*. Para definir o número de defasagens a ser utilizado no modelo serão utilizados os critérios de informação de Schwartz, Hannan-Quinn e Akaike. Os resultados obtidos são apresentados na Tab. 3.23.

Tabela 3.23. Seleção de defasagens do modelo VAR - Industrial

Defasagens	CIA – Akaike	CIS - Schwartz	CIHQ – Hannan-Quinn
1	-9,137	-7,723*	-8,694
2	-9,668*	-7,052	-8,868*

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Obs: \* indica o menor valor calculado pelo critério.

A Tabela 3.23 indica, através dos resultados dos critérios de Akaike e Hannan-Quinn, que devem ser incluídas duas defasagens no modelo, enquanto o critério de Schwartz indica a inclusão de apenas uma defasagem. Deste modo, para dar continuação a determinação do modelo VAR, optou-se pela inclusão de duas defasagens no modelo.

Com o número de defasagens definido, foi decidido por incluir uma variável *dummy* que assume o valor 1 nos anos de racionamento de energia, 2001 e 2002, quando a série de consumo apresentou *outlier* devido à crise do apagão, e 2009, quando a série apresentou outro *outlier* devido à crise internacional que afetou diretamente o desempenho da indústria, e zero nos demais anos. Nesse caso, assim como no setor comercial, com base nos gráficos do histórico consumo, foi assumido não houve quebra estrutural na série.

Tabela 3.24. Caracterização das variáveis  $Di_1$  e  $Di_2$  - Industrial

Período	$Di_1$	$Di_2$
1985-2001	0	0
2001-2002	1	0
2003-2008	0	0
2009	0	1
2010-2014	0	0

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Além destas variáveis *dummies*, foi incluída uma constante no modelo, seguindo o mesmo procedimento adotado nos setores residencial e comercial. Com o modelo definido (duas defasagens, constante e duas variáveis *dummy*), é possível realizar os testes de Johansen. Os resultados do teste

do traço podem ser visualizados na Tab. 3.25, enquanto os resultados do teste do máximo autovalor são apresentados na Tab. 3.26.

Tabela 3.25. Teste do traço de Johansen - Industrial

Teste	Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa (H1)	Valor-p
1°	$r = 0$	$r > 0$	0,000
2°	$r \leq 1$	$r > 1$	0,021
3°	$r \leq 2$	$r > 2$	0,105
4°	$r \leq 3$	$r > 3$	0,176
5°	$r \leq 4$	$r \leq 4$	0,396

Fonte: Elaborada pelo Autor.

De acordo com a Tabela 3.25, o teste do traço indica a rejeição da hipótese nula de que não existe relação de longo prazo entre as variáveis, encontrando evidências de que há pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis. Por outro lado, a um nível de significância de 5%, o teste do traço aponta a existência de dois vetores de cointegração.

Tabela 3.26. Teste do máximo autovalor de Johansen - Industrial

Teste	Hipótese nula (H <sub>0</sub> )	Hipótese alternativa (H <sub>1</sub> )	Valor-p
1°	$r = 0$	$r = 1$	0,000
2°	$r = 1$	$r = 2$	0,113
3°	$r = 2$	$r = 3$	0,309
4°	$r = 3$	$r = 4$	0,201
5°	$r = 4$	$r = 5$	0,396

Fonte: Elaborada pelo Autor.

O teste do máximo autovalor, cujos os resultados são apresentados na Tab. 3.26, rejeita a hipótese de que não existe vetor de cointegração entre as variáveis, corroborando com o resultado do teste do traço. Ao testar a hipótese que  $r=1$ , o teste indica que a mesma não pode ser rejeitada. Deste modo, assim como o teste do traço, segundo o teste do máximo autovalor, existem evidências que existe apenas um vetor de cointegração entre as séries das variáveis relacionadas ao consumo industrial de energia elétrica. Cabe ressaltar que segundo Bueno (2011), o teste do máximo autovalor apresenta resultados mais robustos que o teste do traço, portanto este teste será utilizado como referência para a opção de trabalhar com um vetor de cointegração.



