

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PIMES



**PREVISÃO DE DEMANDA, PREÇO E ANÁLISE DE
PODER DE MERCADO NO SETOR DE ENERGIA
ELÉTRICA**

HERBETES DE HOLLANDA CORDEIRO JUNIOR

RECIFE
2005

HERBETES DE HOLLANDA CORDEIRO JUNIOR



**PREVISÃO DE DEMANDA, PREÇO E ANÁLISE DE
PODER DE MERCADO NO SETOR DE ENERGIA
ELÉTRICA**

Tese apresentada em cumprimento às exigências para obtenção do grau de Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES), nos termos do Art. 37, alínea “c”, da Resolução N.º 03/98 do Conselho Coordenador de Ensino, Pesquisa e Extensão da UFPE.

Orientador: Prof. Dr. Francisco de Sousa Ramos.

**Recife
2005**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/ PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO
DOUTORADO EM ECONOMIA DE

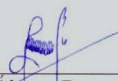
HERBETES DE HOLLANDA CORDEIRO JUNIOR

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o candidato Herbertes de Hollanda Cordeiro Junior **APROVADO**.

Recife, 08/03/2005.



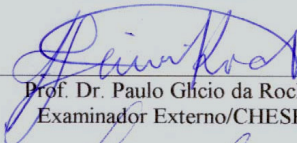
Prof. Dr. Francisco de Souza Ramos
Orientador



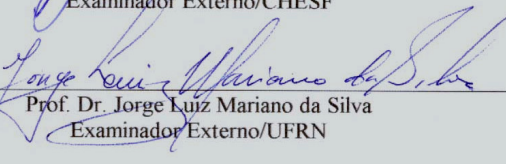
Prof. Dr. Alvaro Barrantes Hidalgo
Examinador Interno



Prof. Dr. Hermínio Ramos de Sousa
Examinador Interno



Prof. Dr. Paulo Glicio da Rocha
Examinador Externo/CHESF



Prof. Dr. Jorge Luiz Mariano da Silva
Examinador Externo/UFRN

Cordeiro Junior, Herbertes de Hollanda

Previsão de demanda, preço e análise de poder de mercado no setor de energia elétrica / Herbertes de Hollanda Cordeiro Junior. – Recife : O Autor, 2005.

xiv, 183 folhas : il., fig., tab.

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Pernambuco. CCSA, Economia, 2005.

Inclui bibliografia e apêndice.

1. Economia – Mercado de energia elétrica. 2. Setor elétrico brasileiro – Descrição dos agentes – Instituições atuantes. 3. Energia elétrica, Nordeste brasileiro – Demanda e modelo de previsão. 4. Modelo de previsão de preços – Energia elétrica, Brasil. 5. Comportamento estratégico dos agentes – Modelo de Cournot. I. Título.

**330.43
330.015195**

**CDU (2.ed.)
CDD (22.ed.)**

**UFPE
BC2005-202**

AGRADECIMENTOS

Ao **Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES)** do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco, pela acolhida em seu curso de Doutorado.

Ao **Núcleo de Estudos em Economia e Regulação (NEER)**, cuja iniciativa de direcionar pesquisas sobre o mercado de energia elétrica delineou os estudos contidos neste trabalho.

À **CHESF**, pelo incentivo em termos do projeto de pesquisa CHESF/ANEEL/UFPE - “Desenvolvimento de Modelos para o Mercado de Energia Elétrica do Nordeste”, desenvolvido pelo NEER, onde alguns resultados do grupo de demanda subsidiaram a elaboração de um dos capítulos desta tese.

Ao **professor Dr. Francisco de Sousa Ramos**, pela prontidão, auxílio e incentivo na elaboração desta tese, além de ter propiciado uma relação não apenas acadêmica e profissional, mas também de amizade. Obrigado professor Francisco.

Aos **Professores Hermino Ramos, Álvaro Hidalgo, Alexandre Stamford e Andréa Sales**, assim como aos pesquisadores **Marcelo Lettieri, José de Anchieta, Enildo Meira e José Carlos Leite**, todos **membros** do Núcleo de Estudos em Economia e Regulação (NEER), pelas discussões e seminários que contribuíram com informações importantes para o enriquecimento desta tese. Em especial ao pesquisador **Marcelo Lettieri**, membro do grupo de demanda do Projeto Chesf, pela contribuição na elaboração do capítulo 3.

Ao **Dr. Paulo Glício da Rocha**, coordenador da pesquisa CHESF/UFPE, pela prontidão demonstrada em todas as ocasiões nas quais necessitei de auxílio na discussão de dados ou informações sobre o setor de energia elétrica.

Ao **Sr. Nivaldo Sales**, gerente de operações do Centro Regional de Operações Nordeste – ONS, pelo auxílio na obtenção de dados necessários à elaboração desta tese.

Ao **pesquisador Denis Santos**, pelo auxílio referente à programação computacional utilizada na implementação dos algoritmos usados nas simulações.

Ao amigo **Marcelo Lettieri**, pelo incentivo e pelo companheirismo demonstrado ao longo do curso de doutorado, o que permitiu um clima de harmonia, amizade e descontração em nossas inúmeras horas de estudos.

Aos amigos do **GGE, Jorge William, José Folhadela e Marcelo Melo**, pela tranquilidade e compreensão demonstradas em todas as horas que necessitei empenhar em minhas atividades de doutorado.

A todos os **colegas e professores de doutorado**, sem os quais as aulas não teriam sido tão ricas e proveitosas.

Aos meus pais, **Herbetes e Maria das Graças Cordeiro**, que nunca duvidaram de minha capacidade de superar obstáculos e vencer desafios, por maior que fossem. Seu estímulo incondicional tem sido decisivo em inúmeros momentos de minha vida.

À **Cláudia**, pelo amor, carinho e tranquilidade sempre demonstrados em nossos anos de convivência.

A esta força de ordem superior, indescritível, que nos dá energia e nos mantém vivos, sonhando, a que chamamos de **Deus**.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	xix
LISTA DE FIGURAS.....	xii
RESUMO.....	xv
ABSTRACT.....	xvi
 CAPÍTULO 1. INTRODUÇÃO.....	 01
CAPÍTULO 2.O SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO E COMPARAÇÃO COM OUTROS	
PAÍSES.....	04
2.1 Introdução.....	04
2.2 Breve histórico da reforma do Setor Elétrico Brasileiro (SEB).....	08
2.3 O segmento de geração do SEB.....	14
2.3.1 Companhias estaduais verticalmente integradas.....	14
2.3.2 A Eletrobrás.....	16
2.4 Considerações finais.....	18
CAPÍTULO 3. MODELOS DE PREVISÃO PARA A DEMANDA POR ENERGIA	
ELÉTRICA NO NORDESTE.....	20
3.1 Introdução.....	20
3.2 Revisão da literatura sobre modelos de previsão de demanda por energia elétrica.....	22
3.3 Metodologia.....	28
3.3.1 Modelo para a demanda residencial.....	28
3.3.2 Modelo para a demanda comercial.....	30
3.3.3 Modelo para a demanda industrial.....	31
3.4 Estimação dos modelos.....	33
3.4.1 Estimação do modelo para a demanda residencial.....	33
3.4.2 Estimação do modelo para a demanda comercial.....	38
3.4.3 Estimação do modelo para a demanda industrial.....	42
3.4.4 Análise comparativa das elasticidades preço e renda da	

demanda por energia elétrica.....	46
3.5 Previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste.....	51
3.5.1 Cenários utilizados nas previsões.....	52
3.5.2 Racionamento e recuperação do consumo.....	53
3.5.3 Previsões da demanda por energia elétrica nas classes residencial, comercial e industrial.....	56
3.6 Considerações finais.....	62
CAPÍTULO 4. MODELO DE PREVISÃO DE PREÇOS NO MERCADO “ SPOT” DE ENERGIA ELÉTRICA.....	64
4.1 Introdução.....	64
4.2 O mercado atacadista de energia elétrica.....	66
4.3 Revisão da literatura.....	68
4.4 Metodologia ARIMA: identificação, estimação e diagnóstico.....	70
4.4.1 Identificação.....	72
4.4.2 Estimação.....	74
4.4.3 Verificação de diagnóstico.....	76
4.4.4 Métodos de comparação de previsões.....	77
4.5 Modelagem dos preços do MAE.....	78
4.5.1 Preços do submercado Norte.....	78
4.5.1.1 Identificação e estimação.....	78
4.5.1.2 Checagem de diagnóstico.....	82
4.5.1.3 Previsão.....	84
4.5.2 Preços do submercado Nordeste.....	86
4.5.2.1 Identificação e estimação.....	86
4.5.2.2 Checagem de diagnóstico.....	90
4.5.2.3 Previsão.....	92
4.5.3 Preços do submercado Sul.....	94
4.5.3.1 Identificação e estimação.....	94
4.5.3.2 Checagem de diagnóstico.....	97
4.5.3.3 Previsão.....	100
4.5.4 Preços do submercados Sudeste/Centro-Oeste.....	101
4.5.4.1 Identificação e estimação.....	101

4.5.4.2	Checagem de diagnóstico.....	105
4.5.4.3	Previsão.....	107
4.6	Considerações Finais.....	108
CAPÍTULO 5. ANÁLISE DE PODER DE MERCADO NO SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA.....		110
5.1	Introdução.....	110
5.2	Medidas de concentração e sua aplicabilidade no setor de energia elétrica.....	112
5.2.1	Medidas de concentração e poder de mercado.....	112
5.2.2	Análise de poder de mercado no setor de energia elétrica.....	118
5.3	Revisão da literatura sobre os modelos de oligopólio utilizados para análise de poder de mercado no setor de energia elétrica.....	119
5.3.1	O modelo de curvas de oferta.....	120
5.3.2	O modelo de Cournot.....	125
5.4	Metodologia.....	128
5.4.1	Introdução.....	128
5.4.2	Oferta de Mercado.....	129
5.4.3	Demanda de Mercado.....	131
5.4.4	A questão do despacho da energia hidráulica.....	133
5.4.5	Algoritmo de simulação do modelo de Cournot.....	136
5.5	Simulações.....	139
5.5.1	Dados para as simulações.....	139
5.5.1.1	Curvas de oferta das empresas de Cournot e da franja competitiva.....	140
5.5.1.2	Sazonalidade da energia armazenada nos reservatórios.....	142
5.5.1.3	Dados de demanda e preços de referência.....	143
5.5.2	Simulações do caso de referência.....	146
5.5.3	Análise do efeito da elasticidade da demanda e da estrutura do setor sobre o nível de preços do mercado.....	149
5.6	Considerações Finais.....	151
CAPÍTULO 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....		154
REFERÊNCIAS.....		156
APÊNDICE.....		166

LISTA DE TABELAS

Capítulo 2

Tabela 2.1	Crescimento anual médio do Consumo de Energia Elétrica-NE.....	15
Tabela 2.2	Oferta de energia elétrica no SEB.....	17

Capítulo 3

Tabela 3.1	Identificação das variáveis do modelo residencial.....	30
Tabela 3.2	Identificação das variáveis do modelo comercial.....	31
Tabela 3.3	Identificação das variáveis do modelo industrial.....	32
Tabela 3.4	Estimação do modelo de demanda residencial.....	34
Tabela 3.5	Resultados dos testes de raiz unitária.....	35
Tabela 3.6	Análise de co-integração.....	36
Tabela 3.7	Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca.....	37
Tabela 3.8	Estimativas das elasticidades de longo prazo.....	37
Tabela 3.9	Resultados da estimação do modelo de correção de erro.....	38
Tabela 3.10	Estimação do modelo de demanda comercial.....	39
Tabela 3.11	Resultados dos testes de raiz unitária.....	40
Tabela 3.12	Análise de co-integração.....	41
Tabela 3.13	Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca.....	41
Tabela 3.14	Estimativas da elasticidade de longo prazo.....	41
Tabela 3.15	Resultados da estimação do modelo de correção de erro.....	42
Tabela 3.16	Estimação do modelo para demanda industrial.....	43
Tabela 3.17	Resultados dos testes de raiz unitária.....	43
Tabela 3.18	Análise de co-integração.....	44

Tabela 3.19	Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca.....	44
Tabela 3.20	Estimativas da elasticidade de longo prazo.....	45
Tabela 3.21	Resultados da estimação do modelo de correção de erro.....	46
Tabela 3.22	Elasticidade-preço e renda para a classe residencial.....	47
Tabela 3.23	Elasticidade-preço e renda para a classe comercial.....	48
Tabela 3.24	Elasticidade-preço e renda para a classe industrial.....	49
Tabela 3.25	Elasticidade-preço e renda para o consumo de energia elétrica no Nordeste.....	51
Tabela 3.26	Caracterização dos cenários macroeconômicos.....	52
Tabela 3.27	Crescimento anual do PIB do Nordeste.....	53
Tabela 3.28	Crescimento anual da população do Nordeste.....	53
Tabela 3.29a	Consumo de energia elétrica no Nordeste-classe residencial.....	54
Tabela 3.29b	Consumo de energia elétrica no Nordeste-classe comercial.....	54
Tabela 3.29c	Consumo de energia elétrica no Nordeste-classe industrial.....	54
Tabela 3.30	Recuperação da tendência de longo prazo.....	55
Tabela 3.31	Previsões do consumo residencial de energia elétrica no Nordeste.....	56
Tabela 3.32	Previsões do consumo comercial de energia elétrica no Nordeste.....	58
Tabela 3.33	Previsões do consumo industrial de energia elétrica no Nordeste.	60
Tabela 4.1	Propriedades da ACF e da PACF para vários modelos ARIMA....	73
Tabela 4.2	Modelos estimados: Valores calculados para AIC e BIC.....	81
Tabela 4.3	Previsões dos preços do submercado Norte-Modelo I.....	85
Tabela 4.4	Previsões dos preços do submercado Norte-Modelo II.....	85
Tabela 4.5	Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC.....	89
Tabela 4.6	Previsões dos preços do submercado Nordeste -Modelo I.....	93
Tabela 4.7	Previsões dos preços do submercado Nordeste -Modelo II.....	93
Tabela 4.8	Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC.....	96
Tabela 4.9	Previsões dos preços do submercado Sul -Modelo I.....	100

Tabela 4.10	Previsões dos preços do submercado Sul -Modelo II.....	100
Tabela 4.11	Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC.....	104
Tabela 4.12	Previsões dos preços do submercado SE/CO -Modelo I.....	107
Tabela 4.13	Previsões dos preços do submercado SE/CO -Modelo II.....	107
Tabela 5.1	Os 10 agentes de maior capacidade instalada no país (Usinas em Operação).....	140
Tabela 5.2	Geração hidrelétrica na franja competitiva.....	141
Tabela 5.3	Geração termelétrica na franja competitiva.....	141
Tabela 5.4	Energia armazenada nos reservatórios.....	142
Tabela 5.5	Sazonalidade mensal da energia hidráulica armazenada nos reservatórios.....	143
Tabela 5.6	Carga própria de demanda do SIN (MWh/h)-2003.....	144
Tabela 5.7	Valores de carga do SIN nos períodos representativos-março.....	145
Tabela 5.8	Valores de carga do SIN nos períodos representativos- novembro.....	145
Tabela 5.9	Valores de carga e preços de referência do SIN	145
Tabela 5.10a	Parâmetros A e B das curvas de demanda para cada período e valor de elasticidade-março.....	146
Tabela 5.10b	Parâmetros A e B das curvas de demanda para cada período e valor de elasticidade-novembro.....	146

LISTA DE FIGURAS

Capítulo 2

Figura 2.1	Distribuição do consumo de Energia Elétrica-Nordeste-1970.....	16
Figura 2.2	Distribuição do consumo de Energia Elétrica-Nordeste-2000.....	16

Capítulo 3

Figura 3.4a	Consumo residencial – cenário A.....	56
Figura 3.4b	Consumo residencial – cenário B.....	57
Figura 3.4c	Consumo residencial – cenário C.....	57
Figura 3.5a	Consumo comercial – cenário A.....	58
Figura 3.5b	Consumo comercial – cenário B.....	59
Figura 3.5c	Consumo comercial – cenário C.....	59
Figura 3.6a	Consumo industrial – cenário A.....	60
Figura 3.6b	Consumo industrial – cenário B.....	61
Figura 3.6c	Consumo industrial – cenário C.....	61

Figura 4.1	Energia comercializada no MAE.....	67
Figura 4.2	Preço MAE- Submercado Norte – Série logaritmizada.....	79
Figura 4.3	FACA e FACPA para a série não diferenciada.....	79
Figura 4.4	Preço MAE – Submercado Norte – Série diferenciada.....	80
Figura 4.5	FACA e FACPA para a série diferenciada.....	80
Figura 4.6	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo I.....	82
Figura 4.7	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo II.....	83
Figura 4.8	Resíduos padronizados do Modelo I.....	84
Figura 4.9	Resíduos padronizados do Modelo II.....	84
Figura 4.10	Previsões dos preços do submercado Norte.....	86

Figura 4.11	Preço MAE – Submercado Nordeste – Série logaritmizada	86
Figura 4.12	FACA e FACPA para a série não diferenciada.....	87
Figura 4.13	Preço MAE – Submercado Nordeste – Série diferenciada.....	88
Figura 4.14	FACA e FACPA para a série não diferenciada.....	88
Figura 4.15	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo I.....	90
Figura 4.16	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo II.....	90
Figura 4.17	Resíduos padronizados do Modelo I.....	91
Figura 4.18	Resíduos padronizados do Modelo II.....	92
Figura 4.19	Previsões dos preços do submercado Nordeste.....	93
Figura 4.20	Preço MAE – Submercado Sul – Série logaritmizada	94
Figura 4.21	FACA e FACPA para a série não diferenciada.....	95
Figura 4.22	Preço MAE – Submercado Sul – Série diferenciada.....	95
Figura 4.23	FACA e FACPA para a série diferenciada.....	96
Figura 4.24	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo I.....	98
Figura 4.25	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo II.....	98
Figura 4.26	Resíduos padronizados do Modelo I.....	99
Figura 4.27	Resíduos padronizados do Modelo II.....	99
Figura 4.28	Previsões dos preços do submercado Sul.....	101
Figura 4.29	Preço MAE – Submercado SE/CO Série logaritmizada	101
Figura 4.30	FACA e FACPA para a série não diferenciada.....	102
Figura 4.31	Preço MAE – Submercado SE/CO Série diferenciada.....	103
Figura 4.32	FACA e FACPA para a Série diferenciada.....	103
Figura 4.33	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo I.....	105
Figura 4.34	FACA e FACPA para os resíduos do Modelo II.....	105
Figura 4.35	Resíduos padronizados do Modelo I.....	106
Figura 4.36	Resíduos padronizados do Modelo II.....	106
Figura 4.37	Previsões dos preços do submercado SE/CO.....	108
Figura 5.1	Análise gráfica de um equilíbrio monopolístico.....	114
Figura 5.2	Curva de oferta de uma firma.....	121
Figura 5.3	Curva de oferta de uma firma.....	130

Figura 5.4	Exemplo de curvas de demanda para dois períodos.....	132
Figura 5.5	Algoritmo para o cálculo do equilíbrio de Cournot.....	138
Figura 5.6	Gráficos das energias armazenadas nos reservatórios.....	142
Figura 5.7	Gráfico dos preços de equilíbrio – março.....	147
Figura 5.8	Gráfico dos preços de equilíbrio – novembro.....	147
Figura 5.9	Equilíbrio de Cournot – novembro($e=0,3$).....	148
Figura 5.10	Equilíbrio de Cournot – novembro($e=0,3$).....	148
Figura 5.11	Impacto do valor da elasticidade da demanda sobre os preços de equilíbrio.....	150
Figura 5.12	Impacto de mudança na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio.....	150
Figura 5.13	Impacto de mudança na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio.....	151

RESUMO

CORDEIRO JR, H. H. Previsão de demanda, preço e análise de poder de mercado no setor de energia elétrica. 2005. 183f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia - PIMES, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2005.

A presente tese pretende desenvolver estudos aplicados ao setor elétrico brasileiro - SEB. Inicialmente, é feita uma revisão geral do SEB, enfocando as instituições e os agentes atuantes no setor. Em um primeiro estudo são feitas previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste no período 2004-2010. As previsões foram revisadas, ainda, de forma a levarem em conta o efeito do racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001. Como resultado, os modelos ajustados apresentaram um bom poder de explicação e os valores das elasticidades foram próximos aos obtidos em outros estudos similares. Em um outro estudo, utilizou-se modelos ARIMA para previsão de preços *spot* de energia elétrica no Brasil. Finalmente, para analisar o potencial de exercício de poder de mercado no segmento de geração do SEB, foi utilizado o modelo de oligopólio de Cournot para analisar o impacto de variações na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio do mercado. Nestes termos, observou-se um maior potencial de exercício de poder de mercado em meses de menor disponibilidade de geração hidráulica. Outros fatores importantes no modelo foram a elasticidade da demanda e a estrutura do setor, em termos do número e do tamanho das firmas.

PALAVRAS CHAVES: Previsão de Demanda, Previsão de Preço, Modelo ARIMA, Modelo de Cournot, Poder de mercado.

ABSTRACT

CORDEIRO JR, H. H. Previsão de demanda, preço e análise de poder de mercado no setor de energia elétrica. 2005. 183f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia - PIMES, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2005.

This thesis intends to develop studies applied to the Brazilian electrical sector - SEB. Initially, there was done a general review of the sector, concerning his main agents and institutions. In a first study, there were obtained forecasting for the demand of electrical energy in the Northeast Brazilian region, over the 2004-2010 period. These forecasting were revised, yet, to take into account for the effect of the electrical energy rationing occurred in 2001. As result, the estimated models showed a good explanatory power and the elasticities values were close to those obtained in others similar works. In another study, there was used the ARIMA models to make price forecasting in the Brazilian energy spot market. Finally, in order to analyze the potential of market power exercise in the generation segment of the SEB, there was used the Cournot model to measure the effect of variations in its structure over the market equilibrium prices. In these terms, there was observed a more potential for market power in months of less availability of hydraulic generation. Other important factors of the model were the demand elasticity and the sector's structure, in terms of number and size of the firms.

KEY WORDS: Demand Forecasting, Price Forecasting, ARIMA Model, Cournot Model, Market Power.

CAPÍTULO 1 INTRODUÇÃO

A organização e a estrutura institucional do Setor Elétrico Brasileiro - SEB vem passando por muitas mudanças, as quais são inspiradas nas reformas realizadas internacionalmente, que visam sobretudo à transição de monopólios regulados para mercados liberalizados, de forma a estimular a competição entre os agentes e os investimentos no setor. Desta forma, a fim de viabilizar este processo, foi preciso reestruturar o setor elétrico separando as atividades potencialmente competitivas, de geração e comercialização, das atividades de transmissão e distribuição, caracterizadas pela situação de monopólio natural. Deve-se ressaltar, ainda, que as mudanças na regulamentação geralmente surgiram da necessidade de satisfazer exigências de curtíssimo prazo, e que o processo de reformas ocorridas na indústria de energia elétrica é bastante recente, tendo sido marcado pela criação de novos agentes e pela adaptação das regras às necessidades dos mercados liberalizados, visando sempre a um aumento na eficiência dos serviços e à modicidade tarifária, além de uma política de remuneração capaz de atrair novos investimentos, compatibilizando a expansão da oferta ao crescimento da economia.

Dentro do contexto do atual modelo proposto para o SEB, o objetivo desta tese é desenvolver estudos aplicados ao setor elétrico brasileiro. Desta forma, esta tese apresenta-se distribuída em cinco capítulos, além da presente introdução. Os capítulos 3, 4 e 5 correspondem a três estudos distintos, apresentando: uma introdução - dirigida ao contexto do estudo e sua importância -, um desenvolvimento - incluindo uma revisão de literatura, a metodologia utilizada e os resultados -, e as considerações finais - onde são discutidos os principais resultados e são apresentadas sugestões para trabalhos futuros. Vale ressaltar que os capítulos, embora apresentem objetivos diferentes, apresentam um certo grau de complementaridade, uma vez que abordam de forma conjunta o setor de energia elétrica através do comportamento da demanda, dos preços e dos agentes do mercado, os quais apresentam-se inter-relacionados.

No capítulo 2 é feita uma breve descrição do histórico da reforma do SEB, onde são apresentados os principais agentes envolvidos no setor, como o Operador Nacional do Sistema - ONS, responsável pelo despacho físico otimizado, a Agência Nacional de Energia Elétrica - ANEEL, que atua como reguladora do mercado de energia elétrica, e a Câmara de Comercialização de Energia Elétrica - CCEE, novo ambiente de contratação, entre outros. Além disso, são observadas algumas características referentes à estrutura do setor, particularmente no que se refere ao segmento de geração, o qual, diferentemente dos setores elétricos da maioria dos países, é predominantemente hidráulico e constituído de usinas de

grande porte, significando que há um grau de concentração natural em seu parque gerador. Este capítulo serve, então, como uma visão panorâmica do SEB, de forma a subsidiar os estudos referentes aos capítulos seguintes.

O novo modelo para o setor elétrico, proposto em julho de 2003 pelo Ministério de Minas e Energia, estabelece o chamado *pool* como sendo o principal ambiente para comercialização de energia elétrica, a qual deverá ser contratada com uma antecedência prévia de cinco anos pelas empresas de distribuição. Além disso, o planejamento da expansão do sistema, realizado pelo MME, passa a ser determinativo, cabendo ao governo a decisão relativa à expansão da oferta e onde e quando devem ser priorizados os investimentos. Desta forma, torna-se de interesse fundamental, tanto por parte das empresas de distribuição - a fim de controlarem seus riscos de operação -, quanto para os agentes do governo - a fim de subsidiar o planejamento estratégico do setor -, o desenvolvimento de modelos de previsão de longo prazo para a demanda por energia elétrica. O capítulo 3 apresenta uma contribuição neste sentido, ao tratar de previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste, concentrando-se nos resultados das estimações de algumas elasticidades, dentre elas, as elasticidades-renda e preço da demanda nas três principais classes de consumo, quais sejam: residencial, comercial e industrial. As previsões obtidas são revisadas, ainda, de forma a levarem em conta o efeito do racionamento ocorrido em 2001, através da formulação de uma hipótese para a recuperação do consumo. Desta forma, a obtenção de valores de elasticidade preço e renda para a demanda por energia elétrica para a região Nordeste resulta numa referência importante para trabalhos futuros, uma vez que os demais estudos feitos para o Brasil concentraram-se na obtenção de valores para a demanda total nacional. Ainda, este estudo possibilitou uma análise do efeito do racionamento sobre o consumo de energia elétrica nas três classes de consumo no Nordeste, o qual não teve vigor em outras regiões do Brasil, como é o caso da região Sul.

Além de estudos que analisam o comportamento da demanda, estudos que abordam previsão de preços estão se tornando cada vez mais relevantes para aqueles que operam nos novos mercados de energia elétrica. Tanto para mercados *Spot*, quanto para os contratos de longo prazo, previsões de preço são necessárias para o desenvolvimento de estratégias ótimas de participação em leilões de comercialização de energia, de forma a maximizar lucros. Atualmente, no Brasil, a liquidação de energia elétrica no mercado *Spot* é feita a partir de preços semanais, calculados a partir de modelos de otimização. No entanto, seguindo a linha dos demais países, existe uma tendência para que os preços de energia elétrica passem a ser calculados em base horária ou a cada meia hora. Nos países onde isto acontece, os modelos ARIMA (BOX e JENKINS, 1972), estão sendo utilizados em previsões de preço *Spot* de energia elétrica, principalmente devido à sua acurácia, facilidade de implementação e a um amplo conjunto de rotinas computacionais disponíveis para estimação. Neste sentido, o capítulo 4 traz uma proposta de metodologia para previsão de preços de energia elétrica no Brasil baseada na análise de séries temporais conhecida na

literatura como modelos de previsão ARIMA. Dentro deste contexto, este capítulo traz uma contribuição, uma vez que, conforme mencionado, existe uma tendência para uma comercialização de energia elétrica com preços horários, e, portanto, a metodologia de previsão através de modelos ARIMA consiste em uma ferramenta de análise e previsão de preços nesse mercado, como já ocorre em outros países.

Finalmente, as recentes mudanças regulatórias ocorridas na indústria de energia elétrica de inúmeros países têm provocado grandes debates sobre o comportamento dos agentes em um ambiente de competição. Devido a características inerentes ao setor, a maioria dos mercados está mais próxima à situação de oligopólio do que à de concorrência perfeita, levando a uma preocupação por parte das agências de regulação e órgãos anti-truste a respeito do potencial de exercício de poder de mercado. Tradicionalmente, muitos pareceres técnicos têm se baseado em mensurações indiretas de poder de mercado através da análise de índices de concentração. No entanto, a análise da viabilidade de um ambiente de competição no setor de energia elétrica não é uma tarefa trivial, devido a particularidades deste setor, sobretudo no tocante à impossibilidade de se estocar energia elétrica em grande quantidade e à necessidade do equilíbrio instantâneo entre a oferta e a demanda. Desta forma, trabalhos aplicados para diferentes países têm mostrado que não podemos confiar apenas nas medidas tradicionais de concentração ao se analisar o exercício de poder de mercado no setor de energia elétrica. De fato, a tendência atual é procurar analisar o mercado além da mera observação das medidas de concentração. Para isso, têm sido propostos modelos alternativos – como é o caso do modelo de oligopólio de Cournot – que sejam capazes de incorporar aspectos importantes referentes ao comportamento estratégico das firmas no setor de energia elétrica. O capítulo 5 traz uma contribuição neste sentido, ao abordar o modelo de oligopólio de Cournot, que leva em conta o comportamento estratégico dos agentes de geração, para analisar o impacto de variações na estrutura do SEB sobre os preços de equilíbrio do mercado.

Do que podemos depreender do exposto acima, esta tese procurou abordar as três partes principais do mercado de energia elétrica, quais sejam: previsão de demanda do mercado para as principais classes de consumo, previsão de preços *spot* de energia elétrica para os quatro submercados do SIN e aspectos importantes na regulação do setor, através da simulação do comportamento estratégico dos agentes de geração e análise do efeito sobre os preços de equilíbrio do mercado. Este tratamento diferenciado de questões importantes do mercado brasileiro de energia elétrica, de acordo com as recentes mudanças por que vem passando o setor e incluindo as mais recentes linhas de pesquisa, traz uma maior abrangência de informações quando comparado a outros trabalhos feito para o Brasil. Além disso, o capítulo 2 traz uma revisão atualizada sobre o setor elétrico brasileiro, incluindo o processo de reformas por que vem passando, os principais agentes e instituições e um panorama em termos do comportamento recente da oferta e da demanda por energia elétrica no Brasil. Ressalta-se, portanto, que este trabalho levanta uma série de questões relativas

às perspectivas atuais e futuras do setor, enriquecendo a literatura existente e motivando a proposta de trabalhos futuros.