Conforme exposto, os testes de cointegração indicam que as séries são cointegradas, sugerindo a existência de relação de longo prazo entre elas. Seguindo os critérios adotados nos casos dos setores residencial e comercial, foi escolhido trabalhar com o vetor de cointegração normalizado em relação a variável Cr. O vetor normalizado, resultante do procedimento de Johansen é apresentado na Tab. 3.27.

Tabela 3.27. Vetor de cointegração normalizado - Industrial

Ci	Ri	Ti	Ei	Si	Constante
1	-0,1472	-0,3006	0,1756	-0,2004	-11,288
Desvio Padrão	(0,15333)	(0,052591)	(0,078117)	(0,047593)	

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir da Tabela 3.27 é possível escrever a equação que expressa a relação de longo prazo entre as variáveis, conforme pode ser observado na Eq.3.5.

$$Ci = 11,29 + 0,1472Ri + 0,3006Ti - 0,1756Ei + 0,2004Si \quad (3.5)$$

De acordo com a Equação 3.5, os coeficientes, com exceção do caso da tarifa, estão de acordo com o esperado pela teoria econômica. A elasticidade da variável renda apresentou resultado abaixo dos encontrados na literatura, ficando relativamente próximo apenas do valor encontrado por Mattos (2004).

Já a elasticidade-preço apresentou sinal oposto ao esperado pela teoria econômica. Problema semelhante foi encontrado por Schmidt e Lima (2004), porém os autores resolveram o problema com a inclusão da variável *S*, para o bem substituto à energia, onde foi utilizado como *proxy* o índice de preços de óleos e lubrificantes. Neste caso, apenas a inclusão de uma nova variável alterou significativamente os resultados. Porém, no trabalho de Mattos (2004), a inclusão da variável *S* causou multicolinearidade no modelo, fazendo com que o autor optasse pela não inclusão desta variável. No caso do trabalho de Viana (2010), a inclusão da variável *S* fez com que a hipótese da não existência de cointegração entre as variáveis não pudesse ser rejeitada. O autor, porém, alterou a *proxy* utilizada para a variável e deu continuidade no trabalho. Diante do exposto, será proposto um modelo sem considerar a variável *S*, conforme a Eq. 3.6.

$$\text{Ln}Ci_t = \text{Ln}k_3 + \gamma_3 \text{Ln}Ti_t + \theta_3 \text{Ln}Ri_t + \alpha_3 Ei_t \quad (3.6)$$

O resultado para a determinação do número de defasagens do novo modelo VAR a ser testado é apresentado na Tab. 3.28.

Tabela 3.28. Seleção de defasagens do modelo VAR - Industrial (modelo 2)

Defasagens	CIA - Akaike	CIS - Schwartz	CIHQ – Hannan-Quinn
1	-9,1338	-8,3726*	-8,9012*
2	-9,2413*	-7,7187	-8,7758

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Obs: \* indica o menor valor calculado pelo critério.

De acordo com os resultados apresentados na Tab. 3.28, dois dos três testes de critérios de informação indicam que o modelo a ser escolhido deve possuir uma defasagem. Sendo assim, será dado prosseguimento aos testes, considerando o modelo VAR com uma defasagem.

As tabelas 3.29 e 3.30 apresentam os resultados dos testes de Johansen do traço e do máximo autovalor, respectivamente.

De acordo com a Tabela 3.29, o teste do traço indica a rejeição da hipótese nula de que não existe relação de longo prazo entre as variáveis, encontrando evidências de que há pelo menos um vetor de cointegração entre as variáveis. Já a hipótese de que existe apenas um vetor de cointegração não pode ser rejeitada. Deste modo, o teste do traço indica a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis.

A Tabela 3.30 apresenta os resultados do teste do máximo autovalor, onde assim como no teste do traço, a hipótese de que não existe cointegração entre as variáveis é rejeitada. Ainda corroborando com o teste do traço, o teste do máximo autovalor indica a existência de um vetor de cointegração entre as séries. Seguindo os procedimentos adotados anteriormente, o vetor de cointegração é normalizado em relação à variável  $C_i$  e seus coeficientes são apresentados na Tab. 3.31.

Tabela 3.29. Teste do traço de Johansen – Industrial (modelo 2)

Teste	Hipótese nula (H0)	Hipótese alternativa (H1)	Valor-p
1º	$r = 0$	$r > 0$	0,000
2º	$r \leq 1$	$r > 1$	0,214
3º	$r \leq 2$	$r > 2$	0,378
4º	$r \leq 3$	$r > 3$	0,580

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Tabela 3.30. Teste do máximo autovalor de Johansen – Industrial (modelo 2)

Teste	Hipótese nula (H <sub>0</sub> )	Hipótese alternativa (H <sub>1</sub> )	Valor-p
1º	r = 0	r = 1	0,000
2º	r = 1	r = 2	0,328
3º	r = 2	r = 3	0,357
4º	r = 3	r = 4	0,579

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Tabela 3.31. Vetor de cointegração normalizado- Industrial (modelo 2)

Ci	Ri	Ti	Ei	Constante
1	-1,864	0,4690	0,0977	-2,8098
Desvio Padrão	(0,1909)	0,0702	(0,0781)	

Fonte: Elaborada pelo Autor.

A partir da Tabela 3.31 é possível escrever a equação que expressa a relação de longo prazo entre as variáveis, conforme pode ser observado na Eq. 3.7.

$$C_i = 2,810 + 1,864R_i - 0,4690T_i - 0,097741E_i \quad (3.7)$$

De acordo com a Equação 3.7, os coeficientes dos parâmetros estão de acordo com o esperado pela teoria econômica. Além disso, o consumo de energia elétrica industrial sofre mais alterações com a variação da renda do que com a alteração das demais variáveis. A elasticidade da variável renda apresentou resultado semelhante ao trabalho de Schmidt e Lima (2004), com magnitude próxima de 2. A elasticidade preço também apresentou magnitude com valor próximo ao encontrado na literatura, como em Schmidt e Lima (2004), Mattos (2004) e Viana (2010).

No caso industrial, assim como no comercial, a elasticidade-preço da tarifa apresentou magnitude maior do que a elasticidade do preço dos equipamentos elétricos, o que, assim como no caso comercial, faz sentido uma vez que a tarifa exerce maior efeito no consumo de energia elétrica do que o preço dos eletrointensivos. A respeito a elasticidade preço dos bens eletrointensivos, pode-se dizer que esta apresentou magnitude inferior aos de trabalhos realizados antes da alteração do índice que serviu de *proxy* para a variável, como em Schmidt e Lima (2004). Não há referências de trabalhos realizados após a modificação do índice que tenham utilizado essa variável. Logo, existem indícios que a alteração do índice possa ter implicado em uma redução da elasticidade-preço dos bens eletrointensivos aplicados ao setor industrial.

Com o modelo apresentando relação de longo prazo dentro do esperado pela teoria econômica, parte-se para a aplicação do modelo de correção de erros para que seja possível corrigir os desvios de

longo prazo e realizar previsões.

### 3.3.5. Modelo de correção de erros

Com a finalidade de realizar os ajustes dos modelos para que se possa determinar a variação de curto prazo entre as variáveis e realizar previsões, assim como nos casos anteriores, é aplicado um modelo de correção de erros vetorial. Nesse modelo, o vetor de cointegração de longo prazo é utilizado como variável explicativa ( $u_t$ ) do termo de correção de erros. O resultado do VECM é expresso pela Eq. 3.8.

$$\Delta Ci_t = -0,1966*(u_{t-1}) - 0,1208Di_1 - 0,1068Di_2 \quad (3.8)$$

O modelo apresentou coeficiente de determinação  $R^2 = 0,795$  e  $R^2$  ajustado =  $0,77$ , indicando que variações nas variáveis consideradas explicam 79,5% das variações do consumo de energia elétrica industrial. O coeficiente de  $-0,1966$  do termo de erros na Eq. 3.8 indica que 19,66% da diferença entre as relações de longo e curto prazo é corrigida a cada ano. Essa conclusão implica que, ao sofrer um choque nas séries de tarifa ou renda, a previsão do consumo de energia elétrica levaria pouco mais de cinco anos para se ajustar a quantidade demandada.