CAPÍTULO 2

VISÃO GERAL DO SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO

2.1 Introdução

As indústrias de energia elétrica de inúmeros países vêm passando por mudanças nos últimos anos, visando, sobretudo, à introdução da competição nos segmentos de geração e comercialização, e à regulação das atividades de transmissão e distribuição, monopólios naturais. Neste sentido, enquanto alguns países vêm promovendo intensos processos de privatização e desverticalização de suas empresas estatais – caso da Inglaterra –, outros procuram tirar proveito de seus recursos hídricos através de uma coordenação centralizada do sistema, caso da Noruega.

De uma maneira geral, o que se observa nos processos de reforma do setor elétrico nos diversos países é o estabelecimento da idéia de *introduzir a competição, onde possível, e regular, onde necessário*. Com ou sem privatizações em sua estrutura, as mudanças determinaram basicamente a divisão dos segmentos do setor elétrico em geração, transmissão, distribuição e comercialização de energia. Os segmentos de geração e de comercialização, passíveis de se tornarem competitivos, deveriam ser exercidos por diversas empresas atuantes, privadas ou não. Já nos segmentos de transmissão e distribuição, monopólios naturais, mesmo existindo várias empresas atuando, se faz necessária a presença do governo através do agente regulador. Observa-se também, em todos os processos, que o governo permanece como órgão regulamentador de todo o setor, definindo leis e regras para o funcionamento do mesmo.

Do ponto de vista cronológico, as reformas tiveram início já no final da década de 70, através da reformulação do setor elétrico nos Estados Unidos. A década de 80 marcou as profundas modificações na estrutura, propriedade, regulação e desempenho das indústrias do setor elétrico de países europeus, como a Inglaterra e a Noruega, que passaram por uma reformulação nas áreas de geração, transmissão e distribuição de energia elétrica. Durante o

final da década de 80 e durante toda a década de 90, observaram-se modificações nos setores de eletricidade de vários países da América Latina, inclusive o Brasil (VINHAES, 1999).

De acordo com Carneiro e Rocha (1999), na América Latina, as reformas do setor público de diversos países (por exemplo: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e México), surgiram a partir de situações iniciais semelhantes, onde a redução da participação do estado no setor público surgiu como uma necessidade devido a grandes problemas econômicos porque vinham passando esses países.

Como a Inglaterra foi um dos primeiros países a promover a privatização de suas empresas do setor elétrico, tornou-se referência para o processo de reestruturação de inúmeros países, inclusive o Brasil, que adotou um processo de reforma segundo o modelo inglês. Dentro deste contexto, o processo de reestruturação do setor elétrico na Inglaterra representa o caso extremo da passagem de um sistema notadamente estatal, para um sistema bastante privatizado, com uma larga transferência de ativos públicos para a iniciativa privada.

Segundo Pontes (1998), a idéia básica do processo de reforma do modelo elétrico inglês, adotado para o Brasil, está na introdução de uma maior competitividade, com a privatização dos segmentos de geração e fornecimento de energia. Ainda de acordo com o autor, com o objetivo de promover o balanço entre oferta e demanda, o governo inglês instituiu um *pool* para intermediar os contratos entre os fornecedores e os consumidores atacadistas de energia (inicialmente as empresas regionais de distribuição).

Na prática, os preços de energia elétrica no *pool* inglês mostraram-se com uma considerável volatilidade. Durante algum tempo, houve uma série de suspeitas sobre uma possível manipulação de preços por parte das duas maiores geradoras, a *National Power* e a *PowerGen*. Ao disporem das unidades térmicas de maior custo, responsáveis pelo fornecimento nos picos de demanda, estas empresas seriam capazes de manipular preços nessas ocasiões, declarando algumas unidades de custo inferior indisponíveis para geração. Desta forma, como uma ferramenta para o controle da volatilidade dos preços, foi desenvolvido um mercado a diferenças, utilizando contratos bilaterais entre geradores e consumidores de energia elétrica como instrumento de *hedge* financeiro (WOLAK e PATRICK, 1997).

Segundo Vinhaes (1999) e Theotônio (1999), a reestruturação do setor elétrico inglês apresentou como vantagem o aumento da oferta de energia gerada, com o crescimento dos investimentos e do número de produtores. Isto levou as empresas a melhorarem seus serviços, a fim de aumentarem suas participações no mercado. Uma outra consequência da

reestruturação do setor elétrico inglês foi a substituição do carvão pelo gás natural, de maior eficiência, no processo de geração de eletricidade, o qual é quase em sua totalidade realizado em usinas termelétricas. Também houve uma redução e, praticamente, desativação do programa nuclear de geração de energia elétrica. Dentre os problemas que surgiram nesse processo de mudanças e de reformas do setor elétrico inglês, Vinhaes (1999) destaca a falta de cooperação entre as empresas de geração, no sentido de buscarem maximizar os benefícios energéticos do sistema e minimizarem os custos globais de produção, prejudicando os preços do mercado de energia (mercado *Spot*) tornando-os extremamente voláteis. Essa incerteza e volatilidade no processo como um todo fez com que os preços para os consumidores finais aumentassem bastante nos últimos anos.

Diferentemente da Inglaterra, a Noruega é um país cuja produção de energia elétrica é proveniente, quase que completamente, da energia hidráulica, semelhante, portanto, ao caso brasileiro. Para incentivar a competição, o modelo norueguês apostou, então, no uso racional dos recursos hídricos (PONTES, 1998).

O processo de reforma norueguês seguiu uma linha de mudar a gestão e a estrutura do sistema, sem privatizar as empresas elétricas estatais. O setor norueguês apresentava, antes da reforma, um grande número de agentes operando de forma não coordenada, o que provocava um aumento nos custos de produção e uma queda na qualidade do produto e dos serviços oferecidos. Assim como nos outros países, a reforma do setor elétrico norueguês visava a um aumento da competição nos segmentos não considerados monopólios naturais. As atividades de geração e comercialização, passíveis de serem competitivas, foram segregadas das outras, transmissão e distribuição, as quais deveriam ser bem reguladas. Estabeleceu-se, ainda, o livre acesso aos agentes nas redes de transmissão e de distribuição e a introdução de agentes de comercialização tanto no varejo quanto no atacado. A possibilidade da livre negociação dos consumidores levou os produtores de energia a buscarem um aumento na eficiência dos seus processos a fim de conquistarem novos mercados, além de renegociarem contratos de compra e venda já existentes. Isso provocou uma redução no preço final da energia aos consumidores. Não foi preciso privatizar a indústria para introduzir a concorrência. A partir da definição de regras específicas, o governo pôde desenvolver mecanismos que induziram as empresas à concorrência. Desta forma, o modelo norueguês obteve os benefícios do aumento da eficiência das empresas atuantes e da redução dos preços aos consumidores finais (VINHAES, 1999).

De uma maneira geral, verifica-se que as reformas ocorridas nos diversos países procuraram atender aos requisitos da modicidade tarifária, do aumento da eficiência na

geração e da adequação de políticas de remuneração capazes de atrair novos investimentos. Enquanto na Inglaterra procurou-se obter uma rápida resposta através da privatização das empresas do setor, a Noruega adotou uma estratégia mais conservadora, procurando gerenciar sua base hidrelétrica de forma a beneficiar-se de uma coordenação centralizada de seu sistema de geração, sem partir para um amplo processo de privatização.

Dentro deste contexto, a reforma no Setor Elétrico Brasileiro (SEB), iniciada em 1995 com o Projeto de Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro – Projeto RESEB do Ministério de Minas e Energia –, seguiu a linha do modelo inglês, dando início à privatização de algumas empresas de geração e de várias empresas de distribuição de energia elétrica.

Neste capítulo, é feita uma breve abordagem do SEB, no que diz respeito ao histórico da reforma ocorrida no setor e aos comportamentos recentes da demanda e da oferta de energia elétrica no Brasil, o que dará subsídios para a elaboração dos próximos capítulos.

O presente capítulo está dividido, então, em 3 seções, além da presente introdução. Na seção 2.2, apresenta-se um breve histórico da reforma do setor elétrico brasileiro, incluindo o recente processo de privatização e desverticalização de algumas companhias estatais e a criação de novos agentes responsáveis pela coordenação, administração, planejamento e regulação do setor. Na seção 2.3, faz-se uma análise do comportamento recente do SEB no que se refere à evolução da demanda e da oferta de energia elétrica no Brasil. Visando a uma preparação para o capítulo 3, onde são estimados modelos de demanda para o Nordeste, esta seção apresenta, ainda, um estudo da composição da demanda por energia elétrica no Nordeste em termos de suas classes residencial, comercial e industrial, assim como uma breve descrição de sua evolução histórica. Na última seção, são feitas as considerações finais sobre o capítulo.

2.2 Breve histórico da reforma do Setor Elétrico Brasileiro (SEB)

Segundo Vinhaes (1999), a reforma institucional do setor elétrico brasileiro pode ser apresentada, de forma simplificada, como tendo quatro fases. A primeira fase teve início em 1879, com a iluminação da Estrada de Ferro D. Pedro II, hoje Central do Brasil, indo até o início da década de 30, sendo caracterizada por iniciativas localizadas para fins de iluminação pública e transporte coletivo (bondes elétricos). A segunda fase, de 1930 até 1945, foi marcada pelo predomínio de empresas estrangeiras no setor, entre estas os grupos Light e Amforp. Em 1934, a promulgação do Código das Águas estabeleceu, dentre outras medidas, que cabia ao governo federal a concessão ou autorização para a exploração de potenciais hidrelétricos, além de estabelecer o regime tarifário por custo de serviço, ao invés de indexar as tarifas ao ouro (cláusula-ouro). Com o Código das Águas, os reajustes automáticos da cláusula-ouro foram eliminados, mas o regime tarifário por custo de serviço não foi implementado, causando conflitos entre o governo e as concessionárias. Os reajustes insuficientes, então, resultaram na redução dos investimentos por parte do setor privado. Enquanto isso, a demanda crescia rapidamente com a industrialização e a urbanização do país, levando certas regiões ao risco de racionamentos e blecautes. A terceira fase, iniciada a partir de 1945 e estendendo-se até a década de 70, foi marcada pelo envolvimento direto do Estado no suprimento de energia, com a criação da Companhia Hidrelétrica do São Francisco (CHESF), em 1945, e da empresa mista Centrais Elétricas de Minas Gerais S.A. (CEMIG), em 1952. Em 1960 foi criado o Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE) e em 1962 foi criada a Eletrobrás (VINHAES, 1999).

Gonçalves Jr (2002) destaca que a organização do sistema elétrico brasileiro teve a maior parte da atual configuração constituída no período de governo militar no Brasil. Neste período, o Estado atuava como planejador do sistema elétrico nacional, cabendo-lhe planejar e colocar em operação praticamente todos os serviços de infra-estrutura. Dentro deste contexto, o desenvolvimento do setor elétrico no Brasil foi influenciado pelas dimensões continentais do país e pelo enorme potencial hidrelétrico de suas bacias fluviais. As significativas economias de escala, resultantes da construção de grandes usinas hidrelétricas, levaram à criação de um sistema interligado de transmissão de energia elétrica no qual as empresas de serviços públicos dividiam os custos relativos às linhas de transmissão. O Ministério de Minas e Energia (MME) formulava a política energética nacional, sendo vinculados à sua estrutura, o Departamento Nacional de Águas e Energia Elétrica (DNAEE) e a ELETROBRAS. Esta

última atuando como instrumento empresarial do governo responsável pela execução da política governamental de energia elétrica no Brasil, operando em todo o território nacional através das seguintes empresas regionais: Eletronorte, Furnas, Chesf e Eletrosul.

Ainda segundo Vinhaes (1999), a quarta fase, com início na década de 80, caracteriza-se pela crise econômico-financeira do setor, a partir do agravamento da dívida externa brasileira, que resultou em fortes restrições nos gastos estatais. Devido à escassez de investimentos, o setor elétrico nacional atravessou uma grave crise, com riscos de colapso e racionamentos no fornecimento de energia. Assim, no início da década de 90, com o programa de obras de geração praticamente paralisado, foi iniciada uma reorganização estrutural do setor, que teve seu início formal em 1995, com a criação da estrutura do Projeto de Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro - Projeto RESEB do Ministério de Minas e Energia.

Desta forma, em meados de 1996, o MME contratou uma consultoria especializada no setor, a Coopers & Lybrand, para elaborar um modelo comercial para o setor elétrico brasileiro. Dentro deste contexto, uma das primeiras medidas adotadas foi o reconhecimento da figura do Produtor Independente de Energia - PIE. A partir daí, e do interesse na privatização, o governo brasileiro, de acordo com o modelo inglês, desverticalizou o setor nas quatro atividades: geração, transmissão, distribuição e comercialização. Partiu-se primeiro para a privatização das áreas de geração e de comercialização de energia, para que fosse instituído um modelo competitivo e de livre concorrência, longe do mercado eminentemente monopolista até então existente. Dadas as características técnicas do sistema elétrico brasileiro, foi criado o Operador Nacional do Sistema (ONS) – instituição sem fins lucrativos, composta por todos agentes participantes do Sistema Elétrico, cujo papel seria de controlar a operação de todo o Sistema Elétrico Brasileiro e realizar a contabilização física de energia elétrica (quantidades compradas e vendidas no sistema elétrico nacional). Quanto aos negócios, estes passaram a ser realizados por contratos de médio, longo e curto prazo. Todos os contratos eram firmados e registrados no Mercado Atacadista de Energia (MAE), o agente responsável pela contabilização financeira de todo o sistema elétrico, realizada a partir das informações da contabilização física elaborada no âmbito do ONS. Ao Ministério de Minas e Energia (MME) cabia a formulação das Políticas de Energia Elétrica, assim como o planejamento indicativo, elaborado através do Conselho Nacional de Política Energética (CNPE). Para a regulação e a fiscalização do setor foi instituída a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL).

Também foi instituído o Mecanismo de Realocação de Energia (MRE). A criação deste instrumento constituiu reconhecimento claro das particularidades do sistema elétrico brasileiro, de predominância hidráulica e com importante diversidade entre seus subsistemas. Vale ressaltar que na implantação desse modelo ocorreu uma mudança da estrutura que dava suporte ao planejamento setorial. Foi extinto o Grupo Coordenador do Planejamento dos Sistemas Elétricos (GCPS), coordenado pela Eletrobrás e integrado por todos os agentes envolvidos com o planejamento da expansão. Em seu lugar, instituiu-se o Comitê Coordenador do Planejamento da Expansão dos Sistemas Elétricos (CCPE), na esfera do MME, responsável também pelo planejamento da geração em caráter indicativo.

Visando à transição para o modelo introduzido após as privatizações, foram estabelecidos, ainda, contratos iniciais para a comercialização de energia (quantidades e preços) entre geradores e distribuidores, com previsão de liberação a partir de 2003, à razão de 25% da quantidade de energia contratada a cada ano, de tal forma que, a partir de 2006, toda a compra de energia pelos distribuidores seja feita em um mercado livre.

Durante este processo, o período compreendido entre junho de 2001 e fevereiro de 2002, ficou marcado por um forte racionamento do consumo de energia elétrica. A insuficiência dos investimentos na expansão da geração e da transmissão, aliada ao pequeno volume de chuvas ocorrido no verão de 2001 - que levaram os reservatórios a níveis críticos de armazenamento - resultaram no racionamento imposto à população. Para administrar a crise, o Governo instituiu a Câmara de Gestão da Crise de Energia (CGCE), que coordenou a significativa redução no consumo, contratou capacidade emergencial de geração e determinou uma tarifa extraordinária para compensar as perdas financeiras dos concessionários.

Ultrapassada a crise, a CGCE transformou-se na Câmara de Gestão do Setor Energético (CGSE), de caráter permanente, subordinando-se ao CNPE. Outra consequência da crise foi que o consumo faturado pelos concessionários de distribuição em 2002 ficou no mesmo patamar de 1999, implicando em significativa perda de receita.

O efeito combinado da redução do consumo, da entrada de novos empreendimentos e, ainda, da ocorrência de uma estação chuvosa favorável em 2002, resultou em sobra de energia. Assim, o início da liberação da energia contratada às geradoras nos contratos iniciais, em 1º de janeiro de 2003, encontrou uma situação em que os preços da energia, no curto prazo, estavam baixos. Dessa forma, passou a existir a possibilidade de reedição do quadro de inadimplências que havia até 1993.

Dentro deste contexto, em julho de 2003, o Ministério de Minas e Energia divulgou um esboço de uma proposta para um novo modelo para o setor elétrico. As razões por trás das propostas eram claras: inúmeras empresas de distribuição vinham enfrentando crises nos últimos anos e havia uma escassez de investimentos no setor, o que poderia comprometer o crescimento do país. O atual governo está em vistas, portanto, à aprovação de um novo modelo institucional para o setor elétrico, que seja capaz de compensar algumas ineficiências do modelo atual. O novo modelo proposto assume como premissas básicas:

- a) *Modicidade tarifária:* para isso o modelo deverá incentivar a competição nos segmentos de geração e transmissão através da licitação para a concessão desses serviços. Outra iniciativa que ajuda a garantir a modicidade tarifária é restaurar o planejamento da expansão do sistema em caráter determinativo, propiciando o meio mais eficiente de identificar alternativas para que a expansão se dê ao mínimo custo, com adequada consideração das restrições e impactos ambientais e de acordo com as necessidades do mercado consumidor e com as características do sistema elétrico brasileiro;
- b) *Mitigação dos riscos:* o incentivo à prática de competição permite melhor alocação dos riscos, seja do ponto de vista dos investidores, seja do ponto de vista dos consumidores. Uma remuneração da geração segundo os mesmos conceitos aplicados ao serviço de transmissão, ou seja, assegurando remuneração baseada na disponibilização das instalações e equipamentos das plantas geradoras, possibilita uma considerável redução do risco do investidor, contribuindo para aumentar sua segurança e, portanto, a atratividade dos investimentos.
- c) *Universalização do acesso e do uso dos serviços de eletricidade:* constitui-se numa importante meta do governo atual a ampliação da oferta de energia elétrica nas diversas regiões do país, de forma a propiciar o acesso a baixo custo desses serviços, sobretudo às classes menos favorecidas;
- d) *Transparência:* o governo atual deve estimular o foco no acompanhamento dos processos de análise de concessões e licitações, de forma a garantir a idoneidade nos contratos, a prioridade nos investimentos e a correta administração do sistema.

No que se refere à comercialização da energia elétrica, o modelo proposto estabelece dois diferentes ambientes de comercialização de energia:

- (i) o chamado *pool*, um ambiente estritamente regulado, abrangendo todos os concessionários de geração e distribuição e onde todos os contratos de energia são supervisionados e liquidados pelo Administrador de Contratos de Energia Elétrica (ACEE), vinculado ao MME e que passará a assumir as atribuições do MAE, que deverá ser extinto;
- (ii) o ambiente de livre contratação (ALC), onde consumidores livres (consumidores com demanda superior a 3 MW), comercializadores, produtores independentes e companhias termelétricas realizarão suas transações de energia livremente.

O *pool* consistirá no ambiente onde a energia gerada será devidamente contratada com uma antecedência prévia de cinco anos pelas empresas de distribuição, com exceção da energia gerada por Itaipu, cuja comercialização ficará a encargo da Eletrobrás. Para o caso dos produtores independentes e das empresas termelétricas, as mesmas poderão optar por participarem ou não do *pool*. O procedimento de contratação de energia no *pool* será o seguinte: cada companhia de geração, incluindo produtores independentes ou empresas termelétricas que optarem pelo *pool*, irão estabelecer um Contrato de Prestação de Serviços de Geração – CPSG com o ACEE. Similarmente, cada distribuidor estabelecerá um Contrato de Utilização de Serviços de Geração – CUSG com o ACEE e com as empresas de geração. As tarifas serão estritamente reguladas no *pool*. Elas serão calculadas pelo ACEE e aprovadas pela ANEEL.

No que se refere ao ambiente de livre contratação, o mesmo terá como participantes os consumidores livres, os comercializadores de energia, assim como os produtores independentes e empresas termelétricas que optarem em permanecer fora do *pool*.

As companhias de distribuição estarão aptas apenas a fornecerem energia aos consumidores cativos. Suas transações comerciais serão restritas ao *pool*, onde deverão comprar energia das geradoras de acordo com sua previsão de demanda com cinco anos de antecedência.

Desta forma, dentro do que foi descrito, podemos resumir a atuação dos seguintes agentes participantes do sistema:

- ❖ Ministério de Minas e Energia (MME): responsável pela execução e formulação das políticas de energia, na função de poder concedente;
- ❖ Conselho Nacional de Política Energética (CNPE): vinculado ao MME, atua na homologação da política energética nacional;

- ❖ Fundação de Estudos e Planejamento Energético (FEPE): responsável pela execução dos estudos de planejamento energético;
- ❖ Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL): responsável pela regulação e fiscalização do sistema elétrico;
- ❖ Administrador dos Contratos de Energia Elétrica (ACEE): administração dos contratos de geração;
- ❖ Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS): responsável pela operação integrada e centralizada do sistema elétrico interligado;
- ❖ Operador dos Sistemas Elétricos Isolados (OSI): responsável pela coordenação da operação dos sistemas elétricos isolados;
- ❖ Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico (CMSE): responsável pelo monitoramento das condições de atendimento, no horizonte de cinco anos, com o objetivo de assegurar a implementação de providências com vistas a garantir a normalidade do suprimento de energia elétrica (coordenação do MME, com apoio da FEPE, do ACEE, da ANEEL e do ONS);
- ❖ Eletrobrás: exercendo função de holding das empresas estatais federais, administrando encargos e fundos setoriais e coordenando o OSI.

Como ponto positivo do modelo proposto podemos citar o planejamento centralizado, que deixa a cargo do governo a decisão relativa à expansão da oferta e onde e quando devem ser priorizados os investimentos. Como a energia elétrica é um bem não estocável, este planejamento deve visar a uma antecedência de pelo menos dois anos em relação ao crescimento da demanda.

Conforme foi descrito anteriormente, verifica-se ao longo da história que a organização e a estrutura institucional do setor elétrico brasileiro vem passando por muitas mudanças. Observa-se, ainda, que as mudanças na regulamentação geralmente surgiram da necessidade de satisfazer exigências de curtíssimo prazo. Desta forma, é importante salientar que o processo de reformas ocorridas na indústria de energia elétrica é bastante recente, mesmo a nível mundial, onde inúmeros países – desenvolvidos ou em desenvolvimento – ainda estão atravessando um processo de criação de novos agentes e adaptação das regras às necessidades dos mercados liberalizados.

2.3 Comportamento recente do SEB

2.3.1 Demanda por energia elétrica

De acordo com Andrade e Lobão (1997), nas últimas três décadas verificou-se um elevado crescimento da demanda por energia elétrica no Brasil, correspondendo a uma taxa anual média de 7,8%. A participação mais importante nesse consumo é a do setor industrial, correspondendo a cerca da metade da quantidade total consumida. O consumo residencial responde com cerca de 26% do consumo total e o comercial a cerca de 13%. Conforme os autores, o crescimento da demanda residencial passou a predominar nos últimos anos. O crescimento da demanda residencial observado nos últimos vinte anos pode ser atribuído à introdução de novos aparelhos eletro-eletrônicos no mercado consumidor, à queda dos preços dos eletrodomésticos e ao aumento da renda *per capita*. Esse efeito tornou-se ainda mais acentuado após a estabilização da economia com o Plano Real. A estabilização levou a um aumento do poder aquisitivo da população através do aumento de oferta de crédito no comércio e da eliminação do imposto inflacionário (ANDRADE e LOBÃO, 1997). Esse aumento da participação da demanda residencial no consumo total de energia elétrica vem mudando as características da demanda significativamente, pois a demanda residencial apresenta uma sazonalidade diária muito grande, o que contribui para a acentuação do pico de demanda. Isso significa que, para um mesmo nível de energia consumido, a potência instalada do parque gerador e dos sistemas de transmissão e distribuição precisa ser maior.

Particularmente em relação à demanda por energia elétrica no Nordeste - que será objeto de estudo no capítulo 3 - de acordo com dados obtidos no setor de mercado da CHESF, temos que o consumo total aumentou de cerca de três milhões de MWh no início da década de 70 para cerca de 55 milhões de MWh no final da década de 90, correspondendo a um crescimento anual médio no período de cerca de 10,69%. A tabela 2.1 apresenta, em cada década, o crescimento percentual anual médio da demanda por energia elétrica no Nordeste para as três classes de consumo: residencial, comercial e industrial.

Tabela 2.1 Crescimento anual médio do Consumo de Energia Elétrica - NE

Período	Residencial (%)	Comercial (%)	IndustrialI (%)	Total (%)
70-79	13,05	15,16	20,68	12,27
80-89	9,17	6,94	12,14	7,16
90-99	6,65	7,11	2,84	4,83
70-00	9,52	9,67	10,08	10,69

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados obtidos na CHESF.

Podemos observar que a expansão do consumo industrial na década de 70 foi a que mais influenciou o crescimento do consumo total de energia elétrica no período. Mesmo na década de 80, a chamada década perdida, houve um crescimento razoável do consumo das três classes, sendo a classe industrial a maior contribuinte. Na década de 90, entretanto, a demanda industrial teve um crescimento bem inferior ao das demais classes.

As figuras 2.1 e 2.2 mostram a distribuição do consumo total de energia elétrica do Nordeste nas três principais classes de consumo (residencial, comercial e industrial) nos anos de 1970 e 2000. Notou-se que a configuração percentual das três classes permaneceu praticamente inalterada, com pequenas variações nos percentuais das três classes ao longo do período: industrial (+1%), residencial (-4%) e comercial (-1%). Em todo o período houve o predomínio da classe industrial, seguida pela classe residencial e finalmente pela classe comercial.

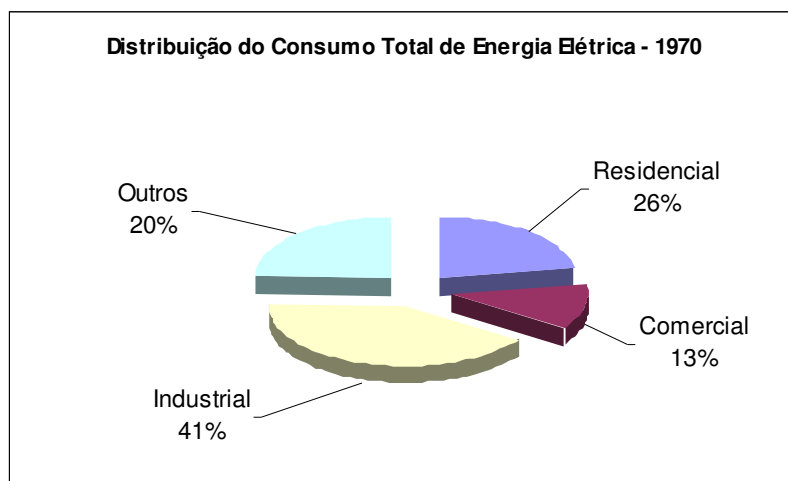


Figura 2.1 Distribuição do consumo de Energia Elétrica no Nordeste – 1970.

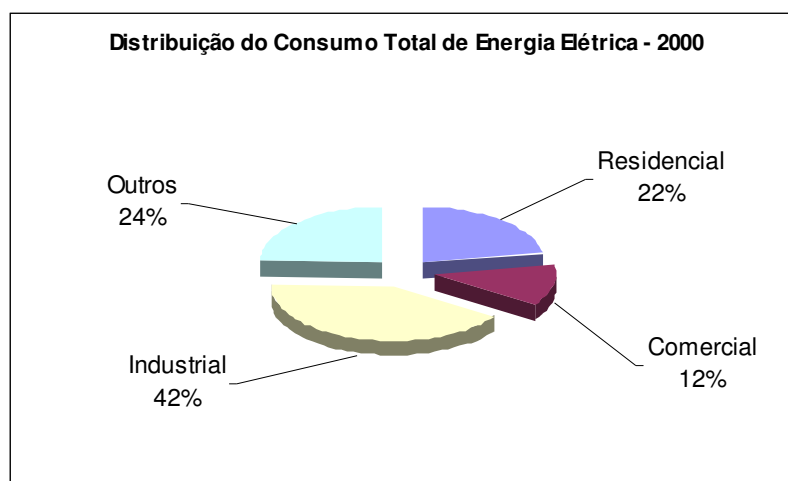


Figura 2.2 Distribuição do consumo de Energia Elétrica no Nordeste – 2000.

2.3.2 Oferta de energia elétrica

As características físicas e geográficas do Brasil foram determinantes para a implantação de uma oferta de energia elétrica de base predominantemente hidráulica.

De acordo com informações obtidas no *site* do Operador Nacional do Sistema – ONS, (www.ons.org.br), no que se refere ao seu parque gerador, o sistema elétrico brasileiro é constituído de centrais predominantemente hidrelétricas, que geram cerca de 68 GW, de uma complexa malha de linhas de transmissão e de redes de distribuição (dadas as grandes

distâncias entre as fontes geradoras e as centrais de carga). Portanto, a característica fundamental do sistema brasileiro, que o diferencia de outros países, é que cerca de 80% da capacidade instalada de geração é de origem hidráulica, conforme mostra a tabela 2.2, que apresenta um resumo da oferta de energia elétrica no Brasil segundo suas principais fontes.

Tabela 2.2 Oferta de energia elétrica no SEB

Fonte	Geração (MW)	Percentual (%)
Hidrelétricas	68.563	80
Termelétricas	6.399	8
Nuclear	1.966	2
Alternativas (Eólica, Biomassa)	2345	3
Sub total	79.273	93
Importação de Itaipu	6.300	7
Total	85.573	100

Fonte: Associação das Empresas de Geração de Energia Elétrica - ABRAGE, 2004.

Como o sistema é formado por usinas hidrelétricas com reservatórios de regularização plurianual e de grande porte, há um importante ganho energético no sistema devido à interligação de bacias localizadas em diferentes regiões geográficas, possibilitando o proveito das diferentes sazonalidades, garantindo a complementaridade entre os diversos regimes hidrológicos. Com isso, os grandes reservatórios possuem capacidade para estabilizar a disponibilidade de água para geração não só entre estações sazonais, mas também entre os anos de pluviosidades favoráveis e não-favoráveis.

Devido ao perfil de capacidade instalada do parque gerador brasileiro, o esquema de operação ou despacho das usinas não depende apenas de duas variáveis usuais como em outros países (comportamento da demanda e capacidade instalada de geração), com fonte de geração termelétrica. No parque hidrelétrico, o programa de despacho de mínimo custo deve levar em consideração, também, uma restrição intertemporal, a qual está relacionada ao nível de armazenamento atual dos reservatórios e à previsão das afluições, o que implica decidir se é economicamente preferível utilizar água agora, ou economizá-la para uso no futuro.