Os resultados da análise da qualidade do modelo realizada a partir dos resíduos estão mostrados na Tab. 3.32 e indicam que os resíduos do modelo são normalmente distribuídos, pois não é possível rejeitar a hipótese nula de que os dados provêm de uma população com distribuição normal pelo teste de Jarque-Bera; não apresentam autocorrelação, porque a hipótese de que os resíduos são que não existe autocorrelação não pode ser rejeitada no teste Ljung-Box; e não apresentam heterocedasticidade, uma vez que a hipótese da ausência do efeito ARCH não pode ser rejeitada.

Tabela 3.32. Testes de qualidade do modelo - Industrial

Teste	Estatística de Teste	valor-p
Jarque-Bera	1,813	0,4039
Ljung-Box Q'	1,221	0,2690
ARCH	1,475	0,2245

Fonte: Elaborada pelo Autor.

Para validação do modelo, foi realizada previsão para o consumo de energia elétrica para o ano de 2015 e comparado com o valor observado pela Eletrobrás. Os resultados são mostrados na Tab. 3.33.

Tabela 3.33. Previsão para o ano de 2015 - Industrial

Valor Previsto (GWh)	Valor Observado (GWh)	Diferença (%)
181135,4	169607,0	6,80%

Fonte: Elaborada pelo Autor.

É possível observar que o setor industrial apresentou maior diferença entre os valores observados e previstos do que as previsões dos outros setores. Isso pode ser explicado pela grande redução de consumo apresentada no ano de 2015, quando o consumo industrial caiu cerca de 5,1% em relação ao ano de 2014. Considerando que a série apresenta histórico de crescimento, esse valor pode vir a ser considerado um *outlier* em modelos futuros, assim como foi o caso do ano de 2009, quando houve redução do consumo em 8,5% em relação ao ano anterior. Ainda existe a possibilidade de o modelo não estar representando com grande fidelidade a demanda industrial de energia, uma vez que foi necessário a retirada de uma variável (bens substitutos à energia elétrica) para que o modelo inicialmente proposto fosse aceito pela teoria econômica.

Além disso, poderiam ser incluídas novas variáveis como a quantidade demandada pelos grandes consumidores industriais que, conforme EPE (2015b), são as indústrias ligadas ao alumínio, siderurgia, ferroligas, pelotização, cobre, petroquímica, soda-cloro, cimento, papel e celulose. Deste modo, com os índices adequados, o consumo de cada um destes itens poderia ser incluído no modelo através de uma nova variável. Do mesmo modo, poderia ser avaliada a possibilidade de inclusão de uma nova variável relacionada às taxas câmbio, pois a classe industrial está diretamente ligada ao mercado internacional através de ações de importação e exportação.

Cabe também salientar que pode ser produtiva a inclusão de uma variável que seja relacionada à cogeração de energia elétrica, prática na qual o consumidor industrial utiliza a energia térmica proveniente de sua atividade primária para a geração de energia elétrica. Ou ainda, outra variável ligada à autoprodução de energia elétrica, uma vez que a segundo a EPE(2015b), a autoprodução de energia elétrica vem apresentando grande crescimento no horizonte recente.

### 3.3.6. Previsões

Do mesmo modo que nos setores comercial e residencial, para a realização das projeções será considerado um crescimento econômico de 2,1% a.a., e para as tarifas serão considerados dois cenários: um de queda e outro de recuperação. Os resultados das previsões, considerando os dois cenários, podem ser observados na Tab. 3.34, onde as previsões deste trabalho são comparadas com as previsões realizadas em EPE (2015b).

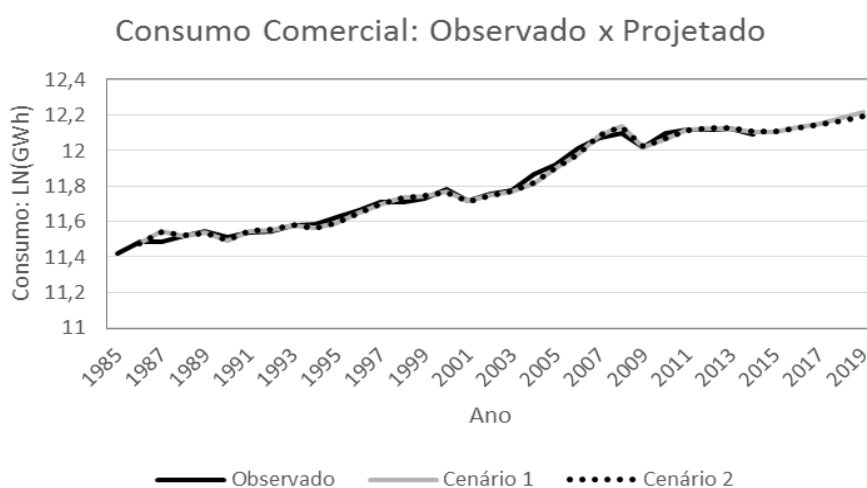
Tabela 3.34. Previsão de demanda para o setor industrial