Ainda, como a maior parte da energia gerada advém das usinas hidrelétricas de grande porte, com uma potência instalada acima de 1000 MW, existe um grau de concentração natural no parque gerador brasileiro.

O plano decenal de expansão (2003-2012) - elaborado pela Eletrobrás -, prevê um aumento considerável da participação de usinas termelétricas a gás no parque gerador, devendo chegar a cerca de 16% do total da capacidade instalada geração ao final do período.

Essas mudanças devem-se, em parte, à urgência em aumentar a capacidade de geração, pois o prazo de construção das usinas hidrelétricas é de pelo menos 5 anos, enquanto para as termelétricas é de 2 anos.

Essa crescente participação de usinas térmicas no parque gerador brasileiro, aliada à crescente participação do setor residencial na demanda, tornará a sazonalidade diária da demanda cada vez mais significativa, pois, num sistema térmico, o fator capacidade tem um grande impacto sobre os custos. Assim, a adoção de tarifas diferenciadas para diferentes horas do dia é altamente desejável.

Diante do exposto, e conforme já mencionado, o sistema elétrico brasileiro possui características estruturais de grande importância que o difere dos sistemas de produção de eletricidade de outros países. A sua reformulação exige um órgão regulador adequado e agentes privados que levem em consideração o esquema cooperativo do setor.

2.4 Considerações finais

Neste capítulo foram observadas algumas particularidades do setor elétrico brasileiro, o qual, diferentemente dos setores elétricos da maioria dos países, tem cerca de 80% de sua geração de natureza hidráulica. Além disso, a maior parte da geração hidrelétrica provém de usinas de grande porte (acima de 1000MW), geralmente pertencentes a um pequeno conjunto de empresas, como é o caso das empresas do grupo Eletrobrás. Isso significa que há um grau de concentração natural no parque gerador brasileiro que não pode ser reduzido, levando ao questionamento sobre o potencial de exercício de poder de mercado por parte dos agentes de geração. Também vale a pena ressaltar que a expansão da geração térmica a gás natural projetada para os próximos anos, aliada à crescente participação do setor residencial na demanda por energia elétrica, tornará a sazonalidade diária da demanda cada vez mais significativa. Desta forma, como na maioria dos países com forte geração térmica, o fator capacidade instalada, associado às condições hidrológicas, terá um grande impacto sobre os preços, uma vez que em períodos de pico de demanda os mesmos serão definidos a partir do custo da planta marginal em operação. Uma concentração das plantas térmicas de geração em poucas empresas poderá resultar, então, em um comportamento estratégico das mesmas em períodos de pico de demanda, conforme verificado na Califórnia a partir de 1997 (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999).

Neste capítulo também foi feita uma breve descrição do histórico da reforma do SEB, onde foram apresentados os principais agentes envolvidos no setor, como o ONS (responsável pelo despacho físico otimizado do sistema), a agência reguladora do mercado de energia elétrica (ANEEL) e a CCEE (novo ambiente de contratação da energia elétrica), entre outros.

Finalmente, conforme já mencionado, este capítulo serviu como uma visão panorâmica do SEB, de forma a subsidiar os estudos referentes aos capítulos seguintes.

CAPÍTULO 3

MODELOS DE PREVISÃO PARA A DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA NO NORDESTE

3.1 Introdução

A necessidade da previsão da demanda por energia elétrica transformou-se numa questão muito discutida recentemente. Isto conduziu, nas últimas duas décadas, ao desenvolvimento de novos métodos de previsão. A nível mundial, a grande maioria dos estudos de demanda por energia elétrica é realizada para países desenvolvidos, enquanto que para países em desenvolvimento a escassez de trabalhos dificulta os estudos comparativos. Entre os poucos trabalhos dirigidos a investigar estudos sobre a demanda por energia nos países em desenvolvimento, o mais abrangente é o de Westley (1992), que faz um levantamento da literatura sobre a demanda por energia elétrica em países da América Latina e analisa os resultados através de uma comparação dos valores obtidos para as elasticidades-renda e preço com um levantamento similar feito para os Estados Unidos.

No que se refere à estimação, a evolução das técnicas de modelagem da demanda por energia elétrica é marcante. No passado, extrapolações em linha reta de tendências históricas do consumo de energia serviram muito bem. Entretanto, com a introdução de mercados cada vez mais competitivos, com o surgimento de novas tecnologias e combustíveis alternativos (na oferta de energia e no uso-final), a partir das mudanças nos estilos de vida, mudanças institucionais etc., tornou-se imperativo usar técnicas de modelagem que capturem o efeito de fatores tais como preços, renda, população, tecnologia e outras variáveis econômicas, demográficas, políticas e tecnológicas.

Para o caso do Brasil, com a privatização da infra-estrutura iniciada na década de 90, o setor de energia elétrica tem se posicionado como um dos grandes precursores de um processo de reforma do Estado. Este fato está contribuindo para aquecer os investimentos neste setor. Comparando-se com a década anterior, nota-se uma grande preocupação atual em expandir e

modernizar todos os segmentos ligados à energia elétrica, de forma a sustentar as projeções de crescimento do país.

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

Ainda a partir do novo modelo, o planejamento da expansão do sistema realizado pelo MME, que tinha caráter indicativo passa a ser determinativo. Como a energia elétrica é um bem não estocável, este planejamento deve visar a uma antecedência de pelo menos dois anos em relação ao crescimento da demanda, tempo mínimo de maturação de uma usina termelétrica. Desta forma, previsões de crescimento de demanda também darão subsídio a este planejamento estratégico do setor elétrico. Ainda neste contexto, a separação dos modelos em classes de consumo (residencial, industrial, comercial e outras) é muito útil, uma vez que medidas políticas podem atingi-las de maneira diferenciada, já que cada tipo de consumidor tem um comportamento específico e uma tarifa própria.

Este estudo apresenta uma contribuição neste sentido, ao tratar de previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste, concentrando-se nos resultados das estimações de algumas elasticidades, dentre elas, as elasticidades-renda e preço da demanda por energia elétrica, nas três classes principais de consumo, quais sejam: residencial, comercial e industrial.

O presente capítulo está dividido em 5 seções, além da presente introdução. Na seção 3.2, apresenta-se uma revisão da literatura dentro do contexto geral dos estudos de demanda por energia elétrica. Na seção 3.3, aborda-se a metodologia utilizada, onde é feita a apresentação dos modelos, das variáveis de interesse e das respectivas fontes de dados. Na seção 3.4, são apresentados os resultados das estimações para cada classe de consumo: residencial, comercial e industrial, fazendo-se ainda um resumo comparativo com resultados obtidos em outros estudos. Na seção 3.5 são apresentadas as previsões, levando em conta um ajuste no comportamento do consumo devido ao racionamento ocorrido em 2001. Na última seção são apresentadas as considerações finais do capítulo.

3.2 Revisão da literatura sobre modelos de previsão de demanda por energia elétrica

Na literatura são encontrados basicamente dois tipos de abordagens para a previsão da demanda por energia elétrica: os modelos de engenharia e os econômicos. Os modelos de engenharia analisam o consumo pelo uso final, isto é, o consumo de cada aparelho elétrico. No caso dos modelos econômicos, são analisadas agregações por classe de consumo (residencial, industrial, comercial e outros). O consumo é relacionado com variáveis econômicas de renda e preço. Segundo Braga (2001), a grande vantagem desses modelos é permitir a avaliação do impacto de políticas econômicas sobre o setor energético.

Dentro deste contexto, a modelagem da demanda por energia elétrica tem em Fisher e Kaysen (1962) um dos primeiros trabalhos. Nesse estudo, os autores partiram do princípio de que a energia elétrica não é um bem consumido diretamente, mas sim através de máquinas e equipamentos elétricos, de modo que as variáveis econômicas não são determinantes primários da demanda por energia elétrica no setor residencial. Assim, utilizaram um modelo de dois estágios, onde o consumo no curto prazo (primeiro estágio), Kwh_t , depende do estoque de equipamentos, K_t , e de duas componentes: renda, Y_t , e preço da energia elétrica, P_{Et} , sendo o modelo dado por:

$$Kwh_t = \gamma_t * K_t = \gamma_t (Y_t, P_{Et}) * K_t \quad (3.1)$$

onde a componente γ_t é a taxa de utilização de equipamentos elétricos.

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

A grande vantagem desta abordagem é justamente permitir esta separação entre efeitos causados pela variação sobre a taxa de utilização, por um lado, e sobre o estoque de equipamentos elétricos por outro. A desvantagem é a dificuldade de obtenção de dados confiáveis, principalmente aqueles relacionados à equação de longo prazo (FISHER e KAYSEN, 1962).

Em países emergentes, Holtedhl e Joutz (2000) sugeriram uma *proxy* para o estoque de equipamentos elétricos, dada pelo grau de urbanização (U). O modelo é dado por:

$$Kwh_t = F_t (X_t, U_t (X_t)) \quad (3.2)$$

onde X é um vetor com as variáveis renda disponível, preços de energia e número de consumidores. O modelo modificado de Fisher e Kaysen (1962) passa, então, a ser especificado como:

$$Kwh_t = \gamma_t * K_t = \gamma_t (Y_t, P_{Et}, U_t) * U_t (Y_t, P_{Et}). \quad (3.3)$$

Nesse trabalho, portanto, foi utilizado o seguinte modelo geral para a demanda residencial por energia elétrica:

$$Kwh_t = f (P_t, R_t, P_{Et}, P_{Pt}, U_t). \quad (3.4)$$

onde P_t é a população, R_t é a renda, P_{Et} é o preço da energia elétrica, P_{Pt} é o preço do petróleo e U_t é o grau de urbanização, expresso pelo percentual de pessoas residentes em municípios com população superior a 100.000 habitantes.

Uma das principais críticas ao modelo de Fisher e Kaysen (1962) refere-se à validade da hipótese de que a demanda por equipamentos não seja afetada por planos de consumo de energia elétrica, isto é, que seja uma variável exógena. Para contornar estes problemas, foi introduzida a abordagem de ajustamento parcial¹, a qual evita trabalhar diretamente com dados de estoque de equipamentos. A idéia é supor que existe um consumo de equilíbrio, que corresponde a um determinado estoque de equipamentos. Contudo, este equilíbrio só é alcançado no longo prazo. No curto prazo, os consumidores tentam igualar seu consumo corrente ao nível desejado, mas só o conseguem parcialmente. Supõe-se que o consumo de equilíbrio seja função da renda, do preço da energia e do preço dos eletrodomésticos.

Assim, mais recentemente, Silk e Joutz (1997) fizeram uma estimativa da demanda anual por energia elétrica dos EUA usando o modelo de ajustamento parcial acima referido, dividindo os aparelhos elétricos em duas classes: os que não têm uma utilização diretamente dependente da temperatura, como, por exemplo, os que fornecem iluminação, serviços de limpeza, refrigeração de alimentos e diversão; e os que estão a ela fortemente relacionados, como o ar condicionado e os aquecedores elétricos. Além da renda e do preço da energia elétrica, também são utilizadas a taxa de juros e preços de fontes substitutas de energia como variáveis explicativas.

Wilson (1971), por outro lado, encontrou evidências de que o preço da energia elétrica é que seria o determinante primário da sua demanda e não os fatores não econômicos, como

¹Modelos de ajustamento parcial podem ser vistos em Gujarati (2000), pp. 605-608.

estoques de equipamentos e taxas de utilização. A partir daí, os estudos começaram a incorporar em seus modelos a determinação de elasticidades-preço e renda da demanda por energia elétrica.²

Até a década de 70, as elasticidades eram obtidas através de modelos de equação única, estimadas pelo Método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A partir daí, as aplicações da econometria para o campo de estudos de demanda passaram a incluir os métodos de Johansen (VAR) – incluindo os modelos de correção de erro³ (ENGLE e GRANGER, 1987) –, e o método de mínimos quadrados ordinários dinâmicos (DOLS) para estimar as elasticidades (STOCK e WATSON, 1993).

O modelo de correção de erro é uma generalização do modelo de ajustamento parcial e permite a estimação das elasticidades no curto e longo prazos. Bentzen e Engsted (1993) foram os primeiros a fazerem uso desta técnica num trabalho para a Dinamarca.

Em trabalho recente, Holtedhl e Joutz (2000) examinaram a demanda residencial em Taiwan como uma função da renda familiar disponível, do crescimento populacional, do preço da energia elétrica e do grau de urbanização. Também neste caso, os efeitos de curto e longo prazos foram separados através de um modelo econométrico de correção de erro. O grau de urbanização foi usado como uma *proxy* para capturar características ligadas ao desenvolvimento econômico e ao estoque de equipamentos elétricos. Esta variável teve um bom poder de explicação no modelo, tanto no curto quanto no longo prazo.

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

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

² Na subseção 3.4.4 são apresentados alguns valores de elasticidade obtidos a partir dos principais estudos da literatura.

³ Modelos de Correção de erro (MVEC) podem ser vistos em Greene (2000), pp. 733 e 793 e em Hamilton (1994), pp.580-81.

Ettestol (2002) também apresentou um modelo linear de correção de erro para analisar a demanda residencial por energia elétrica na Noruega, especificando uma função demanda para o consumo residencial de energia elétrica como:

$$Kwh_t = Kwh_t(Y_t, P_{Et}, P_{Ot}, T_t) + e_t \quad (3.5)$$

onde Kwh_t denota a demanda por energia elétrica no setor residencial, Y_t os gastos de consumo, P_{Et} o preço relativo da energia elétrica, P_{Ot} se refere ao preço de outros combustíveis, T_t captura as influências meteorológicas sobre o consumo de energia elétrica e e_t denota a componente aleatória do modelo.

A abordagem alternativa aos modelos de correção de erro, o método de Mínimos Quadrados Ordinários Dinâmico⁴, foi desenvolvida por Stock e Watson (1993) e baseia-se numa abordagem de equação única robusta que leva em conta a endogeneidade dos regressores, através da inclusão de suas defasagens de primeira diferença. Esse método de estimação foi utilizado por Akmal e Stern (2001) para obterem as estimativas das elasticidades da demanda residencial por energia elétrica, por gás natural e por outros combustíveis para a Austrália. Nesse estudo, foram encontradas possibilidades significativas de substituição entre a energia elétrica e o gás e entre a energia elétrica e os outros combustíveis. Foi postulado que a demanda para a fonte de combustível depende do seu preço, dos preços de combustíveis substitutos, de preços de bens complementares e da renda.

A partir da década de 90, em paralelo aos estudos que levavam em conta apenas dados agregados, alguns autores passaram a utilizar micro dados em seus modelos de estimação de demanda por energia elétrica. As abordagens microeconômicas para a modelagem da demanda por energia elétrica permitem uma análise através de grupos heterogêneos e a incorporação de uma grande variedade de características da família (HAWDON, 1992). Além disso, alguns autores têm mostrado recentemente que o uso dos dados em nível micro, que refletem melhor o comportamento de cada família, pode adicionar mais detalhes para a compreensão da natureza das respostas do consumidor (HAWDON, 1992; NESBAKKEN, 1999). Nessa linha, Miller (2001) estimou a demanda residencial por energia elétrica para os Estados Unidos, de 1990 a 1999, usando o método dos mínimos quadrados ordinários e dados de painel para 48 amostras.

Num trabalho de Filippini e Pachauri (2002), as elasticidades-preço e renda da demanda por energia elétrica no setor residencial de todas as áreas urbanas da Índia foram

estimadas, pela primeira vez, usando-se dados em nível desagregado para trinta mil casas. Três funções de demanda por energia elétrica foram estimadas usando dados mensais para as seguintes estações: inverno, outono e verão. Os resultados mostraram que a demanda por energia elétrica é inelástica a variações na renda e no preço em todas as três estações, e as variáveis habitacionais, demográficas e geográficas são importantes em determinar a demanda por energia elétrica, algo que não é possível de se obter usando tão-somente modelos macroagregados.

Um outro ponto importante a ser analisado nos estudos de demanda por energia elétrica é a questão das mudanças estruturais. Dustan e Schmidt (1988) estimaram os efeitos dos choques de preços do petróleo dos anos 70 e a recuperação dos anos 80 sobre as séries de demanda por energia elétrica, gás natural e petróleo nos estados americanos. O teste de Chow⁵ foi usado e indicou a existência de mudanças maiores na demanda por petróleo do que por energia elétrica. Em geral, tanto no curto como no longo prazo, houve um aumento das elasticidades-preço de cada fonte energética e das elasticidades-preço cruzadas, indicando que, depois dos choques passou a existir uma maior propensão por parte dos consumidores de trocarem de fontes por causa de mudanças em seus preços relativos do que anteriormente, isto é, diminuiu o tempo necessário para que a demanda por energia se ajustasse a um choque de oferta.

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

Andrade e Lobão (1997), por sua vez, adotando a abordagem de ajustamento parcial e também trabalhando com dados anuais para o período 1963 a 1995, partiram do princípio de que o consumo residencial é função da tarifa, da renda e dos preços dos equipamentos. Desta forma, a elasticidade-renda da demanda capta não apenas o efeito direto que a renda tem sobre o uso desse serviço, mas também o seu efeito indireto via impacto sobre a quantidade de eletrodomésticos. Por outro lado, estimou-se também o efeito do preço destes produtos sobre a demanda por eletricidade residencial, o qual reflete implicitamente a relação entre este preço e o estoque de eletrodomésticos e a pressão que o estoque tem sobre a quantidade demandada

⁴Veja o tratamento deste tipo de modelo em Greene (2000), pp. 702.

⁵Uma abordagem do teste de Chow pode ser vista em Greene (2000).

de energia. Segundo esses autores, a despeito de a elasticidade-renda incorporar implicitamente esses efeitos direto e indireto, as estimativas do modelo, feitas com diferentes métodos mostraram-se bastante inelásticas em relação a esta variável, o mesmo acontecendo em relação às duas outras variáveis explicativas: a tarifa de energia elétrica e o preço dos eletrodomésticos. Ainda segundo os autores, embora as elasticidades tarifa e preço de eletrodomésticos sejam pequenas, a continuada diminuição de ambos os preços tem contribuído positivamente para o aumento na quantidade demandada de energia elétrica residencial.

Utilizando os métodos de Box e Jenkins (1976) de função de transferência com a divisão entre efeitos de curto e longo prazo desenvolvida por Jenkins, Braga (2001) analisou o consumo residencial de energia elétrica para as regiões Sudeste, Nordeste e Sul. De acordo com Braga (2001), a demanda por energia elétrica residencial das diferentes regiões do Brasil respondem de formas diferentes a variações no preço e na renda.

Schmidt e Lima (2002) estimaram as elasticidades-preço e renda de longo prazo da demanda por energia elétrica nas três classes de consumo: residencial, comercial e industrial. Para as estimações das elasticidades foi utilizado o modelo de correção de erro (MVEC). Os resultados obtidos para a demanda da classe residencial, apesar da diferente metodologia utilizada e do uso de uma variável adicional (preço de utensílios domésticos), assemelham-se aos encontrados por Modiano (1984) para as elasticidades-renda e preço de longo prazo. Por outro lado, obtiveram resultados significativamente diferentes dos encontrados por Andrade e Lobão (1997).

De forma geral, os estudos já realizados para o país (MODIANO, 1984; ANDRADE e LOBÃO, 1999; BRAGA, 2001; SCHMIDT e LIMA, 2002) obtiveram resultados um pouco distintos daqueles efetuados para outros países da América Latina, no que se refere ao setor residencial. Já para as demais classes de consumo, apenas Modiano, e Schmidt e Lima, realizaram estimações, e seus resultados, para as elasticidades-preço, apresentaram valores bem diferentes daqueles encontrados para os EUA e para outros países da América Latina.

3.3 Metodologia

Nesta seção serão apresentados os modelos desagregados por classe de consumo (residencial, comercial e industrial) a serem utilizados para obter previsões de demanda por energia elétrica no Nordeste. A partir destes modelos serão obtidas as elasticidades-preço e renda através de três métodos de estimação: mínimos quadrados ordinários, mínimos quadrados em dois estágios e modelos vetoriais auto-regressivos com correção de erro (VAR/VEC). As estimações são executadas usando dados anuais e a amostra cobre o período entre 1970 e 2000. São usadas as variáveis logaritmizadas, de forma que os coeficientes das equações estimadas fornecem as elasticidades do modelo.

3.3.1 Modelo para a demanda residencial

O modelo teórico para a demanda da classe residencial foi construído utilizando-se as seguintes hipóteses básicas:

- a) Conforme já observado por Andrade e Lobão (1997), para os consumidores residenciais ligados à rede de distribuição, assume-se que toda a quantidade de energia elétrica por eles demandada é efetivamente fornecida. Ou seja, admite-se que não exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço seja infinitamente elástica. Com esta hipótese, pode-se utilizar a quantidade consumida com uma boa aproximação para a quantidade demandada;
- b) Com relação ao comportamento da demanda residencial ao longo do tempo, considera-se que o mesmo seja influenciado por três variáveis fundamentais: a tarifa média da classe residencial, a renda familiar e o estoque domiciliar de aparelhos eletrodomésticos. Teoricamente, espera-se que o consumo seja representado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta E_t^\gamma \quad (3.6)$$

onde:

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

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

Y_t é a renda familiar no tempo t ;

E_t é o estoque domiciliar de eletrodomésticos no tempo t .

- c) Andrade e Lobão (1997) também postularam que, como decorrência do uso dos aparelhos domésticos, o estoque domiciliar sofre depreciações ao longo do tempo, cuja reposição ou aumento dependem basicamente dos preços dos eletrodomésticos (PE_t) e da renda familiar (Y_t). Supõe-se, então, que o estoque domiciliar reaja positivamente aos aumentos na renda e negativamente aos aumentos nos preços dos eletrodomésticos, e que estas variáveis se relacionem de acordo com a seguinte expressão:

$$E_t = k_2 PE_t^\mu Y_t^\theta \quad (3.7)$$

onde PE_t é o preço dos eletrodomésticos no tempo t .

Então, substituindo-se a equação (3.7) na (3.6) e tomando o logaritmo neperiano desse resultado, chega-se à seguinte equação linear para a demanda residencial por energia elétrica:

$$\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) \quad (3.8)$$

onde: $\ln(X)$ é o logaritmo neperiano de cada variável X e $\Theta_1 = \ln(k_1 k_2^\gamma)$, $\Theta_2 = \alpha$, $\Theta_3 = \beta + \gamma \cdot \theta$ e $\Theta_4 = \gamma \cdot \mu$.

Os coeficientes Θ_2 , Θ_3 e Θ_4 representam, respectivamente, as elasticidades da demanda residencial por energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, à renda familiar e ao preço dos eletrodomésticos. Deve-se notar que no caso das elasticidades-renda e preço dos eletrodomésticos, as elasticidades medem efeitos diretos e indiretos que estas variáveis têm sobre as quantidades demandadas. Por exemplo, para a elasticidade-renda, o valor a ser estimado para este parâmetro refere-se ao efeito direto que a variação da renda tem sobre a quantidade demandada de eletricidade mais o efeito indireto sobre esta quantidade como resultado da variação do estoque de eletrodomésticos (provocada pela variação da renda). Ou seja, uma renda maior possibilita um uso maior do equipamento existente e permite um crescimento do estoque de equipamentos, ambos contribuindo para uma maior quantidade demandada de eletricidade (ANDRADE e LOBÃO, 1997).

A tabela 3.1 abaixo nos mostra, em detalhes, a descrição de cada variável utilizada no modelo da classe residencial, a *proxy* utilizada para representá-la, sua fonte e a respectiva unidade de medida.

Tabela 3.1 Identificação das variáveis do modelo residencial.

Variável	<i>Proxy Utilizada</i>	Fontes	Unidade de Medida
Demanda Residencial Média	Consumo Residencial/ População do NE	Chesf e IBGE	KWh/hab.
Tarifa da Classe Residencial	Tarifa Média Residencial Nacional ^(*)	IPEA/Eletrobrás	R\$/MWh
Preço de Eletrodomésticos	IPA-DI - Bens de Consumo Duráveis - Utilidades Domésticas	FGV/IPA	Índice
Renda per capita do NE	PIB per capita do NE ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	R\$/hab.

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

3.3.2 Modelo para a demanda comercial

O modelo teórico para a demanda da classe comercial foi construído utilizando-se as seguintes hipóteses básicas:

- Assim como no caso residencial, para os consumidores comerciais admite-se que não exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço seja infinitamente elástica;
- Com relação ao comportamento da demanda comercial ao longo do tempo, considera-se que o mesmo seja influenciado por três variáveis fundamentais: a tarifa média da classe comercial, o produto do setor comercial e o preço de aparelhos elétricos utilizados neste setor. Teoricamente, espera-se que o consumo seja representado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta PE_t^\gamma \quad (3.9)$$

onde: C_t é o consumo comercial de energia elétrica no tempo t ;

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

Y_t é o produto do setor comercial no tempo t ;

PE_t é o preço de aparelhos elétricos utilizados no setor comercial.

Tomando o logaritmo neperiano da equação (3.9), chega-se à seguinte equação linear para a demanda comercial por energia elétrica:

$$\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \cdot \ln(P_t) + \Theta_3 \cdot \ln(Y_t) + \Theta_4 \cdot \ln(PE_t) \quad (3.10)$$

onde: $\ln(X)$ é o logaritmo neperiano da variável X e $\Theta_1 = \ln(k_1)$, $\Theta_2 = \alpha$, $\Theta_3 = \beta$ e $\Theta_4 = \gamma$.

Os coeficientes Θ_2 , Θ_3 e Θ_4 representam, respectivamente, as elasticidades da demanda comercial por energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, ao produto do setor comercial e ao preço dos eletrodomésticos.

A tabela 3.2 abaixo nos mostra, em detalhes, a descrição da variável, a *proxy* utilizada, sua fonte e a respectiva unidade de medida.

Tabela 3.2 Identificação das variáveis do modelo comercial.

Variável	Proxy Utilizada	Fontes	Unidade de Medida
Demanda Comercial	Consumo Comercial	Chesf	MWh
Tarifa da Classe Comercial	Tarifa Média Comercial Nacional	IPEA/Eletróbrás	R\$/MWh
Preço de Equipamentos Elétricos do Setor Comercial	IPA-OG - Material Elétrico-Total ^(*)	FGV/IPA	Índice
Renda do setor Comercial	PIB do NE – Serviços ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	Milhões de R\$

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

3.3.3 Modelo para a demanda industrial

O modelo teórico para a demanda da classe industrial foi construído utilizando-se as seguintes hipóteses básicas:

- Assim como nos casos das classes residencial e comercial, assume-se que não exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço para o setor industrial seja infinitamente elástica;
- Com relação ao comportamento da demanda industrial ao longo do tempo, considera-se que o mesmo seja influenciado por quatro variáveis fundamentais: a tarifa média da classe industrial, o PIB do setor industrial, o preço de equipamentos elétricos da indústria e o preço de um bem substituto.

Teoricamente, espera-se que o consumo seja representado pela seguinte função não-linear:

$$C_t = k_1 P_t^\alpha Y_t^\beta PE_t^\gamma PC_t^\delta \quad (3.11)$$

onde: C_t é o consumo industrial de energia elétrica no tempo t ;

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

Y_t é o PIB do setor industrial no tempo t ;

PE_t é o preço de equipamentos elétricos da indústria no tempo t .

PC_t é o preço do bem substituto no tempo t .

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

$$\ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 \ln(PC_t) \quad (3.12)$$

onde: $\ln(X)$ é o logaritmo neperiano da variável X e $\Theta_1 = \ln(k_1)$, $\Theta_2 = \alpha$, $\Theta_3 = \beta$, $\Theta_4 = \gamma$ e $\Theta_5 = \delta$.

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

A tabela 3.3 abaixo nos mostra, em detalhes, a descrição da variável, a *proxy* utilizada, sua fonte e a respectiva unidade de medida.

Tabela 3.3 Identificação das variáveis do modelo industrial.

Variável	Proxy Utilizada	Fontes	Unidade de Medida
Demanda Industrial	Consumo Industrial	Chesf	MWh
Tarifa da Classe Industrial	Tarifa Média Industrial Nacional ^(*)	IPEA/Eletrobrás	R\$/MWh
Preço de Máquinas e Equipamentos Elétricos da Indústria	IPA-OG - Máquinas e Equipamentos Industriais	FGV/IPA	Índice
Renda do Setor Industrial do NE	PIB Industrial do NE ^(*)	Sudene/Boletim Conjuntural	Milhões de R\$
Preço de Bens Substitutos	IPA-OG - Combustíveis e Lubrificantes	FGV/IPA	Índice

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

3.4 Estimação dos modelos

3.4.1 Estimação do modelo para a demanda residencial

A equação (3.8) foi estimada por três diferentes métodos econométricos usualmente utilizados em estudos desta natureza. O primeiro a ser utilizado foi o tradicional método de mínimos quadrados ordinários (MQO) sob as hipóteses do modelo linear geral⁶. Entretanto, em se tratando da estimação de um modelo de demanda, é provável que a hipótese de correlação nula entre regressor e erro possa estar sendo violada, devido à existência de uma eventual simultaneidade entre o consumo e a tarifa de energia elétrica. Por este motivo, apresenta-se uma estimação de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E)⁷, com a inclusão de variáveis instrumentais (VI), no intuito de corrigir os possíveis vieses gerados pela estimação direta de MQO.

Um problema comum em regressões envolvendo dados de série temporal é o fenômeno da regressão espúria. Este problema ocorre porque, se as séries temporais envolvidas forem não estacionárias⁸, exibindo fortes tendências (movimentos ascendentes ou descendentes continuados), o alto R^2 observado poderá ser devido à presença da tendência, e não à verdadeira relação entre as duas. Portanto, é muito útil verificar se a relação entre as variáveis econômicas é verdadeira ou espúria. O terceiro método a ser aplicado consiste na modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VEC), utilizando os procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1988 e 1991). Este método permite trabalhar com a questão da não estacionaridade, incluindo possíveis relações de simultaneidade entre as variáveis do modelo. Deve-se ressaltar que no caso de modelagem de séries temporais não-estacionárias, que é o caso específico deste estudo, este método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado, tanto para estimar a função demanda quanto para realizar previsões do consumo futuro de

⁶Em tais modelos, assume-se uma relação unidirecional de causa e efeito: as variáveis explicativas são a causa e a variável dependente é o efeito. Existem situações, no entanto, em que há um fluxo de influência em mão dupla entre as variáveis econômicas; ou seja, uma variável econômica afeta uma ou mais variáveis econômicas e, por seu lado, é afetada por ela(s). Neste caso, os estimadores de MQO são não somente viesados, mas também inconsistentes. Para uma discussão mais detalhada do método de mínimos quadrados ordinários (MQO), ver Greene (2000) e Gujarati (2000).