Ano	Cenário 1 (GWh)	Cenário 2 (GWh)	EPE (GWh)	Diferença (%) - Cenário 1	Diferença (%) - Cenário 2
2016	181.135,41	181.135,41	165.814,00	-11,62%	-11,31%
2017	185.086,12	184.560,46	170.092,00	-11,67%	-10,78%
2018	189.938,46	188.430,11	175.762,00	-11,28%	-9,63%
2019	195.592,89	192.692,98	181.239,00	-11,44%	-8,87%

Fonte: Elaborada pelo Autor.

De acordo com a Tabela 3.34, as previsões realizadas neste trabalho possuem valores superiores às projeções realizadas pela EPE. Foi encontrada diferença percentual absoluta média de 11,50% para o cenário 1 e 10,14% para o cenário 2. O setor industrial apresentou maior diferença de projeções entre todos os setores estudados, comparado as projeções da EPE. Desta maneira, mesmo que haja um crescimento econômico além do esperado pelo Brasil, provavelmente a demanda não alcançará os valores previstos por este trabalho. Sendo assim, é recomendado que seja revisto o modelo utilizado para a classe industrial, isso pode ser feito seguindo as sugestões apresentadas na subseção 3.3.5.

Na Figura 3.19 é possível observar a comparação entre os valores observados e projetados para a demanda no setor industrial.



Fonte: Elaborada pelo Autor

Figura 3.19. - Comportamento das séries temporais ligadas à demanda industrial

## 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou contribuir para a estimação de elasticidades de renda e preço para a demanda de energia elétrica das três principais classes consumidoras do país. Além disso, foram realizadas projeções para a demanda de energia elétrica para o país nos próximos anos, estas que podem ser comparadas às projeções mais recentes elaboradas pela EPE. Após a identificação das variáveis e *proxies* pertinentes relacionadas a cada classe de consumo e determinação da ordem de integração de cada série, foi utilizado o conceito de cointegração para determinar a relação de longo prazo entre as variáveis. Em seguida, foi aplicado um VECM para corrigir os desvios de curto prazo e possibilitar a realização de projeções.

O setor residencial apresentou os melhores resultados, quando comparado aos outros dois setores modelados. Além de ter apresentado o menor erro percentual para o ano de 2015, utilizado para validação do modelo, esse setor foi o que apresentou previsões mais próximas às realizadas pela EPE. A classe residencial apresentou elasticidade-renda superior à de trabalhos anteriores ao período da crise do apagão e próximas a resultados encontrados por trabalhos posteriores ao período. Esse fato pode indicar que o período de racionamento, marcado por políticas de redução de consumo, elevou a magnitude da elasticidade-renda. Já a elasticidade-preço dos itens eletrodomésticos teve sua magnitude aumentada, se comparada com estudos realizados antes do ano de 2008, quando a FGV alterou a forma de calcular os índices de IPA.

Em relação ao setor comercial, foi encontrado erro de previsão inferior a 5% para o ano de 2015, e diferença percentual absoluta média pouco superior a 6% em comparação com as projeções realizadas pela EPE. Esse setor apresentou um resultado satisfatório, porém com possibilidades de melhoras. Assim, é possível procurar identificar variáveis que sejam capazes de representar com mais precisão os eletrointensivos utilizados pelo comércio e associá-las ao modelo. A elasticidade-renda se apresentou semelhantes a resultados de estudos realizados antes do período de racionamento, indicando a possibilidade de não ter ocorrido mudança significativa após esse período. Já a elasticidade-preço relacionada à tarifa apresentou valores superiores aos de trabalhos anteriores ao período de racionamento e próximas a de trabalhos posteriores. Deste modo, existem indícios de que o racionamento possa ter implicado que o setor se tornou mais sensível ao preço da tarifa. A elasticidade-preço dos equipamentos eletrointensivos teve sua magnitude com valores superiores à de trabalhos anteriores à alteração dos índices IPA pela FGV, indicando que esta alteração do índice pode ter contribuído para o aumento dessa elasticidade-preço.

O setor industrial pode ser considerado o mais difícil de ser modelado entre os três abordados neste estudo, uma vez que são inúmeras as variáveis que podem interferir na demanda dessa classe.

Por exemplo, a demanda industrial por energia elétrica pode ser afetada por: bens substitutos à energia (que podem ser representados por qualquer forma de combustível capaz de gerar energia), taxas de câmbio (devido às questões de importações e exportações), produção dos grandes consumidores industriais (pode-se relacionar à quantidade de matéria prima utilizada por cada consumidor), autoprodução de energia (que vem se popularizando cada vez mais na classe industrial) e, até mesmo, a prática de cogeração de energia que tem um forte viés econômico envolvido, principalmente relacionado à teoria da firma. Junto a isso existe o fator político, onde políticas econômicas como isenções fiscais podem decidir a instalação ou não de um grande consumidor. Esses podem ser apontados como alguns dos motivos pelos quais o setor industrial apresenta maior erro de previsão na grande maioria dos trabalhos relacionados ao tema no cenário nacional.

Neste estudo, o setor industrial também não se mostrou dentro do esperado, inicialmente em desacordo com a teoria econômica, sendo necessário a exclusão da variável relacionada ao preço dos bens substitutos à energia elétrica para que o modelo se encontrasse dentro do esperado. Mesmo assim, com resultados aceitos pela teoria econômica, o modelo não se mostrou muito satisfatório, apresentando erro de previsão de 6,8% para o ano de 2015. Além disso, as projeções para o setor se apresentaram cerca de 10% superiores às realizadas pela EPE. Diante do exposto, é cabível que se analise a possibilidade de se ajustar o modelo, com a inclusão de novas variáveis, por exemplo. A elasticidade-renda deste setor se mostrou próxima de trabalhos anteriores ao período de racionamento, não indicando interferência direta do período em sua magnitude. Do mesmo modo, a elasticidade-preço da tarifa do setor industrial apresentou valores semelhantes aos de estudos realizados antes e depois do racionamento. Quanto a elasticidade-preço dos bens eletrointensivos, esta apresentou magnitude inferior à elasticidade da tarifa e também inferior à de trabalhos realizados antes do ano de reformulação dos índices IPA pela FGV. Deste modo, há indícios de que a alteração do índice possa ter contribuído de maneira a reduzir a magnitude desta elasticidade-preço.

Dentre os setores estudados, o que apresentou maior elasticidade-renda foi o industrial, sendo o único que apresentou demanda elástica à renda. Em relação à elasticidade-preço da tarifa, o setor em que a demanda se mostrou mais sensível, foi o setor comercial, porém apresentando-se inelástica, estando de acordo com outros estudos realizados sobre o tema.

Em trabalhos futuros podem ser analisadas mais variáveis relacionadas à demanda de energia elétrica e revistas algumas *proxies*, principalmente para o caso do setor industrial, que foi o que apresentou resultados mais distantes dos ideais. Em relação ao caso comercial, poderia ser avaliada a possibilidade de encontrar outra *proxy* capaz de representar melhor os equipamentos elétricos utilizados por esse setor. Além disso, é possível trabalhar com dados estaduais, propondo uma pareceria com as distribuidoras do Rio Grande do Sul para a obtenção dos dados.



Por fim, cabe considerar que os objetivos deste trabalho foram alcançados, uma vez que foram encontradas as relações de longo prazo entre a demanda de energia elétrica e suas principais determinantes. Não obstante, foi possível comparar com trabalhos anteriores à crise do apagão e com estudos anteriores à reformulação dos índices de IPA pela FGV. Além disso, foi possível realizar previsões para os três setores estudados, com erro máximo inferior a 10% para o ano de referência e diferença de cerca de 10% no pior dos casos para as previsões realizadas pela EPE.