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

⁸Se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas.

energia elétrica, pois, por levar em consideração as variáveis e suas defasagens, concilia as tendências de curto e longo prazos.

Inicialmente, são analisados de forma conjunta os resultados referentes às duas primeiras estimações, os quais estão apresentados na tabela 3.4 a seguir.

Tabela 3.4 Estimação do modelo de demanda residencial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t)$$

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

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

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

De uma forma geral os resultados da estimação pelos métodos clássicos são bem expressivos, sendo que o melhor resultado obtido refere-se ao caso da estimativa por MQO. Neste caso, a hipótese de nulidade individual é rejeitada para todos os coeficientes com níveis de significância inferiores a 5%, as estimativas dos coeficientes apresentam os sinais teoricamente esperados, negativos para os dois preços (tarifa de energia elétrica e preço dos eletrodomésticos) e positivo para a renda; e os resíduos não apresentam problemas quanto a autocorrelação serial, heterocedasticidade e normalidade⁹.

A seguir são apresentados os resultados da modelagem VAR-VEC¹⁰, iniciando-se com os testes de raiz unitária que têm por objetivo testar a estacionaridade e a ordem de integração das variáveis do modelo.

⁹O valor da estatística d de Durbin-Watson ficou situado na zona de indecisão do teste ($d_l < d < d_u$), indicando que não podemos concluir se há ou não autocorrelação de primeira ordem. Através do teste d modificado, entretanto, rejeita-se a ausência de autocorrelação positiva a um nível de significância de 5% (Gujarati, 2000, pp.425).

¹⁰Maiores detalhes sobre a modelagem VAR-VEC, com ênfase na análise de co-integração podem ser vistos em Greene (2000), Hamilton (1994) e Gujarati (2000).

a) Testes de raiz unitária

A tabela 3.5 traz os resultados dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado – ADF¹¹ para as variáveis do modelo. Os valores críticos para a hipótese nula de uma raiz unitária são apresentados por Fuller (1976). Os resultados sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 5% para todas as variáveis. Por outro lado, ela é rejeitada ao nível de 1% para as primeiras diferenças de todas elas, concluindo-se serem tais variáveis integradas de ordem um. Desta forma, é possível que exista uma relação de co-integração entre elas.

Tabela 3.5 Resultados dos testes de raiz unitária^(*)

Variáveis (em log)	Variável em nível (X_t)			Primeira diferença da variável (ΔX_t)		
	Coeficiente	Estatíst. T	Prob.	Coeficiente	Estatíst. t	Prob.
$C_t(0)$	-0.026000	-1.318724	0.1279	-0.689348	-3.716375	0.0009
$P_t(1)$	-0.103263	-1.792752	0.0838	-1.131344	-5.933754	0.0000
$Y_t(0)$	-0.144335	-1.914908	0.0969	-0.876628	-4.655860	0.0001
$PE_t(1)$	0.001128	0.023843	0.9811	-1.058451	-5.502847	0.0000

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

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

b) Análise de co-integração

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

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

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

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

¹¹Este teste, assim como todo o procedimento de co-integração, podem ser encontrados em Enders (1995).

erro). Ele pode ser também interpretado como a velocidade de ajuste para o equilíbrio de longo prazo (JOHANSEN, 1988).

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

As estatísticas padrão e as estimativas para os procedimentos de Johansen estão listadas abaixo. Para a equação de demanda, como visto, as variáveis são o consumo por habitante (C_t), a tarifa média residencial (P_t), a renda per capita (Y_t) e o preço de eletrodomésticos (PE_t). O comprimento apropriado da defasagem no sistema VAR é obtido usando o critério de informação de Akaike, que indica uma ordem de integração igual a 1.

Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o sistema de equações na tabela 3.6 indicam a presença de um vetor co-integrante. Desde que há um único vetor co-integrante, normalizá-lo com respeito a um de seus elementos é suficiente para identificá-lo. Neste caso, a análise estatística do vetor estimado de co-integração, os testes t dos coeficientes e o teste de exogeneidade fraca na tabela 3.7 mostram que o vetor de co-integração pode ser normalizado com respeito ao consumo por habitante (C_t). Os sinais dos coeficientes no primeiro vetor foram como o esperado, ou seja, a renda é positivamente relacionada ao consumo, enquanto os preços mostraram-se negativamente relacionados.

Tabela 3.6 Análise de co-integração
Variáveis no Sistema (em log): $\Delta C_t - \Delta P_t - \Delta Y_t - \Delta PE_t$ (VAR = 1)

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

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

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

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

Tabela 3.7 Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca.

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

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

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

Portanto, a equação de co-integração relativa à variável consumo de energia elétrica pode ser escrita no seguinte formato:

$$C_t = 1.932 - 0.412 \cdot P_t + 1.429 \cdot Y_t - 0.734 \cdot PE_t \quad (3.14)$$

Se as variáveis co-integram, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas, e os coeficientes do vetor de co-integração serão as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica. A tabela 3.8 a seguir resume os resultados obtidos para as elasticidades de longo prazo pelos três diferentes métodos de estimação propostos.

Tabela 3.8 Estimativas das elasticidades de longo prazo

Métodos de Estimação	Elasticidades		
	Tarifa Residencial (P_t)	Renda Familiar (Y_t)	Preços de Eletrodomésticos (PE_t)
MQO	-0.778	0.553	-0.956
MQ2E (VI)	-0.742	0.881	-0.857
Johansen	-0.412	1.429	-0.734

Fonte: Elaboração própria.

c) *Estimação do modelo de correção de erro*

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

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_t + \alpha_2 \Delta Y_t + \alpha_3 \Delta PE_t + \alpha_4 \sum_{i=1}^k \Delta p_{t-i} + \alpha_5 EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

onde:

Δ indica a primeira diferença da variável;

C_t , P_t , Y_t , e PE_t , as variáveis previamente definidas (em log);

EC , o termo de correção de erro, dado pela relação de co-integração.

No contexto dessa equação, a dinâmica de curto prazo é estimada por MQO, visto que a dinâmica de longo prazo é capturada pela introdução do termo de correção de erro à equação (3.14). A tabela 3.9 a seguir mostra os resultados da estimação. Os sinais dos coeficientes das variáveis obtidos foram os esperados. O termo de correção de erro obtido do vetor de co-integração - a equação (3.14) - tem um coeficiente significativo, indicando que, depois de um determinado choque, o sistema se ajusta para o equilíbrio de longo prazo. Em particular, o valor estimado de $-0,2148$ significa que cerca de 21,48% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido anualmente.

Tabela 3.9 Resultados da estimação do modelo de correção de erro

Variável Dependente: ΔC_t		
Variável Explicativa	Coeficiente (α)	Teste t
Constante	0.060785	7.172297
ΔP_t	-0.133336	-2.320622
ΔY_t	0.110374	2.130102
ΔPE_t	-0.172570	-1.855027
$EC_t(-1)$	-0.214815	-3.461775

Estatísticas de Teste

R^2 : 0.698102

R^2 Ajustado: 0.601799

SQR: 0.033413

LR: 159.43179

Durbin-Watson: 1.807772

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

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

3.4.2 Estimação do modelo para a demanda comercial

A equação (3.10) foi estimada pelos mesmos métodos econométricos utilizados no caso da demanda residencial: método de mínimos quadrados ordinários (MQO), Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e modelagem (VAR-VEC). Os resultados referentes às duas primeiras estimações estão apresentados na tabela 3.10 a seguir.

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

Tabela 3.10. Estimação do modelo de demanda comercial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \cdot \ln(P_t) + \Theta_3 \cdot \ln(Y_t) + \Theta_4 \cdot \ln(PE_t)$$

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

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

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

De uma forma geral os resultados da estimação pelos métodos clássicos foram expressivos, com os coeficientes das variáveis renda e tarifa bastante significativos e com os sinais teoricamente esperados, negativos para a tarifa de energia elétrica e positivos para a renda. Com relação aos resíduos, os mesmos não apresentaram problemas quanto a heterocedasticidade e normalidade. Entretanto, o valor da estatística de Durbin-Watson foi inferior ao limite inferior do teste d para duas variáveis explicativas e trinta observações,

indicando que devemos rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação positiva¹² (GUJARATI, 2000).

Serão apresentados, a seguir, os resultados da modelagem VAR-VEC, iniciando-se com os testes de raiz unitária.

a) *Testes de raiz unitária*

A tabela 3.11 traz os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis do modelo. Os resultados sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 5% para todas as variáveis. Por outro lado, ela é rejeitada ao nível de 1% para as primeiras diferenças de todas elas, concluindo-se serem tais variáveis integradas de ordem um. Desta forma, é possível que exista uma relação de co-integração entre elas.

Tabela 3.11 Resultados dos testes de raiz unitária^(*)

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

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

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

b) *Análise de co-integração*

Depois que a ordem de integração foi determinada, as propriedades de co-integração da série são analisadas usando-se o procedimento de estimação de Johansen no contexto da equação (3.13). As estatísticas padrão e as estimativas para os procedimentos de Johansen estão listadas abaixo. Para a equação de demanda, como visto, as variáveis são o consumo do setor comercial (C_t), a tarifa média comercial (P_t) e o PIB do setor comercial (Y_t). O comprimento apropriado da defasagem no sistema VAR é obtido usando o critério de informação de Akaike, que indica uma ordem de integração igual a 1.

¹²Desta forma, embora os estimadores de MQO permaneçam não-viesados e consistentes, eles deixam de ser eficientes. Como resultado, os testes de significância t e F usuais não podem ser legitimamente aplicados, necessitando para isso de medidas corretivas.

Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o sistema de equações na tabela 3.12 indicam a presença de um vetor co-integrante. Neste caso, a análise estatística do vetor estimado de co-integração, os testes t dos coeficientes e o teste de exogeneidade fraca na tabela 3.13 mostram que o vetor de co-integração pode ser normalizado com respeito ao consumo (C_t). Os sinais dos coeficientes no primeiro vetor foram como o esperado, ou seja, a renda é positivamente relacionada ao consumo, enquanto os preços mostraram-se negativamente relacionados.

Tabela 3.12 Análise de co-integração
Variáveis no Sistema: $\Delta C_t - \Delta P_t - \Delta Y_t$ (VAR = 1)

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

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

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

Tabela 3.13. Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca

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

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

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

Portanto, a equação de co-integração relativa à variável consumo de energia elétrica na classe comercial pode ser escrita no seguinte formato:

$$C_t = 2.680 - 0.582 \cdot P_t + 1.022 \cdot Y_t \quad (3.16)$$

Se as variáveis co-integram, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas, e os coeficientes do vetor de co-integração serão as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica. A tabela 3.14 a seguir resume os resultados obtidos para as elasticidades de longo prazo pelos três diferentes métodos de estimação propostos.

Tabela 3.14. Estimativas das elasticidades de longo prazo

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

Fonte: Elaboração própria.

c) *Estimação do modelo de correção de erro*

Assim como no caso da seção anterior, nesta parte do estudo, a dinâmica de curto prazo será examinada usando uma estrutura econométrica que leve em consideração a relação de longo prazo entre as variáveis econômicas. As equações estimadas tomam, então, a forma da equação (3.15). A tabela 3.15 abaixo mostra os resultados da estimação. Os sinais dos coeficientes das variáveis obtidos foram os esperados. O termo de correção de erro obtido do vetor de co-integração tem um coeficiente significativo, indicando que, depois que um determinado choque, o sistema se ajusta para o equilíbrio de longo prazo. Em particular, o valor estimado de $-0,1623$ significa que cerca de 16,23% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido anualmente.

Tabela 3.15. Resultados da estimação do modelo de correção de erro

Variável Dependente: ΔC_t		
Variável Explicativa	Coefficiente (α)	Teste t
ΔP_t	-0.224072	-3.018900
ΔY_t	0.163304	1.954533
$EC_t(-1)$	-0.162299	-10.24630

Estatísticas de Teste

R^2 : 0.774386

R^2 Ajustado: 0.735452

SQR: 0.033776

LR: 160.65266

Durbin-Watson: 1.731117

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

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

3.4.3 Estimação do modelo para a demanda industrial

Assim como nos casos da demanda residencial e comercial, a equação (3.12) foi estimada por três métodos econométricos: método de mínimos quadrados ordinários (MQO), Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e modelagem (VAR-VEC). Inicialmente são

analisados conjuntamente os resultados referentes às duas primeiras estimações, os quais estão reportados na tabela 3.16 a seguir.

De uma forma geral, os resultados da estimação pelos métodos clássicos são expressivos, com todos os coeficientes significativos a 5% e apresentando os sinais teoricamente esperados, negativos para os dois preços (tarifa de energia elétrica e preço dos equipamentos elétricos industriais) e positivo para a renda e para o preço do bem substituto.

Tabela 3.16. Estimação do modelo para a demanda industrial

$$\text{Equação: } \ln(C_t) = \Theta_1 + \Theta_2 \ln(P_t) + \Theta_3 \ln(Y_t) + \Theta_4 \ln(PE_t) + \Theta_5 \ln(PC_t)$$

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

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

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

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

a) *Testes de raiz unitária*

A tabela 3.17 traz os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis do modelo. Os resultados sugerem que a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada ao nível de 5% para todas as variáveis. Por outro lado, ela é fortemente rejeitada ao nível de 1% para as primeiras diferenças de todas elas, concluindo-se serem tais variáveis integradas de ordem um. Desta forma, é possível que exista uma relação de co-integração entre elas.

Tabela 3.17. Resultados dos testes de raiz unitária^(*)

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

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

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

b) *Análise de co-integração*

Depois que a ordem de integração foi determinada, as propriedades de co-integração da série são analisadas usando-se o procedimento de estimação de Johansen no contexto da equação (3.13). As estatísticas padrão e as estimativas para os procedimentos de Johansen estão listadas abaixo. Para a equação de demanda, como visto, as variáveis são o consumo da classe industrial (C_t), a tarifa média industrial (P_t), o PIB Industrial (Y_t), o preço de equipamentos elétricos do setor industrial (PE_t) e o preço do bem substituto (PC_t). O comprimento apropriado da defasagem no sistema VAR é obtido usando o critério de informação de Akaike, que indica uma ordem de integração igual a 1.

Os resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o sistema de equações na tabela 3.18 indicam a presença de um vetor co-integrante. Neste caso, a análise estatística do vetor estimado de co-integração, os testes t dos coeficientes e o teste de exogeneidade fraca na tabela 3.19 mostram que o vetor de co-integração pode ser normalizado com respeito ao consumo do setor industrial (C_t). Os sinais dos coeficientes foram como o esperado, ou seja, a renda e o preço do bem substituto são positivamente relacionados ao consumo, enquanto as tarifas e os preços de equipamentos mostraram-se negativamente relacionados.

Tabela 3.18. Análise de co-integração

Variáveis no Sistema: $\Delta C_t - \Delta P_t - \Delta Y_t - \Delta PE_t - \Delta PC_t$ (VAR = 1)

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

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

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

Tabela 3.19. Estimativas dos coeficientes de longo prazo e teste de exogeneidade fraca

Variável (em log)	Coefficientes Estimados	Coefficientes Normalizados	Teste de Exogeneidade Frac ^(*)
C _t	-3.251322	1.0000	4.0124
P _t	-1.445500	0.44459	1.8568
Y _t	3.237739	-0.995822	0.8956
PE _t	-2.77322	0.852956	1.0356
PC _t	0.290899	-0.089471	0.6524

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

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

Portanto, a equação de co-integração relativa à variável consumo de energia elétrica na classe industrial pode ser escrita no seguinte formato:

$$C_t = - 5.295 - 0.445 \cdot P_t + 0.996 \cdot Y_t - 0.853 \cdot PE_t + 0.089 \cdot PC_t \quad (3.17)$$

Se as variáveis co-integram, pode-se dizer que há uma relação de longo prazo entre elas, e os coeficientes do vetor de co-integração serão as elasticidades de longo prazo da demanda por energia elétrica. A tabela 3.20 a seguir resume os resultados obtidos para as elasticidades de longo prazo pelos três diferentes métodos de estimação propostos.¹

Tabela 3.20. Estimativas das elasticidades de longo prazo

Métodos de Estimação	Elasticidades			
	Tarifa Industrial (P _t)	PIB (Y _t)	Preços de Eletr. (PE _t)	Preços do Substituto (PC _t)
MQO	-0.869	1.578	-0.553	0.335
MQ2E (VI)	-0.573	1.674	-0.653	0.262
Johansen	-0.445	0.996	-0.853	0.089

Fonte: Elaboração própria.

c) *Estimação do modelo de correção de erro*

Nesta parte do estudo, a dinâmica de curto prazo será examinada usando uma estrutura econométrica que leve em consideração a relação de longo prazo entre as variáveis econômicas. As equações estimadas tomam, então, a seguinte forma:

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \Delta P_t + \alpha_2 \cdot \Delta Y_t + \alpha_3 \cdot \Delta PE_t + \alpha_4 \cdot \Delta PC_t + \alpha_5 \sum_{i=1}^k \Delta p_{t-i} + \alpha_6 EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

onde: Δ indica a primeira diferença da variável;

C_t, P_t, Y_t, PE_t e PC_t, as variáveis previamente definidas (em log);

EC, o termo de correção de erro.

A tabela 3.21 abaixo mostra os resultados da estimação. Os sinais dos coeficientes das variáveis obtidos foram os esperados. O termo de correção de erro obtido do vetor de co-integração tem um coeficiente significativo indicando que, depois de um determinado choque, o sistema se ajusta para o equilíbrio de longo prazo. Em particular, o valor estimado de $-0,1862$ significa que cerca de 18,62% do desequilíbrio de curto prazo em relação à trajetória de longo prazo é corrigido anualmente.

Tabela 3.21. Resultados da estimação do modelo de correção de erro

Variável Dependente: ΔC_t		
Variável Explicativa	Coeficiente (α)	Teste t
$\Delta C_t (-1)$	-0.376330	-2.550157
ΔY_t	0.303460	2.873838
ΔPC_t	0.119199	1.864890
$\Delta P_t(-1)$	-0.049954	-0.659827
$\Delta PE_t(-1)$	-0.148408	-1.429837
$EC_t(-1)$	-0.186243	-6.267951
Constante	-0.073799	-3.179108

Estatísticas de Teste

R^2 : 0.808320

R^2 Ajustado: 0.756043

SQR: 0.037420

LR: 55.31710

Durbin-Watson: 1.564913

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

Nota: Os valores entre parênteses se referem à defasagem da variável. Todas as variáveis foram logaritimizadas.

3.4.4 Análise comparativa das elasticidades preço e renda da demanda por energia elétrica

As tabelas a seguir apresentam um resumo das estimativas das elasticidades-renda e preço obtidas para a demanda por energia elétrica no Nordeste, juntamente com resultados de outros estudos importantes da literatura nacional e internacional. Embora os resultados das estimações não sejam diretamente comparáveis, devido às especificidades de cada modelo em termos de variáveis utilizadas, períodos de estimação e hipóteses consideradas, podemos observar que os resultados aqui obtidos estão de acordo com a teoria econômica em termos de

magnitudes e sinais esperados. Além disso, as estimativas se mostraram robustas e estatisticamente significativas e os modelos apresentaram bom poder de explicação.

Tabela 3.22. Elasticidades-preço e renda para a classe residencial

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

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

A partir dos resultados apresentados na tabela anterior, para o caso do consumo da classe residencial, podemos observar que, exceto para o trabalho de Andrade e Lobão (1997), as elasticidades-preço de curto prazo são inferiores (em valor absoluto) às elasticidades de longo prazo, corroborando os resultados obtidos neste estudo para o Nordeste. Nos estudos, os módulos das elasticidades-preço oscilam no intervalo [0,06; 0,28] para o curto prazo, e no intervalo [0,05; 0,97] para o longo prazo. As elasticidades-preço obtidas para o Nordeste (-0,133 e -0,412) estão próximas dos valores obtidos por Modiano (1984) para o Brasil (-0,118 e -0,403). Além disso, a elasticidade-preço de longo prazo para o Nordeste teve um valor próximo ao obtido para estudos similares com outros países da América Latina (-0,48 para a média dos estudos), diferentemente do valor da elasticidade-preço em países desenvolvidos (-0,97). Assim como no estudo de Schmidt e Lima (2002) para o Brasil, a elasticidade-preço de eletrodomésticos (-0,734) teve um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica (-0,412), indicando que um impacto nos preços dos eletrodomésticos tem um efeito

maior no consumo do que um impacto no preço da energia elétrica. Ainda com relação à elasticidade-preço do consumo por energia elétrica na classe residencial, vale ressaltar o comentário de Schmidt e Lima (2002), segundo o qual o racionamento iniciado em junho de 2001, incluindo as regiões Sudeste, Nordeste e Centro Oeste, assim como os estados do Pará, Tocantins e Maranhão, se deu via preço, ou seja, aqueles que ficassem com o consumo aquém da meta estipulada pelo governo ganhariam desconto na tarifa e aqueles que extrapolassem teriam de pagar uma tarifa mais elevada. No entanto, como houve uma significativa resposta da população em relação à redução no consumo residencial, os autores levantaram um questionamento sobre o baixo valor da elasticidade-preço que obtiveram em seu estudo (-0,085), o que significa que um aumento de 1% nos preços acarretaria uma redução de apenas 0,085% no consumo residencial. Isto leva a crer que a elasticidade-preço obtida neste estudo para o Nordeste, por ser menos inelástica, esteja mais de acordo com o efeito do racionamento no consumo residencial por energia elétrica.

No que se refere à elasticidade-renda do consumo residencial, podemos observar que, assim como no caso da elasticidade-preço, os valores foram superiores no longo prazo em relação aos valores de curto prazo. Nos estudos, os valores das elasticidades-renda oscilam no intervalo [0,110; 0,332] para o curto prazo, e no intervalo [0,200; 1,429] para o longo prazo. Portanto, existe uma maior divergência nos estudos quanto à estimativa da elasticidade-renda de longo prazo. Enquanto alguns estudos apresentam valores no intervalo [0,20; 0,66], outros estudos apresentam valores no intervalo [1,120; 1,429]. As elasticidades-renda obtidas para o Nordeste (0,110 e 1,429) estão de acordo com os valores obtidos por Modiano (1984) para o Brasil (0,332 e 1,130), ou seja, inelástica no curto prazo e elástica no longo prazo.

Tabela 3.23. Elasticidades-preço e renda para a classe comercial

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

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

Assim como no caso da classe residencial, os módulos das elasticidades-preço e renda de curto prazo foram inferiores aos de longo prazo para a classe comercial. Nos estudos, os módulos das elasticidades-preço oscilam no intervalo [0,06; 0,35] para o curto prazo, e no intervalo [0,174; 0,99] para o longo prazo. A elasticidade-preço de longo prazo obtida para o consumo comercial de energia elétrica no Nordeste (-0,582) tem um valor próximo dos obtidos para estudos similares em outros países da América Latina (-0,48 para a média dos estudos), portanto menos inelásticos que os valores obtidos por Modiano (1984) e Schmidt e Lima (2002) para o Brasil (-0,183 e -0,174, respectivamente). Já os estudos para países desenvolvidos apresentaram elasticidades-preço de longo prazo ainda menos inelásticas (-0,99 para a média dos estudos).

No que se refere à elasticidade-renda do consumo comercial, os valores obtidos nos estudos oscilam no intervalo [0,163; 0,362] para o curto prazo, e no intervalo [0,375; 1,068] para o longo prazo, verificando-se, portanto, uma maior divergência nos estudos quanto à estimativa da elasticidade-renda de longo prazo. Enquanto alguns estudos apresentam valores no intervalo [0,375; 0,636], outros estudos apresentam valores no intervalo [0,86; 1,068]. A elasticidade-renda de longo prazo obtida para o consumo comercial de energia elétrica no Nordeste (1,022) tem um valor próximo ao obtido por Modiano (1984) para o Brasil (1,068), sendo um pouco superior ao obtido em países desenvolvidos (0,86). Já a elasticidade-renda de

curto prazo para o Nordeste (0,163), teve um valor um pouco inferior ao obtido em países desenvolvidos (0,19) e no estudo de Modiano (0,362).

Tabela 3.24. Elasticidades-preço e renda para a classe industrial

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

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

A partir dos resultados apresentados na tabela anterior, para o caso do consumo da classe industrial, podemos observar que, exceto para o trabalho de Modiano (1984), as elasticidades-preço de curto prazo são inferiores (em valor absoluto) às elasticidades de longo prazo, corroborando os resultados obtidos neste estudo. De uma maneira geral, os módulos das elasticidades-preço oscilam no intervalo [0,05; 0,89] para o curto prazo, e no intervalo [0,22; 1,15] para o longo prazo. Entretanto, se fizermos uma distinção entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, esta variação nas elasticidades-preço de longo prazo fica menos acentuada. Nos países em desenvolvimento, como o Brasil e alguns países da América Latina, os módulos das elasticidades-preço de longo prazo oscilam no intervalo [0,22; 0,65], sendo inelásticas. Já para os países desenvolvidos, a média dos valores obtidos nos estudos é de -1,15, ou seja, elástica. Isto leva a crer que em países desenvolvidos existe uma maior resposta do consumo industrial de energia elétrica no longo prazo em função de alterações em seus preços do que países em desenvolvimento.

A elasticidade-preço de curto prazo para o consumo industrial no Nordeste foi bastante inelástica (-0,05), indicando uma pequena resposta no consumo industrial a alterações nos

preços da energia elétrica no curto prazo. Isto ocorre sobretudo devido à ausência de um bem substituto de curto prazo para a energia elétrica na classe industrial. Já a elasticidade-preço de longo prazo (-0,445) apresentou um resultado bastante próximo da média dos estudos para a América Latina (-0,45) e do valor obtido por Schmidt e Lima (2002) para o Brasil (-0,545). Assim como no caso da classe residencial, a elasticidade-preço de equipamentos elétricos (-0,853) teve um valor superior em módulo à elasticidade-preço da energia elétrica (-0,445), indicando que um impacto nos preços dos equipamentos elétricos tem um efeito maior no consumo do que um impacto no preço da energia elétrica.

No que se refere à elasticidade-preço de bens substitutos, verificamos um valor baixo (0,089), indicando que, a nível industrial, o consumo de energia elétrica no Nordeste sofre pouca influência a variações no preço destes bens. Ao contrário do estudo de Schmidt e Lima (2002), que encontram uma elasticidade negativa, o valor positivo obtido para o Nordeste está de acordo com o esperado na teoria.

No que se refere à elasticidade-renda do consumo industrial, podemos observar que, assim como no caso da elasticidade-preço, os valores foram superiores no longo prazo em relação aos valores de curto prazo. Nos estudos, os valores das elasticidades-renda oscilam no intervalo [0,30; 0,63] para o curto prazo, e, a não ser pelo estudo de Schmidt e Lima (2002) para o Brasil, oscilam no intervalo [0,996; 1,360] para o longo prazo. Em seu estudo, Schmidt e Lima (2002) obtiveram um valor de 1,916 para a elasticidade-renda de longo prazo da classe industrial, o que, de acordo com os autores, é um valor relativamente alto quando comparado com valores obtidos em outros estudos. Os autores esperavam encontrar um valor em torno de um. O valor encontrado para a elasticidade-renda de longo prazo para o consumo de energia elétrica no Nordeste (0,996), corrobora as expectativas dos autores.

A tabela 3.25 a seguir apresenta um resumo dos resultados obtidos para as elasticidades-preço e renda para o consumo de energia elétrica no Nordeste nas classes residencial, comercial e industrial.

Tabela 3.25. Elasticidades-preço e renda para o consumo de energia elétrica no Nordeste

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

Fonte: Elaboração própria.

Através da tabela 3.25 podemos verificar que as elasticidades-preço da energia elétrica no Nordeste mostraram-se menos inelásticas na classe comercial, quando comparadas às outras classes de consumo, tanto no curto quanto no longo prazo. No caso da elasticidade-renda, o consumo na classe residencial apresentou uma maior resposta à renda (1,429 no longo prazo), quando comparado com o consumo nas classes comercial e industrial, que obtiveram valores próximos de um. Por último, conforme já mencionado, as comparações dos valores obtidos para as elasticidades-preço e renda do Nordeste com os valores obtidos em outros estudos não são tão simples, uma vez que cada estudo tem sua especificidade, no que se refere às variáveis utilizadas, método de estimação, fontes dos dados e período da análise. No entanto, estas comparações permitem dar uma idéia da magnitude e do sinal dos valores obtidos.

3.5 Previsões para a demanda por energia elétrica no Nordeste

A partir dos modelos estimados na seção anterior, serão feitas previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no horizonte 2004-2010. Tais previsões serão feitas a partir de três cenários macroeconômicos alternativos e serão revisadas para levar em conta a influência do racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001, motivo pelo qual foram consideradas hipóteses sobre a recuperação do consumo de energia elétrica em cada uma das classes analisadas.

3.5.1 Cenários utilizados nas previsões

Uma questão importante quando se trabalha com modelos de previsão é relativa à elaboração dos cenários possíveis para as variáveis do modelo, o que é fundamental para qualquer exercício de planejamento. O propósito primário de um cenário não é o de predizer o futuro, mas de organizar, sistematizar e delimitar as incertezas, explorando os pontos de mudança ou manutenção dos rumos de uma dada evolução de situações.

Algumas empresas estatais, especialmente a Petrobrás e a Eletrobrás, têm elaborado cenários tentando antecipar o futuro sobre o comportamento da oferta e da demanda por energia. Desta forma, com o objetivo de mapear as incertezas sobre a evolução futura da economia brasileira, a Eletrobrás, no primeiro semestre de 2002, coordenou um estudo para

discutir os condicionantes do futuro do mercado de energia elétrica no Brasil. No médio e longo prazos, os pontos destacados foram o crescimento econômico, a racionalização, a substituição de energia elétrica por outro energético e o comportamento das tarifas de energia elétrica. Com base nesta análise foram construídos três cenários macroeconômicos que serviram de base para a previsão do mercado de energia elétrica no Plano Decenal de Expansão (2003-2012). A tabela 3.26 a seguir apresenta resumidamente a caracterização desses cenários.