Deste modo, é admissível considerar que os modelos propostos possam ser levados em consideração por estudiosos do planejamento do setor energético nacional, visto que foi possível encontrar indícios de como cada variável influencia no comportamento da demanda por energia elétrica no cenário nacional.

## Referências

- AKAIKE, Maximum likelihood identification of Gaussian autoregressive moving average models. **Biometrika**, v.60, n.2, p. 255-265, 1973. Disponível em: [http://www.jstor.org/stable/2334537?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/2334537?seq=1#page_scan_tab_contents). Acesso em: jan de 2016.
- AMARAL, R.M.; MONTEIRO, M. V. D. A demanda por energia elétrica residencial no Brasil: estimativa das elasticidades renda e preço após o apagão. XXX Encontro Nacional de Engenharia de Produção (Enegep). **Anais .....**, p. 1-14, 2010. Disponível em: [http://www.abepro.org.br/biblioteca/enegep2010\\_tn\\_stp\\_121\\_786\\_15272.pdf](http://www.abepro.org.br/biblioteca/enegep2010_tn_stp_121_786_15272.pdf). Acesso em: jan de 2016.
- ANDRADE, T.A.; LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Texto para discussão n 489, IPEA, 1997. Disponível em: [http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2162/1/td\\_0489.pdf](http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/2162/1/td_0489.pdf). Acesso em: jan de 2016.
- ANEEL, **Atlas de Energia Elétrica do Brasil**. Agência Nacional de Energia Elétrica. Brasília: ANEEL, 2002. 153 p. Disponível em: [http://www2.aneel.gov.br/arquivos/pdf/livro\\_atlas.pdf](http://www2.aneel.gov.br/arquivos/pdf/livro_atlas.pdf). Acesso em: jan de 2016.
- BUENO, R. D. L.S. **Econometria de séries temporais**. 2 ed. São Paulo: Editora Cengage Learning, 2011. 360p.
- DE LORENZO, H.C. O setor elétrico brasileiro: passado e futuro. **Perspectivas: Revista de Ciências Sociais**, v. 24/25, p. 147-170, 2002. Disponível em: <http://seer.fclar.unesp.br/perspectivas/article/view/406/291>. Acesso em: jan de 2016.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v.49, n.4, p. 1057-1072, 1981. Disponível em: [http://www.jstor.org/stable/1912517?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/1912517?seq=1#page_scan_tab_contents). Acesso em: jan de 2016.
- ELETROBRAS. “**Boletim siese: consumo de energia elétrica no Brasil**”. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: jul de 2016.
- EPE, 2015a. Balanço energético nacional 2015: ano base 2014. **Empresa de Pesquisa Energética - Ministério de Minas e Energia**. Disponível em: <http://www.mme.gov.br>. Acesso em: jul de 2016.
- EPE, 2015b. Nota Técnica DEA 19/15. **Projeção da demanda de energia elétrica 2016-2020**. Disponível em <http://www.epe.gov.br/default.aspx>. Acesso em: jul de 2016.
- EPE, 2015c. Nota Técnica DEA 03/15. **Projeção da demanda de energia elétrica 2015-2024**. Disponível em <http://www.epe.gov.br/default.aspx>. Acesso em: jul de 2016.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, 2008.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251–276, 1987. Disponível em: [http://www.jstor.org/stable/1913236?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/1913236?seq=1#page_scan_tab_contents). Acesso em: mar de 2016.

ETTESTOL, I. Estimating residential demand for electricity with smooth transition regression. **Unpublished Manuscript, NTNU, Trondheim, Norway**, 2002. Disponível em: [http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_nlinks&ref=000194&pid=S1413-8050200900010000400012&lng=en](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_nlinks&ref=000194&pid=S1413-8050200900010000400012&lng=en). Acesso em: mar de 2016.

FERGUSON, C. E. **Microeconomia**. 18 ed. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 1994.

FERREIRA, J. S. P.; SILVA, N. R. Determinação dos parâmetros  $\alpha$  e  $b$  da função de Cobb-Douglas, através do método dos mínimos quadrados. **Proceeding Series of the Brazilian Society of Computational and Applied Mathematics**, v. 3, n. 1, p. 1-2, 2015.

FGV. Alterações na lista de produtos e nas ponderações do Índice de Preços por Atacado (IPA). **Nota Técnica - Fundação Getúlio Vargas**, 2007. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/doc/Nota%20reforma%20IPA.pdf>. Acesso em: abr de 2016.

GOMES, A. C.; ABARCA, C. D. G.; FARIA, E. A. S. T.; FERNANDES, H. H. O. O setor elétrico. **BNDES. BNDES**, v. 50, p. 1964-1973, 2002. Disponível em: [http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes\\_pt/Galerias/Arquivos/conheciment o/livro\\_setorial/setorial14.pdf](http://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conheciment o/livro_setorial/setorial14.pdf). Acesso em: fev de 2016.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: Editora AMGH, 2011.

HALVORSEN, B.; LARSEN, B. M. The flexibility of household electricity demand over time. **Resource and Energy Economics**, v. 23, n. 1, p. 1-18, 2001. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S092876550000035X>. Acesso em: fev de 2016.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, v.41, p.190–195, 1979.

HELFERT, E. A. **Técnicas de análise financeira**. Porto Alegre: Bookman, 2000.

IRFFI, G.; CASTELAR, I.; SIQUEIRA, M.L.; LINHARES, F.C. 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. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v13n1/v13n1a04.pdf>. Acesso em: abr. de 2016.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v.12, n.2-3, p.231–254, 1988. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>. Acesso em: mai de 2016.

KWIATKOWSKI, D.; PHILIPS, P. C.B.; SCHIMDT, P.; SCHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y> Acesso em: mai de 2016.

LEITE, S. Q. **Projeções para a demanda por energia elétrica no Brasil, 2006-2015**, 2006. Dissertação de Mestrado Profissionalizante, RJ: Faculdades Ibemec.

LIMA, H. C. G. **A demanda setorial de energia elétrica em Pernambuco**, 2011. Dissertação de Mestrado, PE: Universidade Federal de Pernambuco. Disponível em: <http://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/1240>. Acesso em: jul. de 2016.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester conference series on public policy**. v.1, n.1, p. 19-46, 1976.

MATTOS, L. B. **Demanda de energia elétrica no estado de Minas Gerais: 1970-2002**, 2004. Dissertação de Mestrado, MG: Universidade Federal de Viçosa.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. de. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**. v.15, n.3, p.31–52, 2005. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/neco/v15n3/v15n3a02.pdf>. Acesso em: mai de 2016.

MODIANO, E. M. Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil. Rio de Janeiro PUC/RJ, 1984. (Texto para discussão, 68).

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. 7 ed. São Paulo: Editora Pearson, 2010.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, n.1, p.67–98, 2004.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, v.6, n.2, p.461–464, 1978. Disponível em: <http://qwone.com/~jason/trg/papers/schwarz-dimension-78.pdf>. Acesso em: mar. de 2016.

SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. **Energy Economics**, v. 19, n. 4, p. 493-513, 1997. Disponível em: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S014098839701027X>. Acesso em: fev de 2016.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JUNIOR, 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. Disponível em: <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/26/6>. Acesso em: fev. de 2016.

VIANA, G. I. M. N. **Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 e a evolução do custo social e tarifa ótima para o Brasil**, 2010. Dissertação de Mestrado, AL: Universidade Federal de Alagoas.

VIANA, G. I. M. N.; SILVA, A. L. M. Um modelo para projeções para demanda por energia elétrica, 2009-2017 para o setor residencial no Brasil. **Revista Brasileira de Energia**, v.20, n.1, p.107–126, 2014. Disponível em: <http://new.sbpe.org.br/artigo/327/> Acesso em: fev. de 2016.

YULE, G. U. Why do we sometimes get nonsense-correlations between Time-Series?--a study in sampling and the nature of time-series. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 89, n. 1, p. 1-

63, 1926. Disponível em: <http://www.math.mcgill.ca/dstephens/OldCourses/204-2007/Handouts/Yule1926.pdf>. Acesso em: mar de 2016.

**WESTLEY, G. D. New directions in econometric modeling of energy demand: with applications to Latin America.** USA: Johns Hopkins University Press, 1992.