Tabela 3.26. Caracterização dos cenários macroeconômicos

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

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

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

Tabela 3.27. Crescimento anual do PIB do Nordeste (%)

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

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

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

Tabela 3.28. Crescimento anual da população do Nordeste (%)

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

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

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

3.5.2 Racionamento e recuperação do consumo

Conforme foi mencionado, foram utilizados dados anuais de 1970 a 2000 para realizar previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no período de 2004 a 2010. Optou-se, inicialmente, por não utilizar os dados de 2001 a 2003, já disponíveis, uma vez que o racionamento de energia elétrica, iniciado em 01 de junho de 2001 e encerrado em 01 de março de 2002, alterou o comportamento dos consumidores, que tiveram de se adaptar às metas estipuladas pelo governo¹³. Desta forma, a inclusão de tais dados comprometeria os resultados de estimação das elasticidades, uma vez que, no racionamento, as séries históricas de demanda por energia elétrica no Nordeste sofreram uma quebra estrutural, devido à mudança no padrão de consumo das classes. Para verificar este efeito, podemos analisar as tabelas 3.29a, 3.29b e 3.29c, que mostram a redução no consumo verificado em relação ao consumo previsto, ocorrido nos anos de 2001, 2002 e 2003, para as três classes. Como era de se esperar devido ao efeito do racionamento, houve uma considerável redução no consumo verificado em relação ao consumo previsto pelo modelo. A partir dos dados apresentados nas tabelas, temos que a diferença percentual entre o consumo previsto pelo modelo e o consumo verificado após o início do racionamento foi de -22,33% para a classe residencial, -18,30% para a classe comercial e -12,63% para a industrial, significando uma resposta satisfatória destas classes de consumo ao racionamento. Verifica-se, ainda, que a diferença percentual

¹³Para as classes residencial e comercial, estas metas consistiam em uma redução de 20% em relação ao consumo médio verificado nos meses de maio, junho e julho de 2000. Já com relação ao setor industrial, o percentual de redução dependeria do setor de atividade da empresa. Aqueles que ficassem aquém da meta ganhariam desconto na tarifa, enquanto aqueles que extrapolassem teriam de pagar uma tarifa mais elevada.

entre o valor de consumo previsto pelo modelo e o valor verificado está diminuindo após o fim do racionamento, indicando uma recuperação na tendência de consumo de longo prazo.

Tabela 3.29a. Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe residencial

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

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3.29b. Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe comercial

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

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3.29c. Consumo de energia elétrica no Nordeste – classe industrial

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

Fonte: Elaboração própria.

Do exposto antes, a partir dos dados históricos do período anterior ao racionamento, pode-se realizar previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste sem os efeitos do mesmo. No entanto, a questão importante após a quebra estrutural introduzida pelo racionamento é: como o consumidor irá se comportar a partir de então? Haverá uma recuperação consistente na tendência de consumo no longo prazo? Como se dará essa recuperação? Esse comportamento diferirá entre as classes de consumo?

Com o passar dos anos, à medida que forem disponíveis novas observações, poderão ser desenvolvidos estudos mais precisos capazes de obter respostas para estas questões. No entanto, podemos, através de alguma hipótese assumida para a recuperação do consumo,

“revisar” os consumos previstos em cada classe para o período pós-acionamento, numa tentativa de melhorar as previsões.

Podemos adotar, a título de proposta inicial, a informação sobre a taxa de recuperação correspondente ao biênio 2002-2003. Em 2003, a diferença entre o valor previsto e o observado foi menor que a diferença entre o valor previsto e o observado em 2002, para as três classes. Ainda, esta diferença sofreu um decréscimo de cerca de 7,6% na classe residencial, 24,8% na comercial e 30,2% na industrial. Supondo que nos próximos anos esta queda na diferença entre o valor previsto e o observado ocorra a uma taxa constante (decaimento geométrico), podemos usar esse fator de decaimento (α)¹⁴ para atualizar o desvio da observação em relação ao valor previsto, de forma a revisar as previsões. A tabela 3.30 a seguir apresenta os valores do parâmetro α a ser utilizado na revisão das previsões.

Tabela 3.30. Recuperação da tendência de longo prazo

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

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

3.5.3. Previsões da demanda por energia elétrica nas classes residencial, comercial e industrial

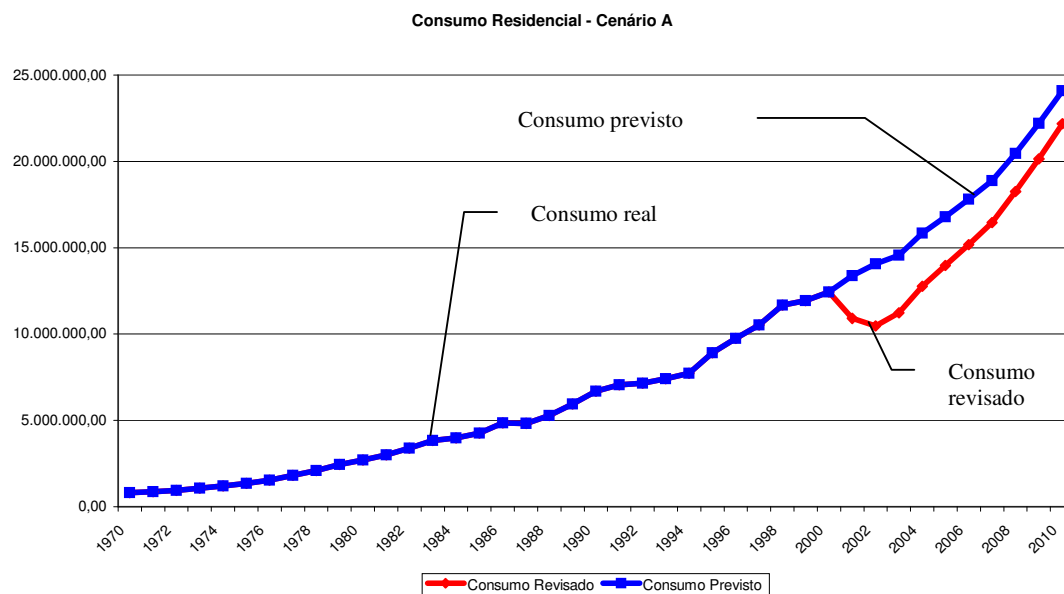
A tabela 3.31 apresenta as previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste na classe residencial, levando-se em conta a hipótese feita para a recuperação no consumo no período pós-acionamento. As figuras 3.4a, 3.4b e 3.4c mostram os gráficos dos consumos residenciais de energia elétrica, previstos e revisados, para os três cenários alternativos.

¹⁴Para cada classe, α assume um valor entre zero e um. Um $\alpha = 0$ significa que não haveria uma recuperação do consumo em relação à sua previsão original, mesmo no longo prazo. $\alpha = 1$ significa uma recuperação imediata (logo após o racionamento, os consumidores voltam ao nível de consumo previsto no modelo). Valores intermediários significam uma recuperação do consumo no longo prazo.

Tabela 3.31. Previsões do Consumo Residencial de Energia Elétrica no Nordeste

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

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 3.4a.** Consumo Residencial – Cenário A

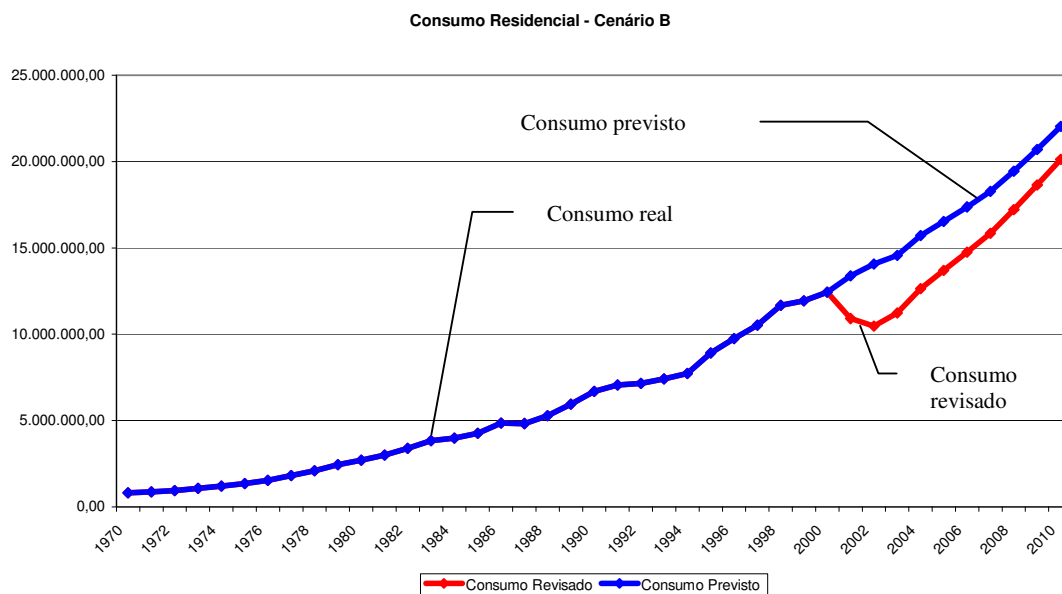


Figura 3.4b. Consumo Residencial – Cenário B

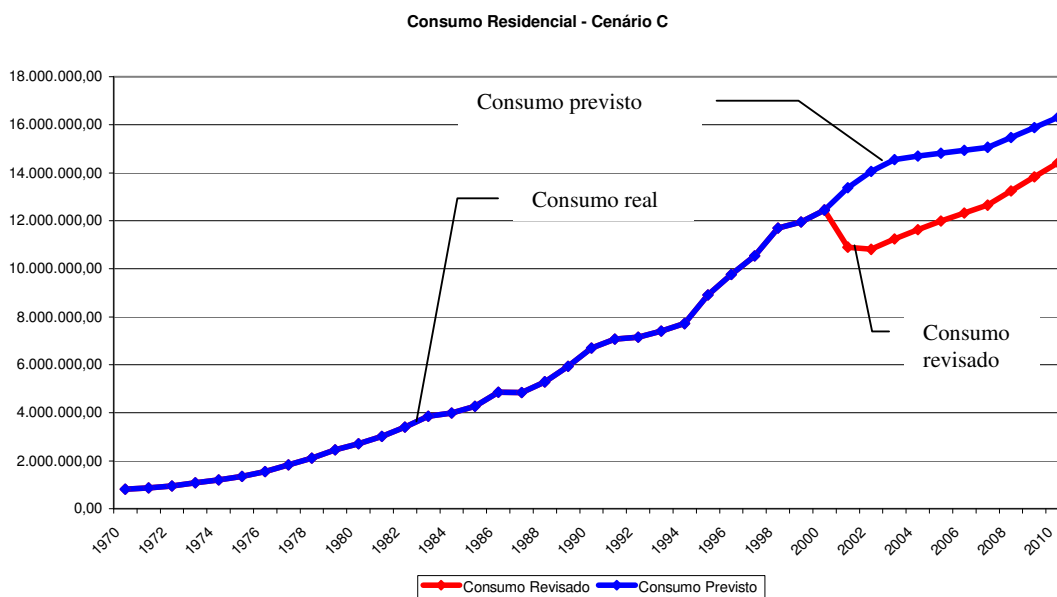


Figura 3.4c. Consumo Residencial – Cenário C

Mantidas as taxas de recuperação do consumo observadas no biênio 2002-2003, pode-se observar, através dos gráficos mostrados acima, que o nível do consumo residencial apresentado em 2000 somente será novamente alcançado a partir de meados de 2004, 2005 e 2007, para os cenários A, B e C, respectivamente.

A tabela 3.32 apresenta as previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste na classe comercial, levando-se em conta a hipótese feita para a recuperação no consumo no período pós-acionamento. As figuras 3.5a, 3.5b e 3.5c mostram os gráficos dos consumos de energia elétrica da classe comercial, previstos e revisados, para os três cenários alternativos.

Tabela 3.32. Previsões do Consumo Comercial de Energia Elétrica no Nordeste

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

Fonte: Elaboração própria.

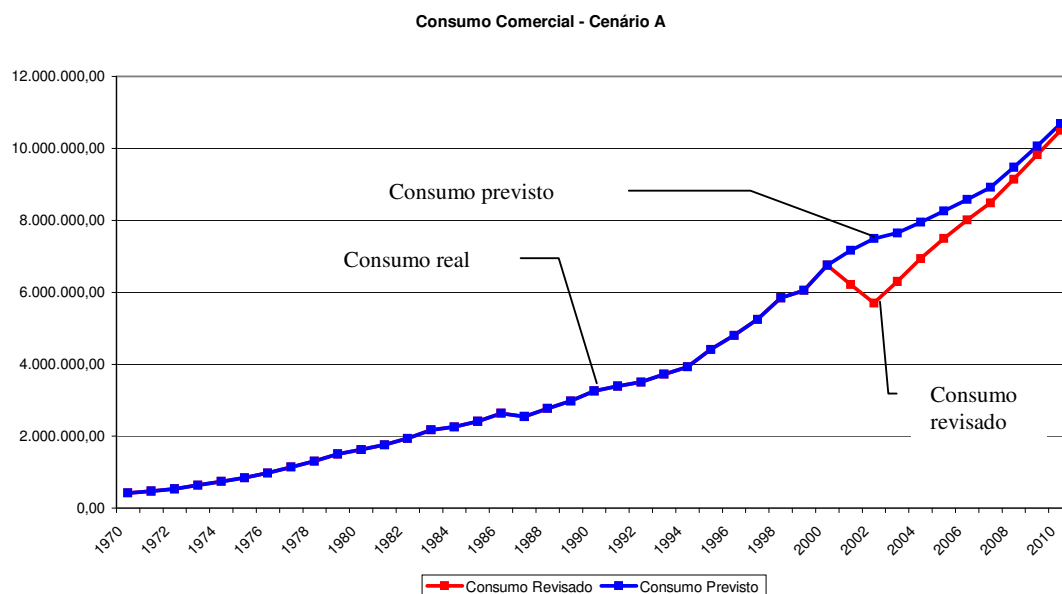


Figura 3.5a. Consumo Comercial – Cenário A

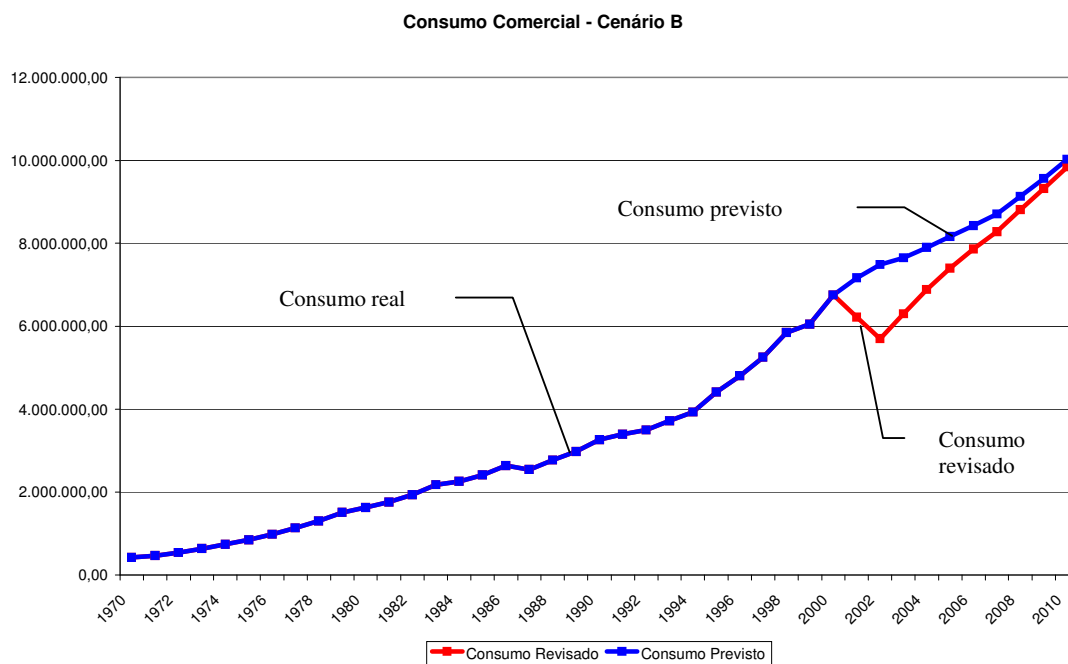


Figura 3.5b. Consumo Comercial – Cenário B

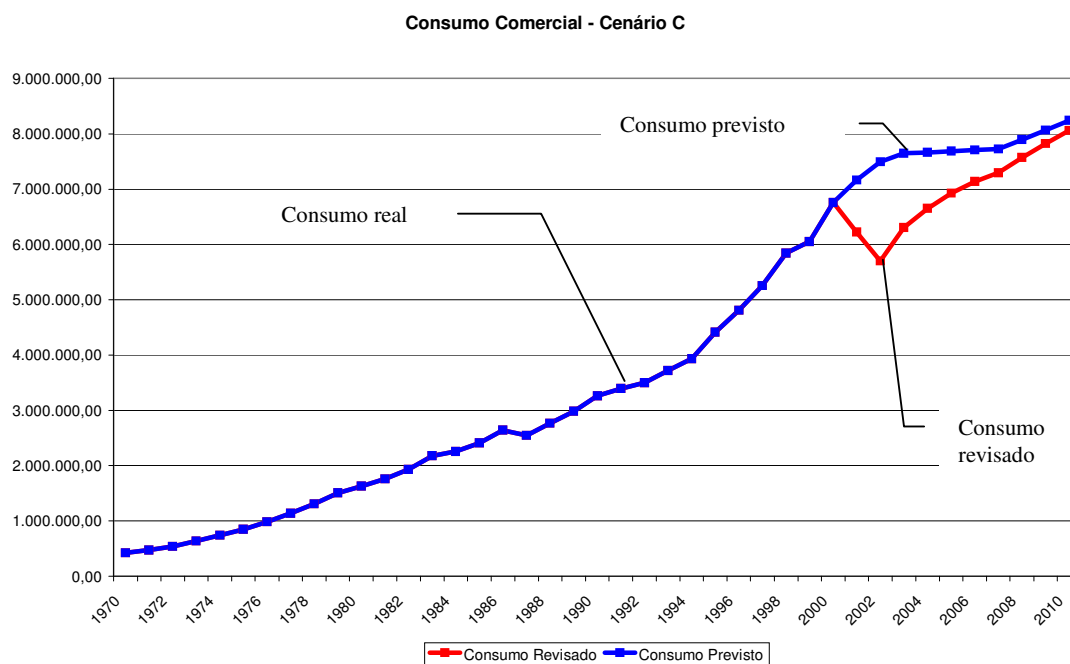


Figura 3.5c. Consumo Comercial – Cenário C

Mantidas as taxas de recuperação do consumo comercial observadas no biênio 2002-2003, pode-se observar, através dos gráficos acima, que o nível do consumo comercial apresentado em 2000 será novamente alcançado a partir de meados de 2004, 2004 e 2005, para os cenários A, B e C, respectivamente.

A tabela 3.33 apresenta as previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste na classe industrial, levando-se em conta a hipótese feita para a recuperação no consumo no período pós-acionamento. As figuras 3.6a, 3.6b e 3.6c mostram os gráficos dos consumos de energia elétrica da classe industrial, previstos e revisados, para os três cenários alternativos.

Tabela 3.33. Previsões do Consumo Industrial de Energia Elétrica no Nordeste

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

Fonte: Elaboração própria

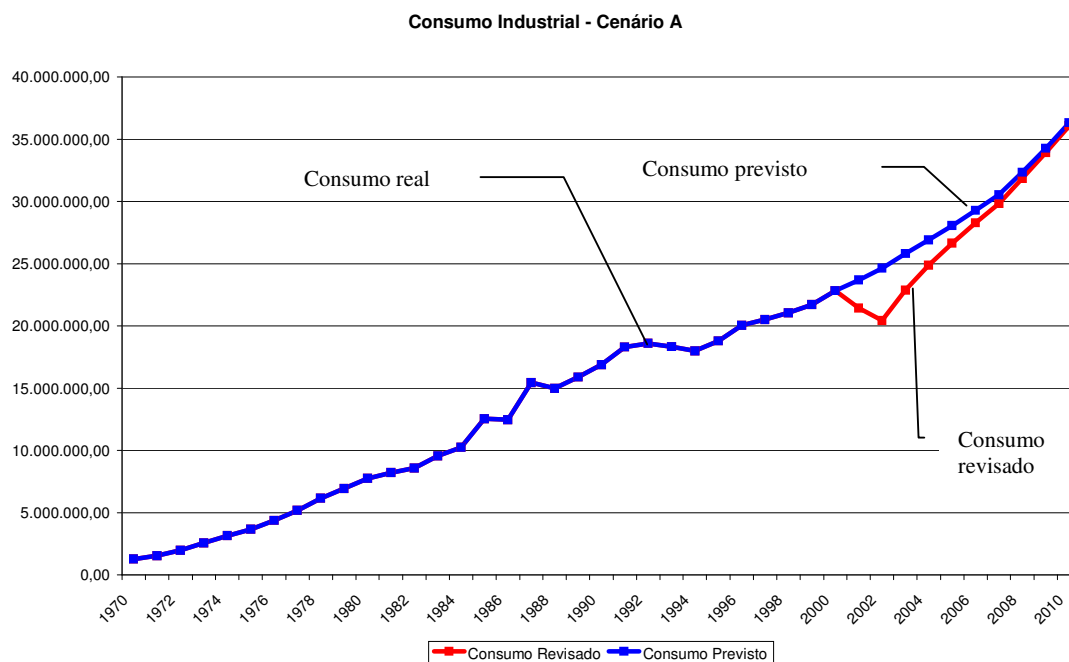


Figura 3.6a. Consumo Industrial – Cenário A

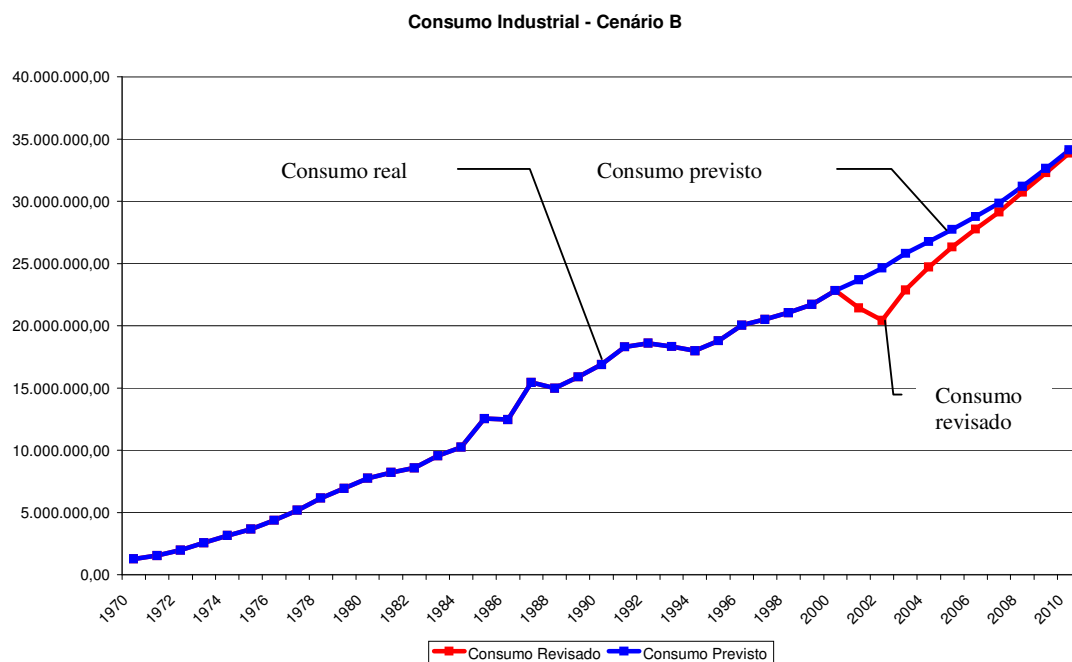


Figura 3.6b. Consumo Industrial – Cenário B

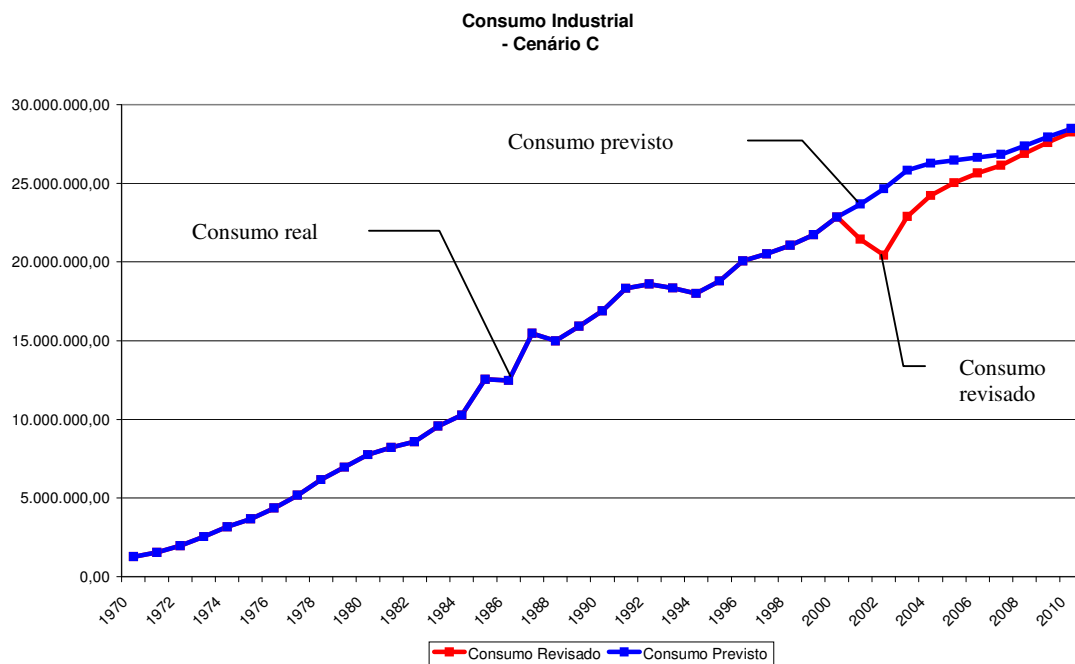


Figura 3.6c. Consumo Industrial – Cenário C

Mantidas as taxas de recuperação do consumo industrial observadas no biênio 2002-2003, pode-se observar, através dos gráficos acima, que o nível do consumo industrial apresentado em 2000 foi alcançado em 2003, indicando uma maior recuperação do consumo industrial em relação às demais classes estudadas.

3.6. Considerações finais

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

Conforme discutido na seção 3.4, os modelos ajustados apresentaram um bom poder de explicação e os valores das elasticidades estimadas foram próximos aos obtidos em outros estudos similares. Além disso, as elasticidades apresentaram o sinal esperado da teoria econômica. Para estimar os parâmetros dos modelos, optou-se por utilizar a modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VEC). Como as variáveis apresentaram-se não estacionárias, porém com a mesma ordem de integração, este método permitiu trabalhar com a questão da não estacionaridade, através de uma análise de co-integração. Deve-se ressaltar que, na modelagem de séries temporais não-estacionárias, caso específico deste estudo, este método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado, tanto para estimar a função demanda quanto para realizar previsões do consumo futuro de energia elétrica, por conciliar as tendências de curto e longo prazos.

A partir dos modelos estimados, foram feitas previsões para o consumo de energia elétrica no Nordeste no horizonte 2004-2010. Tais previsões foram feitas a partir de três cenários macroeconômicos que serviram de base para a elaboração do Plano Decenal de Expansão (2003-2012) da Eletrobrás, apresentados na seção 3.5. Para “revisar” as previsões,

que inicialmente desconsideraram o efeito do racionamento, supôs-se que, nos próximos anos, a diferença entre o valor previsto pelo modelo e o observado após o racionamento diminua a uma taxa constante, verificada no biênio 2002-2003. Esta hipótese poderá ser testada na medida em que novas observações do período pós-acionamento estejam disponíveis para análise.

Finalmente, conforme destacado na seção 3.1, o desenvolvimento de modelos de previsão é de interesse fundamental por parte dos diversos agentes do setor elétrico. As empresas de distribuição, por exemplo, necessitam de maior acurácia em suas previsões de demanda, a fim de reduzirem seus riscos de contratação. Para fins de planejamento, as empresas de geração também necessitam de estudos de demanda, como ferramentas de tomadas de decisão referentes à alocação de investimentos. Ainda, conforme estabelece o novo modelo, o planejamento da expansão do sistema realizado pelo MME, que tinha caráter indicativo passa a ser determinativo, onde caberá ao governo a decisão relativa à expansão da oferta e onde e quando devem ser priorizados os investimentos. Com isso, previsões de crescimento de demanda, como as realizadas neste estudo para o Nordeste, poderão servir de subsídio a este planejamento estratégico do setor elétrico.

De tudo isso, devido às recentes mudanças institucionais ocorridas no setor elétrico brasileiro, ressalta-se a importância da continuidade de estudos similares para o setor. A título de proposta para trabalhos futuros, podemos incluir o estudo mais detalhado do impacto do racionamento sobre o consumo de energia elétrica nas classes residencial, comercial e industrial. Podemos incluir ainda, uma extensão do trabalho utilizando dados para as demais regiões do Brasil, a fim de comparar os resultados obtidos em termos de elasticidades preço e renda com os resultados obtidos neste estudo para o Nordeste. Além disso, conforme realizado em países desenvolvidos, podemos sugerir o desenvolvimento de estudos com microdados, que podem agregar informações específicas em relação ao uso final da energia elétrica em cada classe. Tais estudos, no entanto, possuem um alto custo operacional, pois necessitam de uma extensa base de dados, somente obtida através da elaboração de pesquisas amostrais específicas.

CAPÍTULO 4 MODELO DE PREVISÃO DE PREÇOS NO MERCADO *SPOT* DE ENERGIA ELÉTRICA

4.1 Introdução

A indústria de energia elétrica em muitos países vem passando por intensas mudanças, sobretudo devido à transição de um modelo operacional centralizado para um modelo que estimula a competição entre os agentes. Neste sentido, o entendimento da oferta de energia elétrica como sendo um bem público tem sido substituído pela visão de que um mercado competitivo pode trazer eficiência ao setor, implicando em um menor custo de fornecimento e em uma maior confiabilidade do sistema.

De acordo com Nogales et al (2003), estudos que abordam previsão de preços estão se tornando cada vez mais relevantes para aqueles que operam nos novos mercados de energia elétrica. Tanto para mercados *Spot*, quanto para os contratos de longo prazo, previsões de preço são necessárias, seja para o desenvolvimento de estratégias ótimas de participação em leilões de comercialização de energia - de forma a maximizar lucros – seja para o estabelecimento de portfólios de venda e compra de energia elétrica por parte de produtores e consumidores.

Atualmente, no Brasil, o Mercado Atacadista de Energia (MAE) realiza a liquidação de energia elétrica no mercado *Spot* utilizando-se de preços semanais, calculados a partir de modelos de otimização. No entanto, seguindo a linha dos demais países, existe uma tendência para que os preços de energia elétrica passem a ser calculados em base horária ou a cada meia hora. Nos países onde isto acontece, os modelos ARIMA, introduzidos por Box e Jenkins (1972), estão sendo utilizados em previsões de preços *Spot* de energia elétrica, principalmente devido à sua acurácia, facilidade de implementação e a um amplo conjunto de rotinas computacionais disponíveis para estimação. Desta forma, os modelos ARIMA têm sido utilizados em mercados de energia elétrica, inicialmente para previsões de carga e recentemente para previsões de preços *Spot* (NOGALES et al, 2003). Uma alternativa que se apresenta em muitos estudos, a utilização de Redes Neurais Artificiais - RNA (RAMSAY e

WANG, 1998) vem ganhando especial atenção pela sua habilidade de aprendizado e por sua capacidade de generalização, associação e busca paralela, identificando e assimilando as características mais marcantes das séries, tais como sazonalidade, periodicidade, tendências, entre outras. Esta metodologia, entretanto, requer uma extensa base de dados para a fase de busca e aprendizado, o que limita a aplicação em situações onde não se dispõe de muitas observações, como é o caso deste trabalho. Além disso, a metodologia de redes neurais artificiais requer um cuidado especial no tipo de rede a ser utilizado, o que tem impacto decisivo na acurácia das previsões. Portanto, preferiu-se partir para o uso da metodologia ARIMA, uma vez que os procedimentos de identificação, estimação e diagnóstico encontram-se disponíveis em pacotes computacionais. Além disso, o uso da metodologia ARIMA permite a comparação dos erros percentuais absolutos médios de previsão com os obtidos em outros estudos similares.

Desta forma, este capítulo traz uma proposta de metodologia para previsão de preços de energia elétrica no Brasil baseada na análise de séries temporais conhecida na literatura como modelos de previsão ARIMA. Serão utilizados, nas estimações, dados de preços semanais no período de maio de 2002 a dezembro de 2003¹⁵, referentes aos quatro submercados (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste), os quais encontram-se disponibilizados no *site* do MAE (www.mae.org.br).

Dentro deste contexto, este capítulo traz uma contribuição, uma vez que, conforme já ocorre em outros países, a metodologia de previsão através de modelos ARIMA consistirá em uma ferramenta de análise e previsão de preços de energia elétrica.

O presente capítulo está dividido em 5 seções, além da presente introdução. Na seção 4.2, apresenta-se uma breve discussão sobre o Mercado Atacadista de Energia (MAE) e o processo de formação de preços *Spot* de energia elétrica. Na seção 4.3, faz-se uma revisão da literatura sobre os principais trabalhos que utilizam modelos de previsão de séries temporais e sua aplicação em mercados de energia elétrica. Na seção 4.4 aborda-se a metodologia ARIMA, incluindo as técnicas de identificação, estimação e checagem de diagnóstico dos modelos de previsão. Na seção 4.5 faz-se a identificação, a estimação dos modelos e as previsões referentes às últimas cinco semanas do período de maio de 2002 a dezembro de 2003, para cada um dos quatro submercados do Sistema Interligado Nacional (Norte,

¹⁵Este período está compreendido entre duas Resoluções Normativas da Aneel que afetaram de forma significativa a forma de cálculo dos preços do MAE.

Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste). Na última seção, são apresentadas as considerações finais do capítulo.

4.2 O Mercado Atacadista de Energia Elétrica¹⁶

O Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE) é uma empresa de direito privado responsável pela administração das transações de compra e venda de energia elétrica entre os agentes de mercado, sendo suas atividades regulamentadas e fiscalizadas pela ANEEL. Entre outras coisas, cabe ao MAE a contabilização da Energia Elétrica produzida e consumida no Brasil.

Os agentes participantes do MAE encontram-se divididos em duas categorias: produção e consumo. Na categoria consumo estão incluídos os agentes de comercialização, os consumidores livres e os agentes de exportação. Por sua vez, os agentes de geração, de autoprodução, de produção independente e de importação estão incluídos na categoria produção.

As relações comerciais entre os agentes participantes do MAE são regidas predominantemente por contratos de compra e venda de energia, sendo que a liquidação financeira destes contratos é realizada diretamente entre as partes contratantes, já que estes contratos são livremente negociados. Os contratos, bem como os dados de medição dos pontos de consumo e geração, são registrados no MAE pelas empresas da categoria produção e consumo. Isto permite ao MAE contabilizar as diferenças entre o que foi produzido ou consumido e o que foi contratado. As diferenças positivas ou negativas são liquidadas ao Preço MAE.

Como a comercialização de energia no MAE é resultante da diferença entre a energia contratada, via contratos, e a energia efetivamente produzida ou consumida, as regras de mercado do MAE tratam do chamado “Mercado de Diferenças”, “Mercado Residual”, ou “Mercado de Curto Prazo” conforme ilustra a figura 4.1 a seguir.

¹⁶Esta seção foi elaborada a partir de informações obtidas no site do MAE (www.mae.org.br).

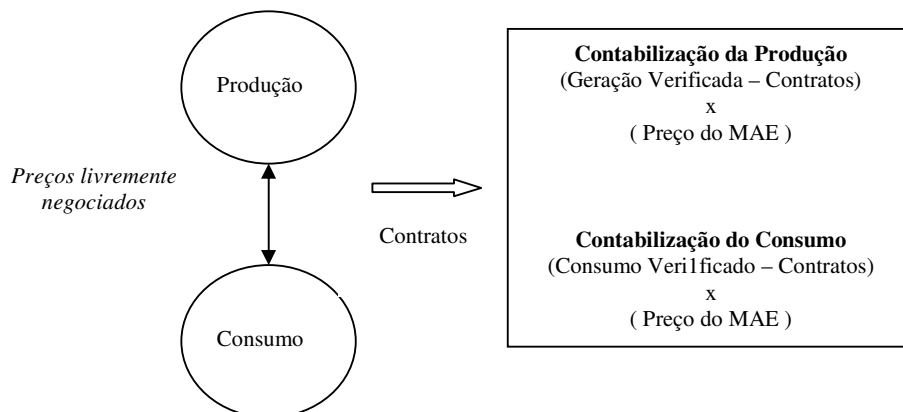


Figura 4.1 Energia comercializada no MAE

O preço do Mercado de Curto Prazo ou Preço MAE é obtido pela utilização dos dados considerados pelo ONS para a otimização da operação do sistema. Em função da preponderância de usinas hidrelétricas no parque de geração brasileiro, são utilizados modelos matemáticos para o cálculo do Preço MAE, que têm por objetivo encontrar a solução ótima de equilíbrio entre o benefício presente do uso da água e o benefício futuro de seu armazenamento, medido em termos da economia esperada dos combustíveis das usinas termelétricas.

Desta forma, o preço da energia elétrica no mercado *Spot* ainda não decorre diretamente da lei da oferta e da procura, pois é calculado por meio de modelos matemáticos computacionais que definem o Custo Marginal de Operação - CMO -, ou seja, o custo de produzir uma unidade de energia adicional à última unidade consumida por cada submercado (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste) em base semanal. Atualmente, os preços variam de acordo com três patamares de carga distintos: Período Pesado (das 18h01 às 21h00), Médio (das 07h01 às 18h00 e das 21h01 às 24h00) e Leve (das 00h01 às 07h00) para dias úteis (de segunda a sábado). Para os domingos e feriados nacionais não há a consideração do período pesado.

A partir de 2004, o setor elétrico brasileiro passa a ser regulado pelo modelo previsto na Lei nº 10.848 de 15 de março de 2004, o qual prioriza essencialmente a parceria entre os investimentos públicos e privados de geração e distribuição de energia. O novo modelo atribui novas funções e desafios institucionais e operacionais ao MAE, que dará lugar à Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE). A CCEE, associação civil integrada pelos agentes das categorias de geração, comercialização e distribuição, assumirá o papel estratégico do MAE, no sentido de viabilizar as operações de compra e venda de energia elétrica em dois ambientes. No ambiente de contratação regulada (ACR), a contratação conjunta de todos os distribuidores, na forma de um *pool*, permite economias de escala na compra de energia e na distribuição equilibrada dos riscos e benefícios oriundos da contratação. As distribuidoras somente poderão comprar energia no *pool* administrado pela CCEE. Já o ambiente de Contratação Livre (ALC) está reservado para comercializadores, geradores, produtores independentes e consumidores livres negociarem livremente preços e quantidades de energia elétrica. A idéia é que em um futuro próximo o preço *Spot* varie como o preço de uma *commodity* numa Bolsa de Mercadorias (BMF), de acordo com a relação entre oferta e demanda.

4.3 Revisão da Literatura

O uso de modelos de séries temporais em mercados de energia elétrica teve seu enfoque inicial em previsões de carga de demanda, tanto no longo, quanto no médio e curto prazos. Desta forma, previsões de carga de longo prazo (num horizonte de 5 a 20 anos) foram utilizadas no passado sobretudo para fins de planejamento, para decisões sobre investimentos na construção de novas plantas de geração e na formulação de políticas de preços. Previsões de médio prazo (de alguns meses até 5 anos) foram utilizadas para fins de estabelecimento de programas de manutenção e coordenação do sistema, de forma a atender a demanda com uma capacidade de geração fixada. Previsões de curto prazo (de algumas horas a algumas semanas a frente) e curtíssimo prazo (alguns minutos a frente) passaram a ser utilizadas para fins de planejamento de operação, compra de combustíveis e controle de segurança do sistema em tempo real (HAGAN e BEHR, 1987).

Dentro deste contexto, começaram a ser aplicadas diversas metodologias para previsão de carga, entre as quais podemos incluir: modelos de regressão múltipla, modelos de séries temporais no domínio da frequência, modelos de suavizamento exponencial e modelos em

espaço de estados – Filtro de Kalman. Uma das metodologias mais aplicadas, entretanto, foi a desenvolvida por Box e Jenkins (1972), conhecida na literatura como modelos de previsão ARIMA. Desta forma, os modelos ARIMA foram utilizados em mercados de energia elétrica inicialmente para previsões de carga (NOGALES et al, 2003). Nesta linha podemos incluir os trabalhos de Gross e Galiana (1987) e de Hagan e Behr (1987), que usaram modelos ARIMA para previsão de carga, com bons resultados.

Mais recentemente, com a reforma do setor elétrico de muitos países, onde intensos programas de privatização e desregulamentação aconteceram, os preços de energia elétrica passaram a refletir o grau de competição dos agentes de produção e consumo no estabelecimento do equilíbrio entre a oferta e a demanda do mercado. Desta forma, conforme foi mencionado na seção anterior, surgiu a necessidade por parte dos diversos agentes (produtores, comercializadores, distribuidores e consumidores) de disporem de informações confiáveis sobre os níveis de preços de energia elétrica no mercado, tanto no curto prazo - a fim de assumirem estratégias ótimas de lances nos leilões -, quanto no longo prazo - a fim de decidirem portfólios ótimos em termos de energia comercializada através de contratos bilaterais ou no *pool*. A competição introduzida nos mercados de energia elétrica abriu, portanto, uma nova área de interesse, através da aplicação de técnicas para previsão de preços.

Os estudos que aplicam modelos de previsão de preços em mercados de energia elétrica são relativamente recentes. Nakashima, Dhalival e Niimura (2000) utilizaram modelos de regressão Fuzzy com dados de demandas e preços para o mercado da Califórnia. Ramsay e Wang (1998) propuseram uma abordagem mista baseada em técnicas de redes neurais e lógica fuzzy, realizando previsões de preços horários para o mercado inglês, obtendo desvios absolutos médios de cerca de 10%, enquanto Szkuta, Sanabria e Dillon (1999), também utilizando técnicas de redes neurais, obtiveram desvios absolutos médios de cerca de 15%. Outras aplicações de técnicas de Redes Neurais podem ser vistas em Ramsay e Wang (1997); e Gao, Guan e Cao (2000), que analisaram os mercados de energia elétrica da Inglaterra e da Califórnia, respectivamente.

Mais recentemente, modelos ARIMA têm sido utilizados em estudos de previsão de preços, sobretudo devido à sua facilidade de implementação e às rotinas computacionais disponíveis para estimação. Estes modelos vêm sendo utilizados nos últimos anos para previsão de preços de algumas *commodities*, como nos estudos de Weiss (2000); e Chinn, LeBlanc e Coibion (2003), assim como para previsão de preços de óleo (MORANA, 2001) e gás natural (BUCHANANAN, HODGES e THEIS, 2001). Atualmente, com o processo de

reestruturação ocorrido em inúmeros países, modelos ARIMA têm sido utilizados para previsão de preços de energia elétrica. Fosso et al (1999) usaram um modelo autoregressivo simples (AR) para realizar previsões de preços semanais de energia elétrica na Noruega, enquanto Nogales et al (2003) usaram a metodologia ARIMA para previsão de preços *spot* em base horária para os mercados da Califórnia e da Espanha em diferentes meses do ano, obtendo desvios absolutos médios de previsão entre 5 e 8% para os meses selecionados.

4.4 Metodologia ARIMA: Identificação, estimação e diagnóstico.

A modelagem ARIMA se compõe, basicamente, de três estágios (PANKRATZ, 1983). No estágio de identificação do modelo, o responsável pela previsão deve decidir se a série de tempo é auto-regressiva, de médias móveis, ou mista. Isto é feito, geralmente, de forma visual, inspecionando diagramas específicos obtidos dos dados ou empregando técnicas estatísticas. No segundo e terceiro estágios, estimação do modelo e checagem de diagnóstico, o responsável pela previsão verifica se a identificação do modelo original está correta. Isto requer que se sujeite o modelo a técnicas de diagnóstico, como testes de hipóteses e análise de resíduos. Se o modelo mostrar-se adequado, prossegue-se então para a previsão.

A fim de se obter melhores resultados na utilização da metodologia de Box-Jenkins (ARIMA), três hipóteses básicas precisam ser observadas. A primeira é relativa ao tamanho inicial da amostra geralmente aceita, que deve ser de, no mínimo, 50 observações (BOX e JENKINS, 1976). Este tende a ser um obstáculo significativo para muitos dados que somente são coletados anualmente. A segunda suposição é a de que a série de dados seja estacionária, isto é, que a série varie em torno de uma média constante e com uma variância constante. Rodar uma regressão com duas variáveis não-estacionárias pode causar resultados espúrios (GRANGER e NEWBOLD, 1974). Se os dados forem não-estacionários, a série de dados deve ser diferenciada ou deve-se proceder à adição de uma tendência no tempo. Os dados com tendência não-estacionária têm uma média e uma variância que mudam com o tempo, mas por uma quantidade constante. Se os dados forem não-estacionários em primeira diferença, uma única diferenciação tornará a série estacionária. Diferenciar uma única vez envolve subtrair a observação no tempo t da observação no tempo $t - 1$ para todas as observações. Se os dados requerem este tipo de tratamento, isso deve ficar evidente no estágio da identificação.

A terceira hipótese para os modelos ARIMA é a de que a série seja homoscedástica, isto é, tenha uma variância constante ao longo do tempo. Se a amplitude da variação em torno

da média aumentar com o tempo, mesmo após a diferenciação, a série é considerada heteroscedástica. A solução para este problema pode ser simples ou complexa e envolve medidas de ajustes tais como: usar o logaritmo natural dos dados, usar raízes quadradas ou cúbicas, truncar a série de dados, entre outros.

O modelo ARIMA é composto de três componentes básicos. O primeiro componente é o auto-regressivo. Tal componente prevê os valores futuros com base em uma combinação linear dos valores passados. O segundo componente, de médias móveis, fornece as estimativas das previsões com base nos erros presente e passados de previsão. Estes dois componentes formam, juntos, os modelos auto-regressivos de médias móveis (ARMA). Se uma série possuir tendência ou diferença estacionária, o modelo se transforma no modelo ARIMA de Box-Jenkins (BOX e JENKINS, 1976). A definição teórica dos modelos ARIMA, assim como outros conceitos importantes são apresentados no apêndice A.

A seguir será feita uma abordagem da metodologia ARIMA para identificação, estimação e checagem de diagnóstico de modelos de séries temporais.

Para isso, consideremos que uma série temporal não-sazonal não-estacionária $\{X_t\}$, possa ser representada por um modelo da classe ARIMA(p,d,q),

$$\phi(B)(1-B)^d X_t = \theta(B)\varepsilon_t, \quad (4.1)$$

onde

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p),$$

$$\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q).$$

O objetivo da metodologia de Box-Jenkins é encontrar um modelo estocástico linear da classe ARIMA que possa ter gerado $\{X_t\}$ e que esse modelo possa ser utilizado para fornecer previsões de valores futuros da série (GRANGER e NEWBOLD, 1986).

A estratégia de modelagem é baseada em um ciclo de três etapas iterativas:

1. identificação do modelo;
2. estimação do modelo; e
3. verificação de diagnóstico.

A etapa de identificação consiste em selecionar valores para p, d e q. Essa etapa envolve subjetividade e julgamento pessoal. Na etapa de estimação, os coeficientes

identificados na etapa anterior são estimados usando técnicas estatísticas. A última etapa indica se o modelo identificado e estimado descreve adequadamente o comportamento dos dados da série $\{X_t\}$. Caso o modelo não seja adequado, o ciclo deve começar novamente (CRIBARI-NETO, 2000).

Um conceito importante nessa metodologia é o princípio da parcimônia (ENDERS, 1995). Tal princípio sugere que modelos mais simples, com poucos parâmetros, produzem melhores previsões que modelos superparametrizados. Um modelo parcimonioso ajusta bem os dados sem incorporar coeficientes inúteis. O objetivo é se aproximar do processo gerador original dos dados e não descrevê-lo exatamente (ENDERS, 1995).

4.4.1 Identificação

Essa etapa é considerada a mais difícil e delicada, e não há consenso sobre qual a melhor estratégia a ser seguida (GRANGER e NEWBOLD, 1986). Dentre as várias estratégias existentes, duas se destacam: a análise das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial amostrais, e o uso de um critério de seleção de modelos.

Para utilizar a primeira estratégia é necessário reconhecer modelos AR, MA e ARMA por meio das características da ACF e da PACF. Para modelos AR(p), a ACF é uma combinação de decaimentos exponenciais e senoidais e a PACF apresenta um corte nas defasagens maiores que p. Para modelos MA(q), a ACF apresenta um corte nas defasagens maiores que q e a PACF é uma combinação de decaimentos exponenciais e senoidais. A tabela 4.1 resume as propriedades da ACF e da PACF para diversos modelos ARIMA (MILLS, 1990).

Além de identificar os valores para os parâmetros p e q, o grau de diferenciação da série (valor d) precisa ser conhecido. Para tanto, utiliza-se também a inspeção da ACF e da PACF amostrais ou um teste formal, tal qual o teste de raiz unitária. Para um modelo não-sazonal, um comportamento suave persistente nas autocorrelações amostrais em defasagens altas indica não-estacionaridade, ou seja, necessidade de diferenciação. Assim, deve-se diferenciar a série para sucessivos valores positivos de d e examinar o correlograma de $\{\Delta^d X_t\}$ (CRIBARI-NETO, 2000). O correlograma da série diferenciada d vezes que apresentar um decaimento rápido nas defasagens altas mostra-se estacionário e o valor de d correspondente indica o que será utilizado para estimar o modelo ARIMA.

Tabela 4.1. Propriedades da ACF e da PACF para vários modelos ARIMA

Modelo	ACF	PACF
(1,d,0)	Decaimento exponencial ou oscilatório	$\phi_{kk}=0$ para $k > 1$
(2,d,0)	Decaimento exponencial ou senoidal	$\phi_{kk}=0$ para $k > 2$
(p,d,0)	Decaimento exponencial e/ou senoidal	$\phi_{kk}=0$ para $k > p$
(0,d,1)	$\rho_k = 0$ para $k > 1$	Dominado por decaimento exponencial
(0,d,2)	$\rho_k = 0$ para $k > 2$	Dominado por decaimento exponencial ou senoidal
(0,d,q)	$\rho_k = 0$ para $k > q$	Dominado pela combinação linear de decaimento exponencial e/ou senoidal
(1,d,1)	Decaimento exponencial a partir da defasagem 1	Dominado por decaimento exponencial a partir da defasagem 1
(p,d,q)	Decaimento exponencial e/ou senoidal depois da defasagem q-p	Dominado por decaimento exponencial ou senoidal depois da defasagem q-p

Fonte: Mills (1990).

O teste de raiz unitária pode ser utilizado para descobrir se as raízes do polinômio de um modelo ARMA estão perto ou no círculo unitário (BROCKWELL e DAVIS, 1996). Uma raiz perto de 1 para o polinômio auto-regressivo sugere que os dados devem ser diferenciados, enquanto que para o polinômio de médias móveis uma raiz perto de 1 indica que os dados foram superdiferenciados (BROCKWELL e DAVIS, 1996).

A segunda estratégia para identificar os valores de p, d, q é utilizar um critério de informação que selecione os modelos por meio de um conjunto de regras (MILLS, 1990). Os critérios de seleção para modelos ARIMA mais utilizados são o AIC (Akaike information criterion), o AICC (Akaike information criterion corrected) e o BIC (Bayesian information criterion). Esses critérios incorporam um termo de penalidade para o aumento do número de parâmetros (p e q) no modelo, de forma que modelos mais parcimoniosos, ou seja, com o menor número de parâmetros, sejam escolhidos.

As equações para esses critérios, sendo T o número de observações, são (CRIBARI-NETO, 2000):

$$\begin{aligned}
 AIC &= -2\log \hat{L} + 2(p+q), \\
 AICC &= -2\log \hat{L} + \frac{2(p+q)T}{T-p-q-1}, \\
 BIC &= -2\log \hat{L} + (p+q)\log T,
 \end{aligned}
 \tag{4.2}$$

onde \hat{L} representa a verossimilhança maximizada.

O critério AIC superestima assintoticamente a ordem verdadeira do modelo (GRANGER e NEWBOLD, 1986) apresentando tendência a escolher modelos superparametrizados (CRIBARI-NETO, 2000). O AICC é uma versão corrigida do AIC que incorpora uma correção de viés para amostras finitas, possuindo uma penalidade mais forte para modelos de ordem elevada (BROCKWELL e DAVIS, 1996). O BIC é um critério consistente, de forma que ele fornece estimativas de p e q que convergem em probabilidade para os valores verdadeiros à medida que T tende a infinito (BROCKWELL e DAVIS, 1996). Já os critérios AIC e AICC não são consistentes.

Na prática, a seleção de modelos é feita calculando o valor do critério (o BIC, por exemplo) para todos os modelos ARIMA associados aos valores de p , d e q de forma que $p, q = 0, 1, 2, 3, 4, 5$ e $d = 0, 1$. Assim, seleciona-se o modelo que apresenta o menor valor do BIC e modelos alternativos cuja diferença para o valor mínimo do BIC seja inferior a 2 (BROCKWELL e DAVIS, 1996).

Além dessa abordagem, os modelos alternativos podem ser obtidos calculando-se um valor \mathfrak{R} que é expresso por:

$$\mathfrak{R} = \exp[-1/2T\{BIC(p_1, q_1) - BIC(p, q)\}], \quad (4.3)$$

onde $BIC(p_1, q_1)$ é o valor do menor BIC e $BIC(p, q)$ é o valor BIC para um modelo particular. Assim, para valores de \mathfrak{R} menores do que 10, não há garantias suficientes para descartar o modelo particular (POSKITT e TREMAYNE, 1987).

4.4.2 Estimação

Assumindo que um modelo ARIMA da forma

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d X_t = (1 + \theta_1 B + \dots + \theta_q B^q) \varepsilon_t \quad (4.4)$$

seja escolhido conforme a etapa anterior, o objetivo agora é estimar, utilizando o método de máxima verossimilhança (ML), os parâmetros $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)'$, $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_q)'$ e σ^2 , a variância de ε_t . Especificando $x = (x_1, x_2, \dots, x_n)'$ como o vetor das observações originais (transformadas ou não) e especificando $w = (w_1, w_2, \dots, w_T)'$ como o vetor das $T = n - d$ diferenças estacionárias, de forma que $w_t = \Delta^d x_t$, o modelo ARIMA(p, d, q) da equação (4.4) pode ser

escrito como (MILLS, 1990):

$$\varepsilon_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + w_t - \phi_1 w_{t-1} - \dots - \phi_p w_{t-p}. \quad (4.5)$$

Considerando que os ε_t 's são independentes e são originados de uma distribuição normal com média zero e variância σ^2 , a função de densidade de probabilidade conjunta de $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T)'$ é dada por:

$$p(\varepsilon | \phi, \theta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-T/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2\right]. \quad (4.6)$$

A função de densidade de probabilidade conjunta de w (ou a função de verossimilhança dos parâmetros (ϕ, θ, σ^2)) pode ser escrita como:

$$L(\phi, \theta, \sigma^2 | w) = g_1(\phi, \theta, \sigma^2) \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} S(\phi, \theta)\right], \quad (4.7)$$

onde g_1 é uma função dos parâmetros (ϕ, θ, σ^2) . Assim, a estimativa da máxima verossimilhança (ML) dos parâmetros (ϕ, θ, σ^2) é obtida pela maximização da função de verossimilhança dada pela equação (4.7) (MILLS, 1990).

A estimação da ML é difícil e geralmente requer muito tempo de processamento computacional. Desta forma, existem alternativas que aproximam a função de máxima verossimilhança ao ignorar a função $g_1(\phi, \theta, \sigma^2)$. Duas dessas alternativas são o MQE (mínimos quadrados exatos) e o MQC (mínimos quadrados condicional). Entretanto, alguns estudos têm sugerido (ANSLEY e NEWBOLD, 1980) que o método de máxima verossimilhança é superior aos demais.

Os testes de significância são calculados com base na hipótese nula que os parâmetros estimados são iguais a zero. Caso a estatística t de teste calculada como

$$t = \frac{|b|}{\sqrt{\text{var}(b)}}, \quad (4.8)$$

onde b corresponde ao valor estimados do parâmetro, for maior que o valor de 1,96, que corresponde ao valor do nível assintótico a 95% para a distribuição normal, então rejeita-se a hipótese nula que os parâmetros são nulos, ou seja, aceitam-se os valores estimados.

4.4.3 Verificação de Diagnóstico

A correta especificação de um modelo ARIMA é verificada no termo ε_t , pois ele deve constituir um processo ruído branco (GRANGER e NEWBOLD, 1986). Assim, a verificação da adequabilidade do modelo é efetuada nas autocorrelações amostrais dos erros (ε_t), as quais seguem assintoticamente uma distribuição normal, com média zero e desvio padrão $n^{-1/2}$, se forem provenientes de um ruído branco. Como os erros verdadeiros (ε_t) não são conhecidos, a inferência baseia-se nas estimativas dos erros, os resíduos $\hat{\varepsilon}_t$.

Dessa forma, se o modelo estiver corretamente especificado, os resíduos não devem apresentar correlação serial, pois toda a dinâmica dos dados já foi capturada pelo modelo (CRIBARI-NETO, 2000). A autocorrelação amostral dos resíduos de ordem j é calculada como (GRANGER e NEWBOLD, 1986):

$$r_j(\hat{\varepsilon}) = \frac{\sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}. \quad (4.9)$$

Então, os valores das autocorrelações residuais devem estar contidos no intervalo de confiança assintótico de 95% que é (CRIBARI-NETO, 2000):

$$\left[-\frac{2}{\sqrt{T}}, \frac{2}{\sqrt{T}} \right], \quad (4.10)$$

onde T indica o número de observações da série.

Em adição ao exame das autocorrelações individuais dos resíduos um teste conjunto das primeiras m autocorrelações pode ser utilizado, que é conhecido por teste Ljung-Box. Tal teste compara o valor de

$$Q = T(T+2) \sum_{j=1}^m (T-j)^{-1} r_j^2(\hat{\varepsilon}_j) \quad (4.11)$$

com valores tabulados da distribuição do χ^2 (Qui-quadrado) com $(m - p - q)$ graus de liberdade e com a rejeição da hipótese nula (de que o modelo é adequado) para valores de Q maiores que o valor crítico assintótico (GRANGER e NEWBOLD, 1986). O valor de m deve ser pelo menos igual a \sqrt{T} (CRIBARI-NETO, 2000). Para reforçar a verificação de diagnóstico

podem ser traçados os gráficos dos resíduos padronizados (a_t/σ_a), de tal forma que picos inferiores a 3 ($a_t < 3\sigma_a$) sugerem que os choques devem ser normalmente distribuídos e, portanto, o modelo se apresenta adequado.

4.4.4 Métodos de comparação de previsões

Um dos métodos de escolha do melhor mecanismo de previsão é a comparação dos valores previstos (X_t) com os valores observados da série (X_t), o que caracteriza a acurácia ou a capacidade preditiva do mecanismo utilizado. Os três métodos mais populares de medição da acurácia utilizam os resíduos em seus cálculos (KVANLI, GUYNES e PAVUR, 1996). Esses métodos são o desvio absoluto médio (*DAM*), o erro quadrático médio (*EQM*) e o erro percentual absoluto médio (*EPAM*). Pankratz (1991) sugere a raiz quadrada do erro quadrado médio de previsão (*RQEQMP*). Assim, os resíduos são definidos como:

$$e_t = X_t - \hat{X}_t. \quad (4.12)$$

O desvio absoluto médio (*DAM*) é definido como a média dos valores absolutos de cada resíduo e é representado por:

$$DAM = \frac{\sum |e_t|}{n}, \quad (4.13)$$

onde n é o número de valores previstos obtidos dos dados passados.

O erro quadrático médio (*EQM*) é a média dos valores quadráticos de cada resíduo, assim:

$$EQM = \frac{\sum e_t^2}{n}. \quad (4.14)$$

O erro percentual absoluto médio (*EPAM*) considera o erro relativo de cada previsão. O erro relativo em cada período t é definido como e_t/X_t . Então,

$$EPAM = \frac{\sum \left| \frac{e_t}{X_t} \right|}{n}. \quad (4.15)$$

A raiz quadrada do erro médio de previsão (RREQMP) nada mais é que a raiz quadrada da equação (4.14). Assim:

$$RREQMP = \sqrt{\frac{\sum e^2_t}{n}}. \quad (4.16)$$

Não há consenso entre os estatísticos sobre qual método é preferível. Assim, se erros elevados de previsão são inaceitáveis, então o uso do EQM ou RREQMP faz-se necessário. Entretanto, se é possível ignorar alguns erros elevados, o DAM funciona melhor. E o EPAM é utilizado para comparar a acurácia (precisão) de duas séries temporais diferentes (KVANLI, GUYNES e PAVUR, 1996). Dessa forma, o RREQMP será utilizado como critério de acurácia para as comparações dos modelos de previsão apresentados neste trabalho.

4.5 Modelagem dos preços do MAE

Nesta seção, utilizaremos os procedimentos da metodologia ARIMA, apresentados na seção 4.4, para modelar as séries de preços do Mercado Atacadista de Energia Elétrica, correspondentes aos quatro submercados (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste), utilizando dados semanais de maio/2002 a dezembro/2003. Para levar em conta a inflação do período, os preços foram deflacionados pelo dólar. Além disso, cada série foi logaritmizada, de forma a estabilizar a variância das observações. Desta forma, para cada série, proceder-se-á à identificação e à estimação do modelo, à verificação de diagnóstico e, por fim, à previsão dos valores das cinco últimas observações da série, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas de dezembro de 2003.

- **4.5.1 Preços do submercado Norte**

- 4.5.1.1 Identificação e estimação**

Conforme mencionado, para estabilizar a variância da série, utilizar-se-á o logaritmo natural da série de preços original, de tal forma que o modelo ARIMA seja construído para a série transformada $Z'_{PNO} = \ln(Z_{PNO})$. O gráfico de Z'_{PNO} está apresentado na figura 4.2 para o

período de maio/2002 a dezembro/2003, que será o utilizado no presente estudo.

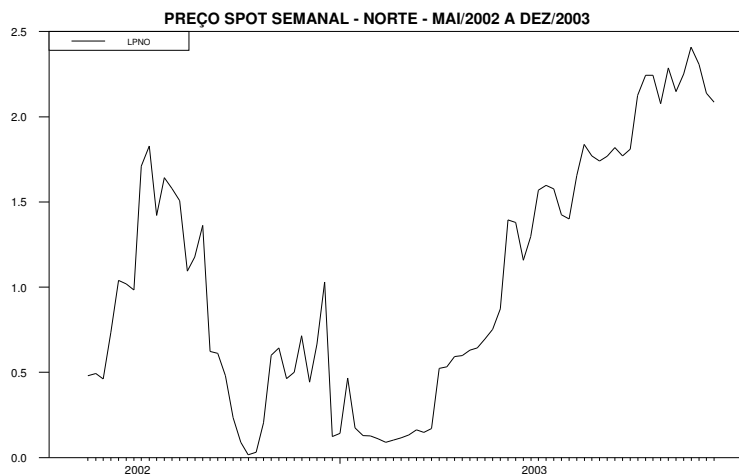


Figura 4.2 Preço MAE – Submercado Norte – Série logaritmizada

Para identificação do modelo, utilizar-se-á, inicialmente, as Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF). A figura 4.3 a seguir mostra a ACF (em preto) e a PACF (em azul) para Z'_{PNO} com $d = 0$ (série não diferenciada). Verifica-se que as autocorrelações (ACF) decaem lentamente, sugerindo que a série Z'_{PNO} seja não-estacionária, confirmando a inspeção visual do gráfico apresentado na figura 4.2, em que as observações apresentam um período com forte tendência ascendente.

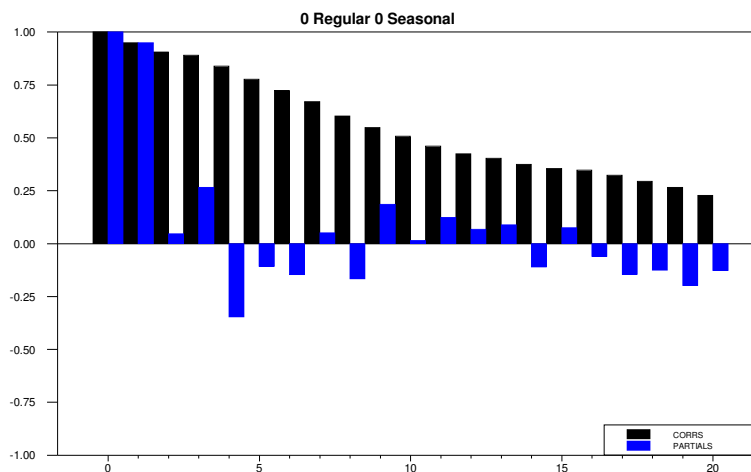


Figura 4.3. ACF e PACF para a série não diferenciada

A primeira diferença da série, $W_{PNO}^* = \nabla Z_{PNO}$ ($d = 1$), está apresentada na figura 4.4. Observa-se que a série diferenciada tem uma média estável ao longo do tempo, indicando estacionaridade. Isto também pode ser observado através do exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF), conforme observa-se no gráfico da figura 4.5, que apresenta um rápido decaimento a partir do terceiro lag, indicando a presença de componentes autoregressivos e de médias móveis de até três defasagens.

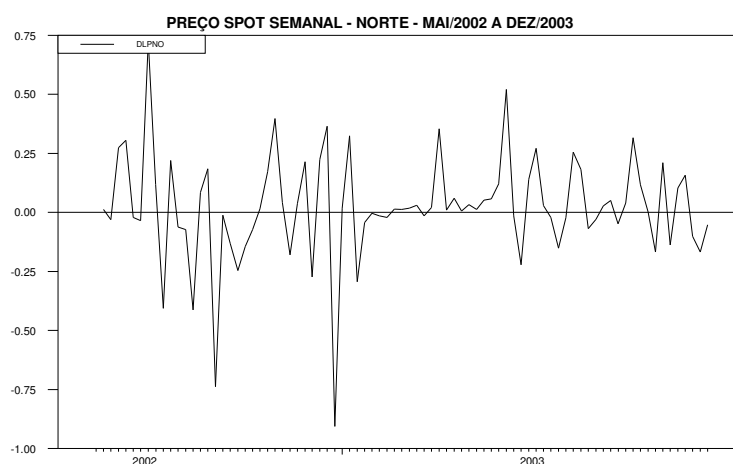


Figura 4.4. Preço MAE – Submercado Norte – Série diferenciada

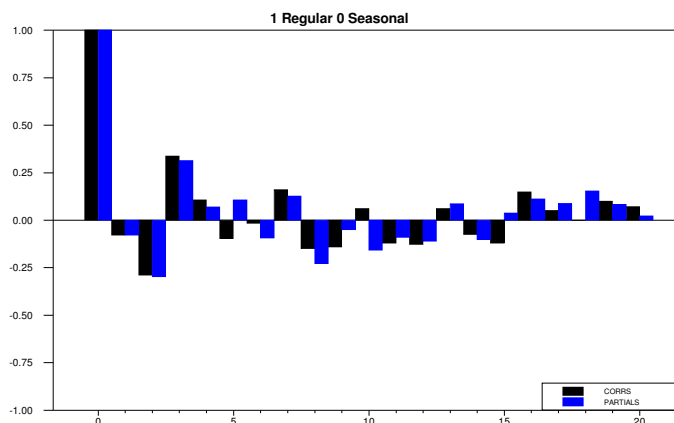


Figura 4.5. ACF e PACF para a série diferenciada

Após o exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF) da série diferenciada, utilizaremos os valores BIC e AIC para selecionarmos os melhores modelos a serem utilizados nas previsões. A tabela 4.2 a seguir apresenta os modelos a serem considerados, assim como os valores AIC e BIC calculados para cada modelo estimado¹⁷.

Tabela 4.2. Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC

Modelo	Identificação	AIC	BIC	Todos os coeficientes são significativos?
1	(1, 1, 0)	107,29	109,60	Não
2	(2, 1, 0)	102,92	107,53	Não
3	(3, 1, 0)	95,97	102,88	Não
4	(0, 1, 1)	106,47	108,77	Não
5	(0, 1, 2)	98,71	103,32	Não
6	(0, 1, 3)	85,73	92,64	Não
7	(1, 1, 1)	105,81	110,42	Sim
8	(1, 1, 2)	97,32	104,23	Sim
9	(1, 1, 3)	80,77	89,99	Sim
10	(2, 1, 1)	98,01	104,93	Sim
11	(2, 1, 2)	98,68	107,90	Não
12	(2, 1, 3)	81,46	92,98	Não
13	(3, 1, 1)	96,14	105,36	Não
14	(3, 1, 2)	98,12	109,64	Não
15	(3, 1, 3)	83,85	97,68	Não

Fonte: Elaboração própria.

A partir da tabela 4.2 identificamos os modelos 6, 9 e 12 como os que apresentaram os menores valores tanto para BIC quanto para AIC. Entretanto, no modelo 6 o coeficiente MA{1} não foi significativo, enquanto no modelo 12 o coeficiente AR{2} não foi significativo. Desta forma, reestimando o modelo 6 sem a inclusão do termo de médias móveis de primeira defasagem obtemos um valor de BIC igual a 84,59 e um valor de AIC igual a 89,20 e todos os coeficientes significativos, indicando que este modelo pode ser escolhido segundo esses critérios. Os resultados da estimação dos dois modelos selecionados encontram-se no apêndice B.

As equações dos dois modelos (modelo 6 sem o termo MA{1}, e modelo 9) são apresentadas a seguir. Os números entre parênteses são os valores absolutos da estatística t dos coeficientes e os entre colchetes são os desvios padrões das estimativas. Os coeficientes da parte auto-regressiva (AR) respeitam as condições para a estacionariedade do modelo e os

¹⁷As estimativas de máxima verossimilhança dos modelos foram obtidas através do software RATS.

coeficientes da parte de média móveis (MA) respeitam as condições de invertibilidade, nos termos do explicitado no apêndice A.

Modelo I

$$(1-B)Z_{LPNO} = (1 - 0,448B^2 + 0,539B^3)\hat{a}_t$$

(5,69)	(6,78)
[0,078]	[0,079]

Modelo II

$$(1 - 0,748B)(1-B)Z_{LPNO} = (1 - 0,428B - 0,837B^2 + 0,838B^3)\hat{a}_t$$

(6,83)	(5,13)	(11,38)	(9,68)
[0,109]	[0,083]	[0,074]	[0,086]

4.5.1.2 Checagem de Diagnóstico

Verifica-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 5%. Os resíduos para os dois modelos acima descritos, juntamente com a ACF e a PACF residuais para cada um deles foram obtidos pelo RATS e são apresentados nas figuras 4.6 e 4.7 a seguir, onde podemos observar a satisfatoriedade do ajuste para os dois modelos, uma vez que os gráficos indicam autocorrelações residuais estatisticamente nulas após a primeira diferenciação da série.

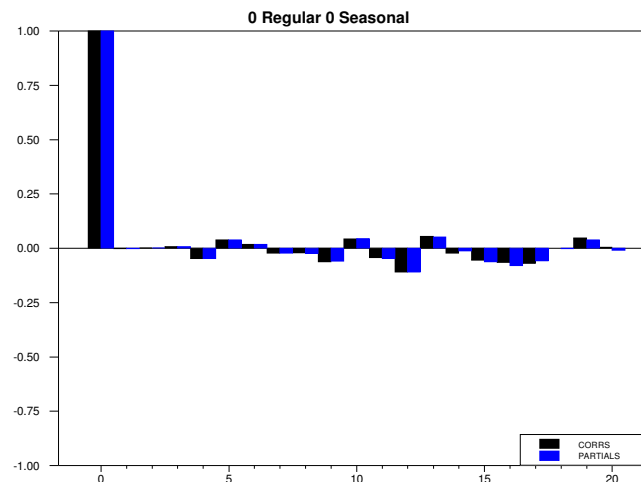


Figura 4.6. ACF e PACF para os resíduos do Modelo I

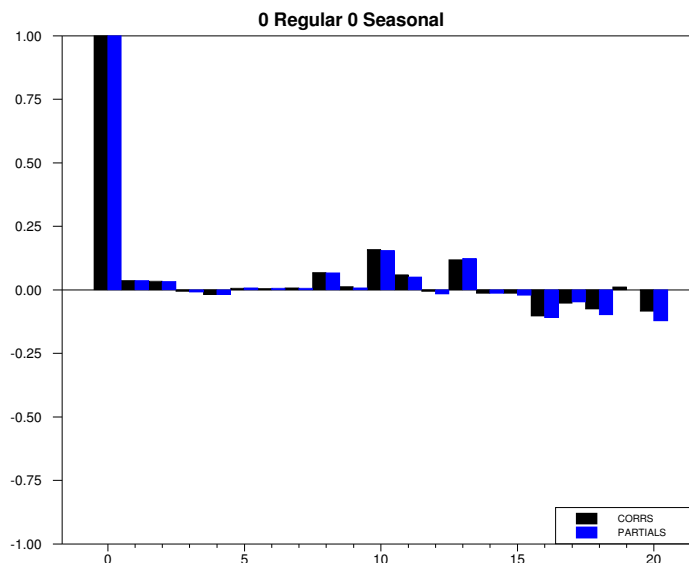


Figura 4.7. ACF e PACF para os resíduos do Modelo II

Reforçando a satisfatoriedade dos ajustes dos dois modelos, a estatística χ^2 se mostrou insignificante ao nível de 5% para os graus de liberdade de cada modelo e tanto os gráficos dos resíduos padronizados (a_t/σ_a), traçados nas figuras 4.8 e 4.9, quanto o teste de normalidade de Jarque-Bera ($\chi^2 = 6,1726$ e $12,1393$, com níveis de significância de $0,046$ e $0,002$) sugerem que os choques devem ser normalmente distribuídos¹⁸. Devemos observar que tanto no gráfico da figura 4.8, quanto no gráfico da figura 4.9 somente um valor foi superior a três vezes o desvio padrão. Em uma distribuição perfeitamente normal isso não ocorre, mas a justificativa pode estar em um possível *outlier* correspondente a estas observações.

Assim, utilizaremos os modelos apresentados acima para realizar as previsões para os preços do submercado Norte nas cinco últimas observações da série, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas de dezembro de 2003.

¹⁸A estatística χ^2 e os valores do teste de Jarque-Bera, juntamente com seus níveis de significância, são dados pelo procedimento Statistics do software RATS.

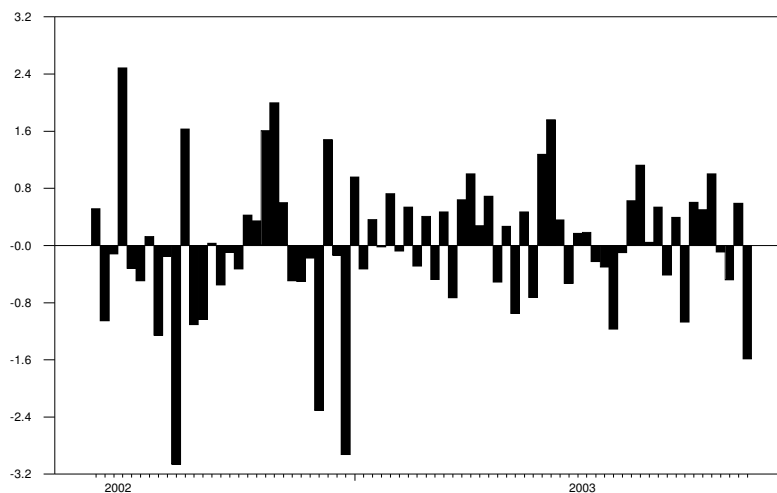


Figura 4.8. Resíduos padronizados do Modelo I

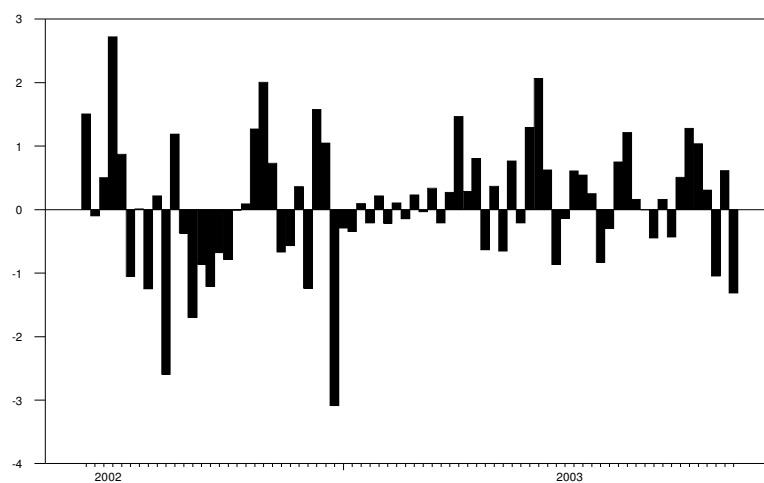


Figura 4.9. Resíduos padronizados do Modelo II

4.5.1.3 Previsão

A partir dos modelos selecionados na subseção anterior, foram feitas as previsões para as três últimas semanas de novembro e as duas primeiras semanas de dezembro de 2003, as quais são apresentadas nas tabelas 4.3 e 4.4 a seguir. Conforme se pode observar, os modelos tenderam a subestimar os valores observados nessas semanas. Comparando-se as previsões realizadas pelos dois modelos, podemos observar que o segundo modelo apresentou um

melhor resultado de previsão, com um erro percentual absoluto médio de 8,64% e um valor de 3,20 para a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão, portanto inferiores aos valores correspondentes do primeiro modelo, 12,99% e 4,65, respectivamente. A figura 4.10 a seguir apresenta os gráficos das previsões dos preços do submercado Norte, feitas através dos dois modelos, assim como os valores reais observados no período considerado.

Tabela 4.3. Previsões dos preços do submercado Norte - Modelo I

Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	27,95	14,00	21,74	33,75	-6,21	-22,23
II	32,59	13,40	26,44	52,20	-6,15	-18,86
III	29,63	11,49	24,09	50,48	-5,54	-18,71
IV	24,96	10,36	24,01	55,61	-0,95	-3,82
V	23,70	9,57	24,02	60,29	0,32	1,37
EPAM		RQEQMP				
12,99%		4,65				

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4.4. Previsões dos preços do submercado Norte - Modelo II

Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	27,95	15,47	24,02	37,30	-3,93	-14,05
II	32,59	14,08	27,80	54,87	-4,79	-14,70
III	29,63	12,45	26,09	54,69	-3,54	-11,94
IV	24,96	10,57	24,49	56,73	-0,47	-1,88
V	23,70	9,38	23,55	59,09	-0,15	-0,64
EPAM		RQEQMP				
8,64%		3,20				

Fonte: Elaboração própria.

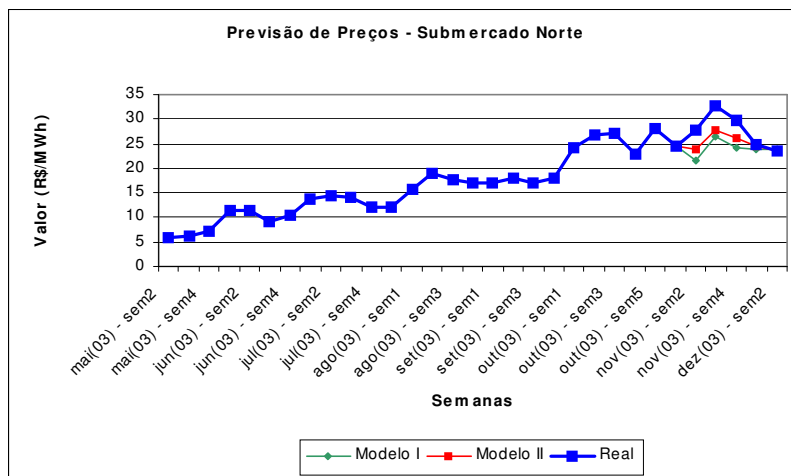


Figura 4.10. Previsões dos preços do submercado Norte

• 4.5.2 Preços do submercado Nordeste

4.5.2.1. Identificação e estimação

Conforme mencionado, para estabilizar a variância da série, utilizar-se-á o logaritmo natural da série de preços original, de tal forma que o modelo ARIMA seja construído para a série transformada $Z'_{PNE} = \ln(Z_{PNE})$. O gráfico de Z'_{PNE} está apresentado na figura 4.11 para o período de maio/2002 a dezembro/2003.

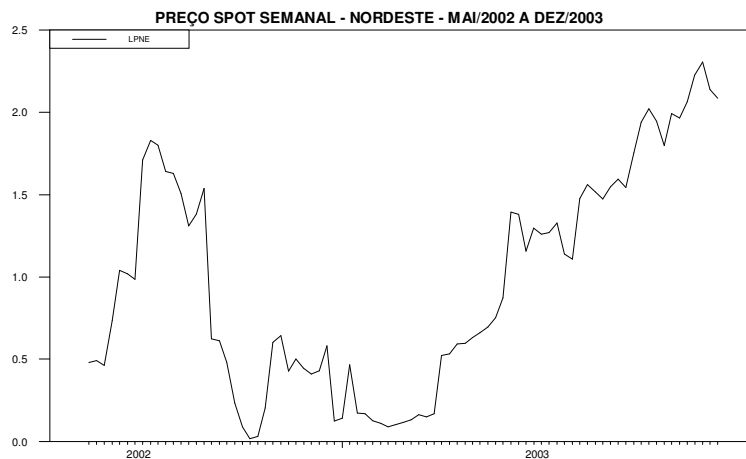


Figura 4.11. Preço MAE – Submercado Nordeste – Série logaritmizada

Para identificação do modelo, utilizar-se-á, inicialmente, as Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF). A figura 4.12 a seguir mostra a ACF (em preto) e a PACF (em azul) para Z'_{PNE} com $d = 0$ (série não diferenciada). Verifica-se que as autocorrelações (ACF) decaem lentamente, sugerindo que a série Z'_{PNE} seja não-estacionária, confirmando a inspeção visual do gráfico apresentado na figura 4.11, em que as observações apresentam um período com forte tendência ascendente.

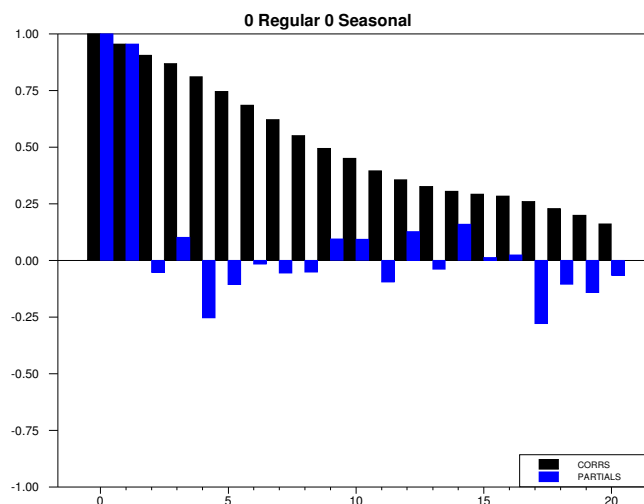


Figura 4.12. ACF e PACF para a série não diferenciada

A primeira diferença da série, $W^*_{PNE} = \nabla Z'_{PNE}$ ($d = 1$), está apresentada na figura 4.13. Observa-se que a série diferenciada tem uma média estável ao longo do tempo, indicando estacionaridade. Isto também pode ser observado através do exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF), conforme observa-se no gráfico da figura 4.14, que apresenta um rápido decaimento a partir do terceiro lag, indicando a presença de componentes autoregressivos e de médias móveis de até três defasagens.

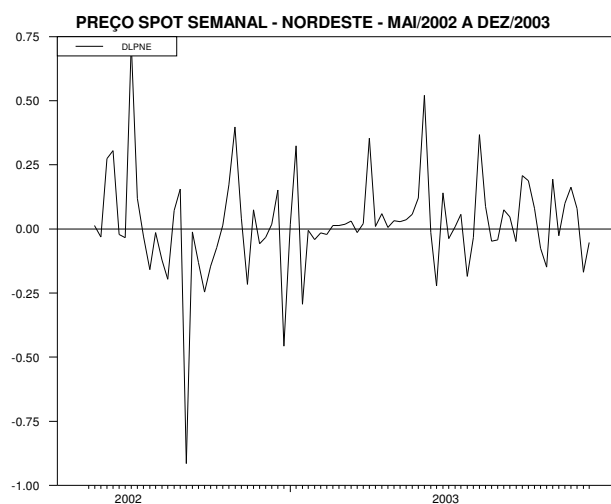


Figura 4.13. Preço MAE – Submercado Nordeste – Série diferenciada

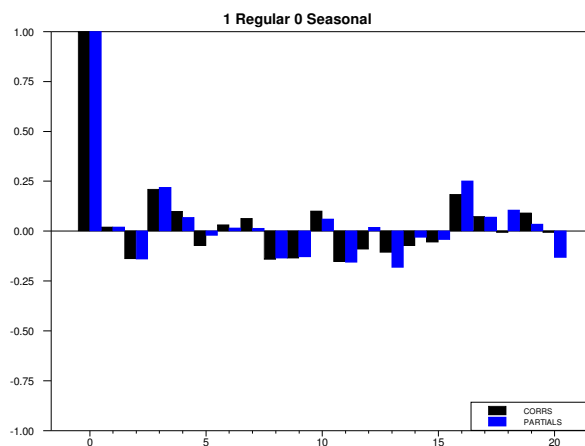


Figura 4.14. ACF e PACF para a série diferenciada

Após o exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF) da série diferenciada, utilizaremos os valores BIC e AIC para selecionarmos os melhores modelos a serem utilizados nas previsões. A tabela 4.5 a seguir apresenta os modelos a serem considerados, assim como os valores AIC e BIC calculados para cada modelo estimado¹⁹.

¹⁹ As estimativas de máxima verossimilhança dos modelos foram obtidas através do software RATS.

4.5.2.2. Checagem de Diagnóstico

Verifica-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 5%. Os resíduos para os dois modelos acima descritos, juntamente com a ACF e a PACF residuais para cada um deles foram obtidos pelo RATS e são apresentados nas figuras 4.15 e 4.16 a seguir, onde podemos observar a satisfatoriedade do ajuste para os dois modelos, uma vez que os gráficos indicam autocorrelações residuais estatisticamente nulas.

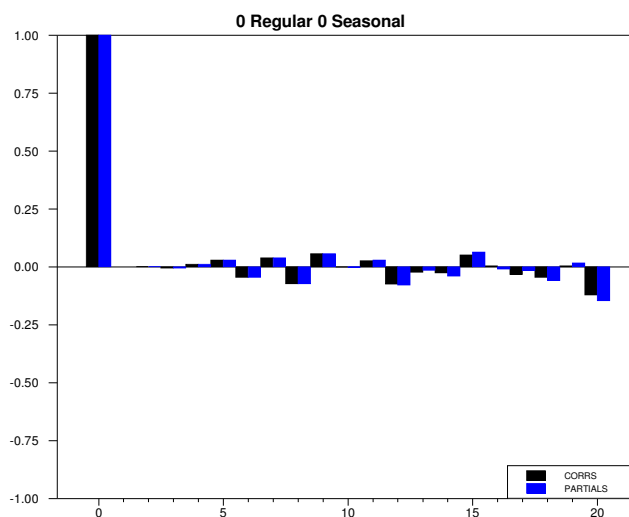


Figura 4.15. ACF e PACF para os resíduos do Modelo I

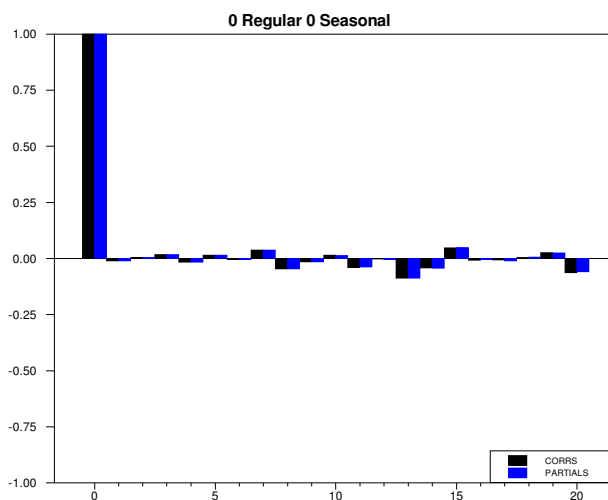


Figura 4.16. ACF e PACF para os resíduos do Modelo II

Reforçando a satisfatoriedade dos ajustes dos dois modelos, a estatística χ^2 se mostrou insignificante ao nível de 5% para os graus de liberdade de cada modelo e tanto os gráficos dos resíduos padronizados (a_t/σ_a), traçados nas figuras 4.17 e 4.18, quanto o teste de normalidade de Jarque-Bera sugerem que os choques devem ser normalmente distribuídos. Devemos observar que no gráfico da figura 4.17 nenhum valor foi superior a três vezes o desvio padrão, enquanto no gráfico da figura 4.18 somente um valor foi superior a três vezes o desvio padrão.

Assim, utilizaremos os modelos apresentados acima para realizar as previsões para os preços do submercado Nordeste nas cinco últimas observações da série, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas de dezembro de 2003.

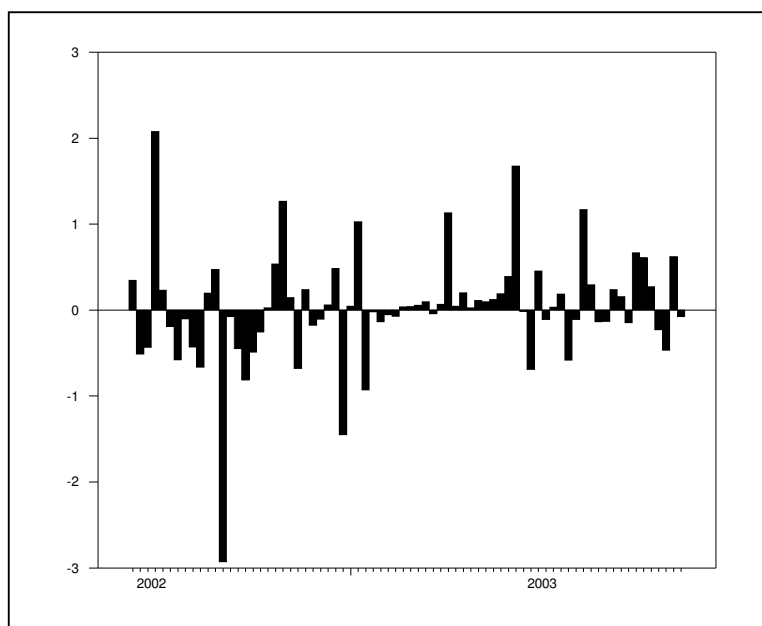


Figura 4.17. Resíduos padronizados do Modelo I

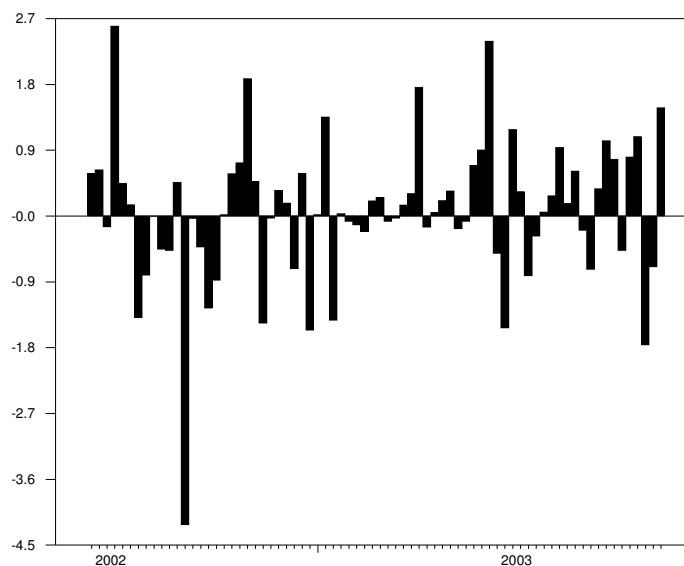


Figura 4.18. Resíduos padronizados do Modelo II

4.5.2.3 Previsão

A partir dos modelos selecionados na subseção anterior, foram feitas as previsões para as três últimas semanas de novembro e as duas primeiras semanas de dezembro de 2003, as quais são apresentadas nas tabelas 4.6 e 4.7 a seguir. Comparando-se as previsões realizadas pelos dois modelos, podemos observar que o segundo modelo apresentou um melhor resultado de previsão, com um erro percentual absoluto médio de 10,4% e um valor de 3,10 para a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão, portanto inferiores aos valores correspondentes do primeiro modelo, 17,9% e 5,34, respectivamente. A figura 4.19 a seguir apresenta os gráficos das previsões dos preços do submercado Nordeste, feitas através dos dois modelos, assim como os valores reais observados no período considerado.

Tabela 4.6. Previsões dos preços do submercado Nordeste - Modelo I

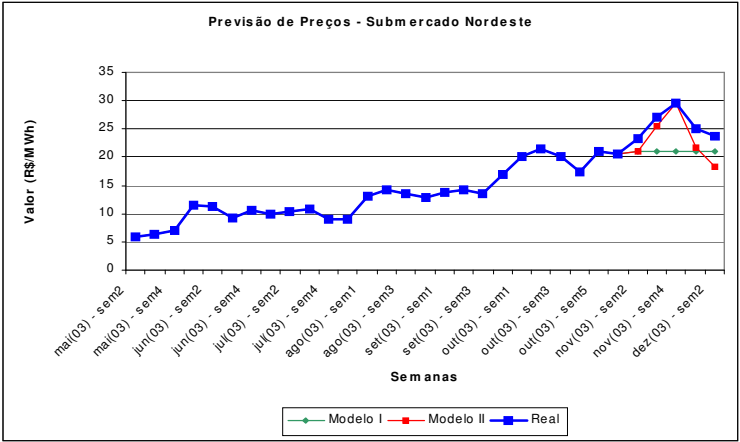
Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	23,20	13,52	20,99	32,59	-2,21	-9,54
II	27,18	10,8	20,89	41,22	-6,29	-23,16
III	29,63	10,02	21,01	44,03	-8,62	-29,09
IV	24,96	9,04	20,93	48,48	-4,03	-16,14
V	23,70	8,35	20,94	52,55	-2,76	-11,64
EPAM		RQEQMP				
17,9%		5,34				

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4.7. Previsões dos preços do submercado Nordeste - Modelo II

Semanas	Valor real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	23,20	13,48	20,93	32,51	-2,27	-9,76
II	27,18	12,96	25,58	50,50	-1,60	-5,88
III	29,63	14,11	29,57	61,97	-0,06	-0,21
IV	24,96	9,36	21,69	50,23	-3,27	-13,11
V	23,70	7,27	18,25	45,80	-5,45	-22,99
EPAM		RQEQMP				
10,4%		3,10				

Fonte: Elaboração própria.



4.19. Previsões dos preços do submercado Nordeste

•

- 4.5.3. Preços do submercado Sul

4.5.3.1. Identificação e estimação

Conforme mencionado, para estabilizar a variância da série, utilizar-se-á o logaritmo natural da série de preços original, de tal forma que o modelo ARIMA seja construído para a série transformada $Z'_{PSUL} = \ln(Z_{PSUL})$. O gráfico de Z'_{PSUL} está apresentado na figura 4.20 para o período de maio/2002 a dezembro/2003.

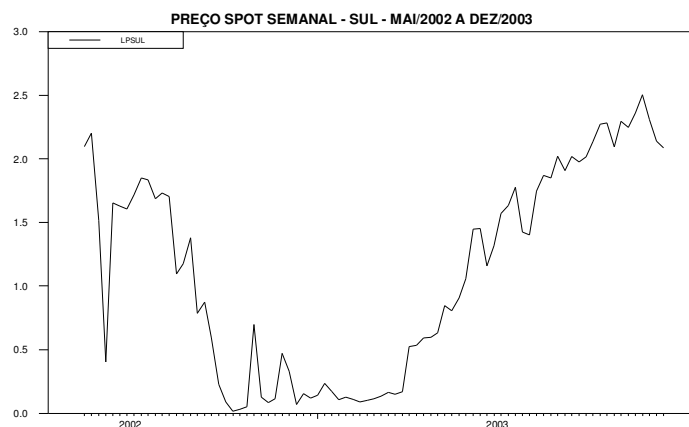


Figura 4.20. Preço MAE – Submercado Sul – Série logaritmizada

Para identificação do modelo, utilizar-se-á, inicialmente, as Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF). A figura 4.21 a seguir mostra a ACF (em preto) e a PACF (em azul) para Z'_{PSUL} com $d = 0$ (série não diferenciada). Verifica-se que as autocorrelações (ACF) decaem lentamente, sugerindo que a série Z'_{PSUL} seja não-estacionária, confirmando a inspeção visual do gráfico apresentado na figura 4.20, em que as observações apresentam um período com forte tendência ascendente.

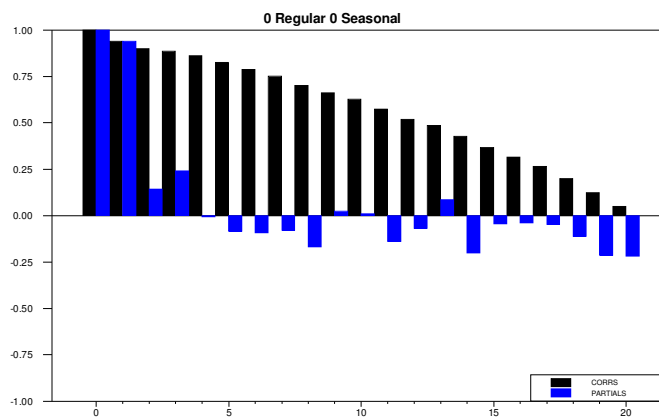


Figura 4.21. ACF e PACF para a série não diferenciada

A primeira diferença da série, $W^*_{PSUL} = \nabla Z'_{PSUL}$ ($d = 1$), está apresentada na figura 4.22. Observa-se que a série diferenciada tem uma média estável ao longo do tempo, indicando estacionaridade. Isto também pode ser observado através do exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF), conforme observa-se no gráfico da figura 4.23, que apresenta um rápido decaimento a partir do terceiro lag, indicando a presença de componentes autoregressivos e de médias móveis de até três defasagens.

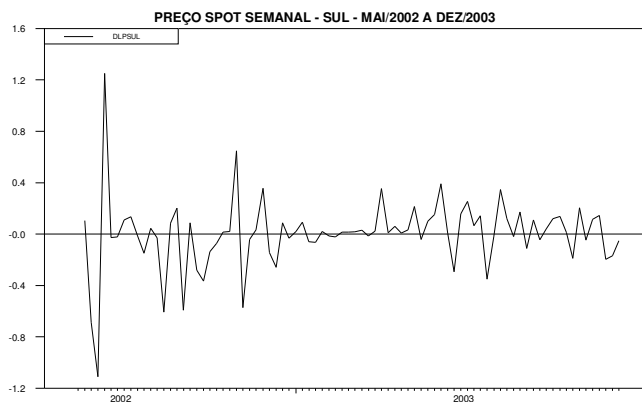


Figura 4.22. Preço MAE – Submercado Sul – Série diferenciada

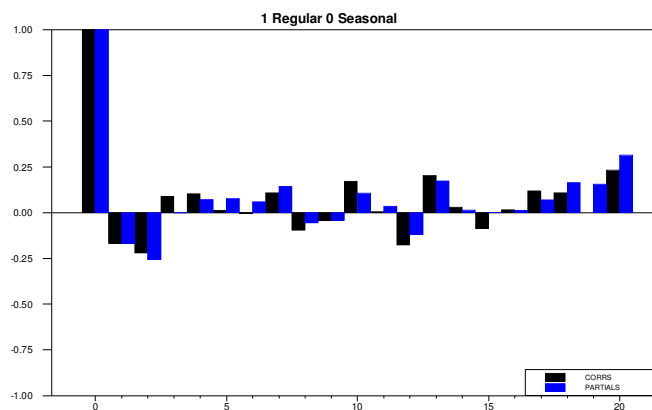


Figura 4.23. ACF e PACF para a série diferenciada

Após o exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF) da série diferenciada, utilizaremos os valores BIC e AIC para selecionarmos os melhores modelos a serem utilizados nas previsões. A tabela 4.8 a seguir apresenta os modelos a serem considerados, assim como os valores AIC e BIC calculados para cada modelo estimado.

Tabela 4.8. Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC

Modelo	Identificação	AIC	BIC	Todos os coeficientes são significativos?
1	(1, 1, 0)	105,78	108,09	Sim
2	(2, 1, 0)	100,22	104,83	Sim
3	(3, 1, 0)	102,22	109,13	Não
4	(0, 1, 1)	114,54	116,89	Não
5	(0, 1, 2)	116,37	120,98	Não
6	(0, 1, 3)	116,45	123,36	Não
7	(1, 1, 1)	99,42	104,03	Sim
8	(1, 1, 2)	98,97	105,88	Não
9	(1, 1, 3)	100,26	109,48	Não
10	(2, 1, 1)	91,69	98,61	Sim
11	(2, 1, 2)	92,68	101,89	Não
12	(2, 1, 3)	94,67	106,18	Não
13	(3, 1, 1)	92,45	101,67	Não
14	(3, 1, 2)	92,64	104,16	Não
15	(3, 1, 3)	92,93	106,76	Não

Fonte: Elaboração própria.

A partir da tabela 4.8 identificamos os modelos 7 e 10 como os que apresentaram o melhor resultado segundo os critérios dos menores valores das estatísticas BIC e AIC. Além disso, apresentaram todos os coeficientes significativos a 5%. Os resultados da estimação dos dois modelos encontram-se no apêndice B.

As equações dos dois modelos escolhidos (modelo 7 e modelo 10) são apresentadas a seguir. Os números entre parênteses são os valores absolutos da estatística t dos coeficientes e os entre colchetes são os desvios padrões das estimativas. Os coeficientes da parte auto-regressiva (AR) respeitam as condições para a estacionariedade do modelo e os coeficientes da parte de média móveis (MA) respeitam as condições de invertibilidade, nos termos do explicitado no apêndice A.

Modelo I

$$(1 + 0,548B)(1 - B)Z_{LPSUL} = (1 + 0,577B)\hat{a}_t$$

(5,47)	(3,99)
[0,100]	[0,145]

Modelo II

$$(1 + 0,666B + 0,264B^2)(1 - B)Z_{LPSUL} = (1 + 0,532B)\hat{a}_t$$

(2,97)	(18,97)	(3,83)
[0,207]	[0,044]	[0,139]

4.5.3.2 Checagem de Diagnóstico

Verifica-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 5%. Os resíduos para os dois modelos acima descritos, juntamente com a ACF e a PACF residuais para cada um deles foram obtidos pelo RATS e são apresentados nas figuras 4.24 e 4.25 a seguir, onde podemos observar a satisfatoriedade do ajuste para os dois modelos, uma vez que os gráficos indicam autocorrelações residuais estatisticamente nulas.

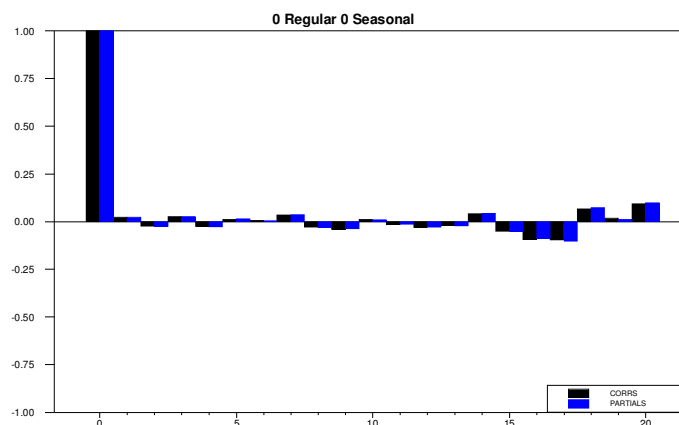


Figura 4.24. ACF e PACF para os resíduos do Modelo I

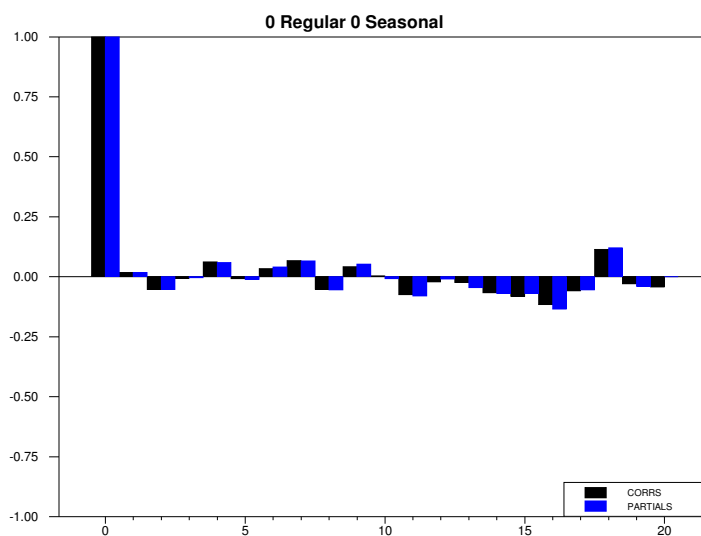


Figura 4.25. ACF e PACF para os resíduos do Modelo II

Reforçando a satisfatoriedade dos ajustes dos dois modelos, a estatística χ^2 se mostrou insignificante ao nível de 5% para os graus de liberdade de cada modelo e tanto os gráficos dos resíduos padronizados (a_t/σ_a), traçados nas figuras 4.26 e 4.27, quanto o teste de normalidade de Jarque-Bera sugerem que os choques devem ser normalmente distribuídos. Devemos observar que no gráfico da figura 4.26 nenhum valor foi superior a três vezes o desvio padrão, enquanto no gráfico da figura 4.27 apenas um valor foi superior a três vezes o desvio padrão.

Assim, utilizaremos os modelos apresentados acima para realizar as previsões para os preços do submercado Sul nas cinco últimas observações da série, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas de dezembro de 2003.

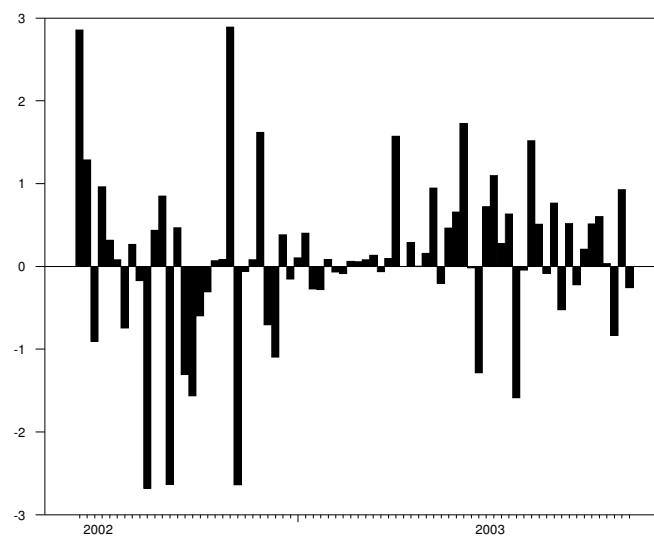


Figura 4.26. Resíduos padronizados do Modelo I

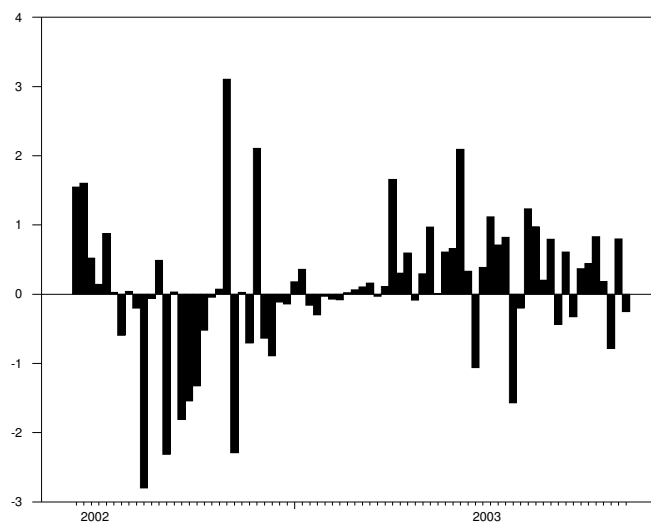


Figura 4.27. Resíduos padronizados do Modelo II

4.5.3.3 Previsão

A partir dos modelos selecionados na subseção anterior, foram feitas as previsões para as três últimas semanas de novembro e as duas primeiras semanas de dezembro de 2003, as quais são apresentadas nas tabelas 4.9 e 4.10 a seguir. Comparando-se as previsões realizadas pelos dois modelos, podemos observar que o segundo modelo apresentou um melhor resultado de previsão, com um erro percentual absoluto médio de 9,4% e um valor de 2,74 para a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão, portanto inferiores aos valores correspondentes do primeiro modelo, 13,7% e 4,63, respectivamente. A figura 4.28 a seguir apresenta os gráficos das previsões dos preços do submercado Sul, feitas através dos dois modelos, assim como os valores reais observados no período considerado.

Tabela 4.9. Previsões dos preços do submercado Sul - Modelo I

Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	31,18	17,80	27,63	42,90	-3,55	-11,38
II	35,87	14,00	27,63	54,54	-8,24	-22,97
III	29,63	13,24	27,75	58,16	-1,88	-6,36
IV	24,96	11,95	27,69	64,13	2,73	10,92
V	23,7	11,04	27,69	69,48	3,99	16,84
EPAM		RQEQMP				
13,7%		4,63				

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4.10. Previsões dos preços do submercado Sul - Modelo II

Semanas	Valor real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	31,18	18,84	29,25	45,42	-1,93	-6,18
II	35,87	16,58	32,72	64,59	-3,15	-8,78
III	29,63	13,03	27,30	57,22	-2,33	-7,86
IV	24,96	11,74	27,20	63,01	2,24	8,98
V	23,7	10,90	27,36	68,65	3,66	15,43
EPAM		RQEQMP				
9,4%		2,74				

Fonte: Elaboração própria.

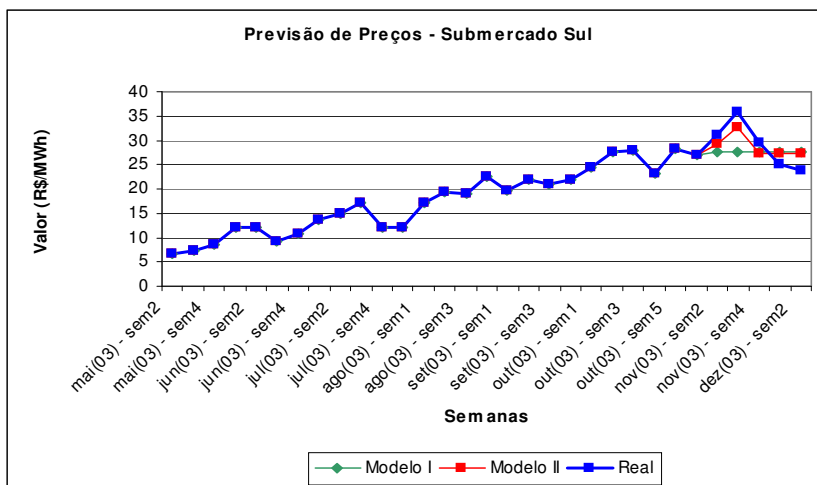


Figura 4.28. Previsões dos preços do submercado Sul

- **4.5.4 Preços do submercado Sudeste/Centro-Oeste**

4.5.4.1 Identificação e estimação

Conforme mencionado, para estabilizar a variância da série, utilizar-se-á o logaritmo natural da série de preços original, de tal forma que o modelo ARIMA seja construído para a série transformada $Z'_{PSECO} = \ln(Z_{PSECO})$. O gráfico de Z'_{PSECO} está apresentado na figura 4.29 para o período de maio/2002 a dezembro/2003.

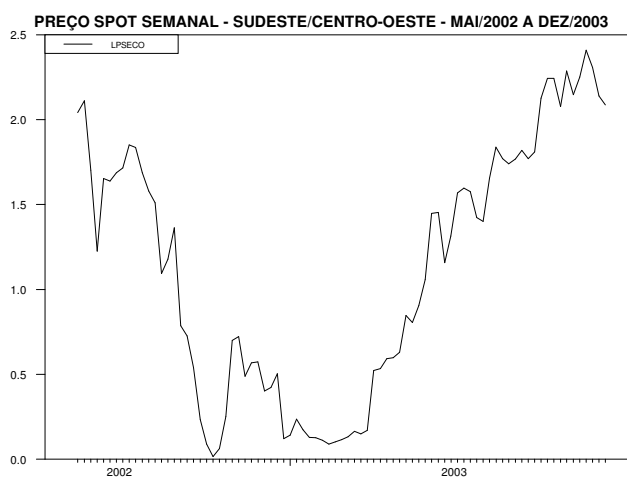


Figura 4.29. Preço MAE – Submercado SE/CO – Série logaritimizada

Para identificação do modelo, utilizar-se-á, inicialmente, as Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF). A figura 4.30 a seguir mostra a ACF (em preto) e a PACF (em azul) para Z'_{PSECO} com $d = 0$ (série não diferenciada). Verifica-se que as autocorrelações (ACF) decaem lentamente, sugerindo que a série Z'_{PSECO} seja não-estacionária, confirmando a inspeção visual do gráfico apresentado na figura 4.29, em que as observações apresentam um período com forte tendência ascendente.

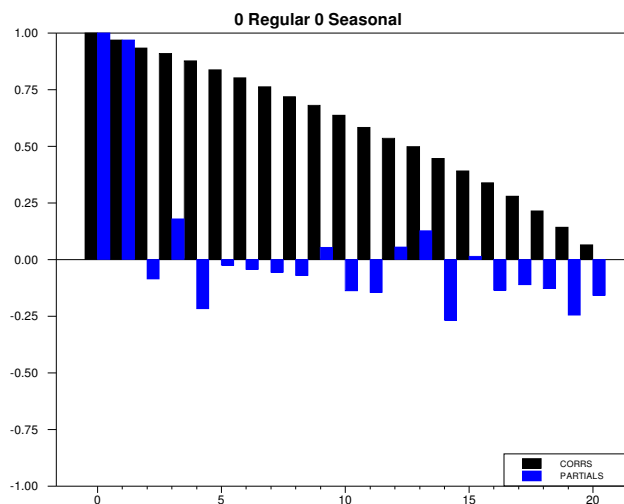


Figura 4.30. ACF e PACF para a série não diferenciada

A primeira diferença da série, $W^*_{\text{PSECO}} = \nabla Z'_{\text{PSECO}}$ ($d = 1$), está apresentada na figura 4.31. Observa-se que a série diferenciada tem uma média estável ao longo do tempo, indicando estacionariedade. Isto também pode ser observado através do exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF), conforme observa-se no gráfico da figura 4.32, que apresenta um rápido decaimento a partir do terceiro lag, indicando a presença de componentes autoregressivos e de médias móveis de até três defasagens.

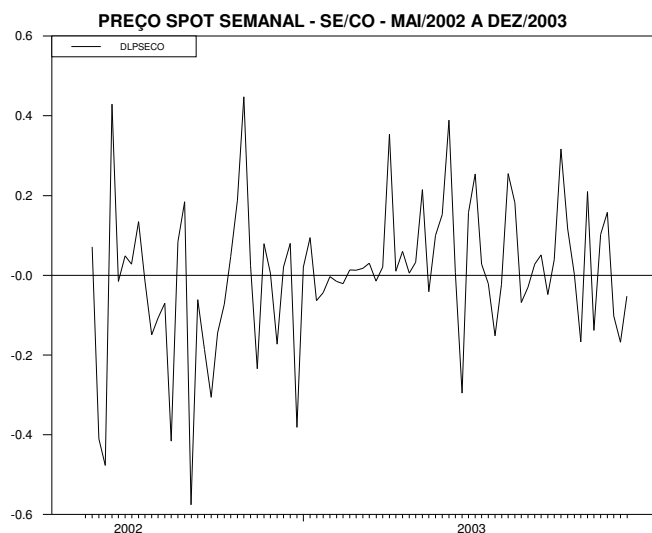


Figura 4.31. Preço MAE – Submercado SE/CO – Série diferenciada

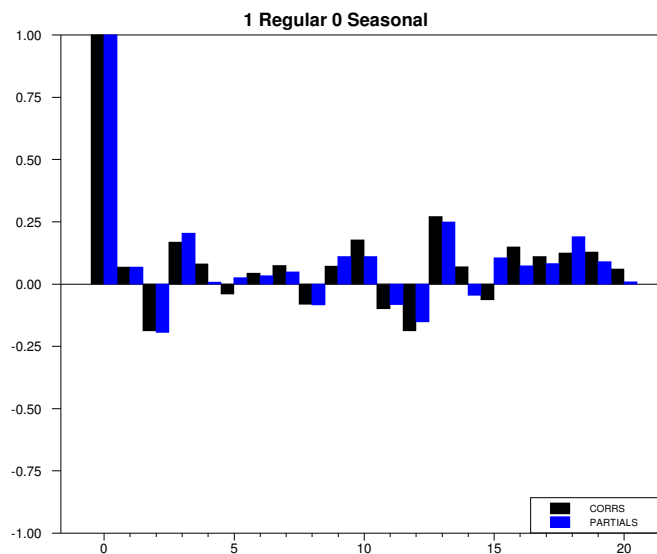


Figura 4.32. ACF e PACF para a série diferenciada

Após o exame das Funções de Autocorrelação Amostral (ACF) e de Autocorrelação Parcial Amostral (PACF) da série diferenciada, utilizaremos os valores BIC e AIC para selecionarmos os melhores modelos a serem utilizados nas previsões. A tabela 4.11 a seguir apresenta os modelos a serem considerados, assim como os valores AIC e BIC calculados para cada modelo estimado.

Tabela 4.11. Modelos estimados: valores calculados para AIC e BIC

Modelo	Identificação	AIC	BIC	Todos os coeficientes são significativos?
1	(1, 1, 0)	64,53	66,84	Não
2	(2, 1, 0)	64,14	68,74	Não
3	(3, 1, 0)	62,57	69,49	Não
4	(0, 1, 1)	63,59	65,90	Não
5	(0, 1, 2)	63,49	68,11	Não
6	(0, 1, 3)	62,53	69,44	Não
7	(1, 1, 1)	53,86	58,47	Sim
8	(1, 1, 2)	54,67	61,58	Não
9	(1, 1, 3)	56,15	65,36	Não
10	(2, 1, 1)	54,19	61,09	Sim
11	(2, 1, 2)	56,12	65,33	Não
12	(2, 1, 3)	57,24	68,76	Não
13	(3, 1, 1)	56,16	65,38	Não
14	(3, 1, 2)	58,07	69,59	Não
15	(3, 1, 3)	58,46	72,28	Não

Fonte: Elaboração própria.

A partir da tabela 4.11 identificamos os modelos 7 e 10 como os que apresentaram o melhor resultado segundo os critérios dos menores valores das estatísticas BIC e AIC. Além disso, apresentaram todos os coeficientes significativos a 5%. Os resultados da estimação dos dois modelos encontram-se no apêndice B.

As equações dos dois modelos escolhidos (modelo 7 e modelo 10) são apresentadas a seguir. Os números entre parênteses são os valores absolutos da estatística t dos coeficientes e os entre colchetes são os desvios padrões das estimativas. Os coeficientes da parte auto-regressiva (AR) respeitam as condições para a estacionariedade do modelo e os coeficientes da parte de média móveis (MA) respeitam as condições de invertibilidade, nos termos do explicitado no apêndice A.

Modelo I

$$(1 + 0,547B)(1 - B)Z_{LPSECO} = (1 + 0,888B)\hat{a}_t$$

(7,82) (13,33)

[0,070] [0,066]

Modelo II

$$(1 + 0,618B + 0,135B^2)(1 - B)Z_{LPSECO} = (1 + 0,879B)\hat{a}_t$$

(7,14) (3,95) (12,487)

[0,086] [0,008] [0,070]

4.5.4.2. Checagem de Diagnóstico

Verifica-se que todos os coeficientes estimados são estatisticamente significativos a 5%. Os resíduos para os dois modelos acima descritos, juntamente com a ACF e a PACF residuais para cada um deles foram obtidos pelo RATS e são apresentados nas figuras 4.33 e 4.34 a seguir, onde podemos observar a satisfatoriedade do ajuste para os dois modelos, uma vez que os gráficos indicam autocorrelações residuais estatisticamente nulas.

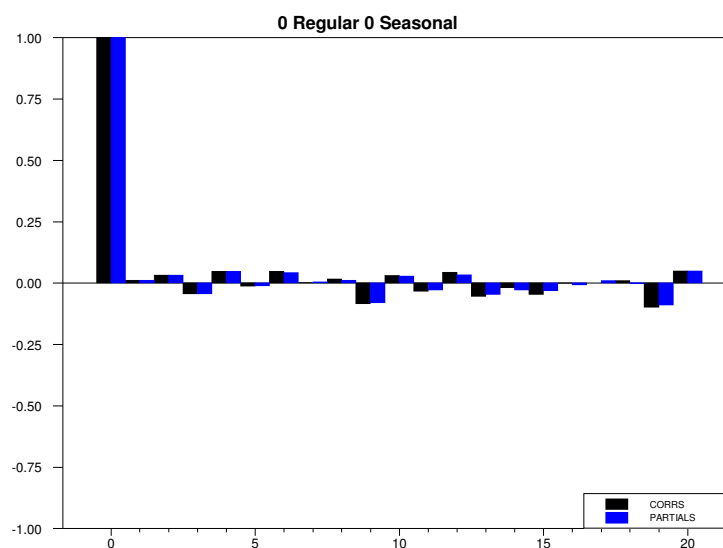


Figura 4.33. ACF e PACF para os resíduos do Modelo I

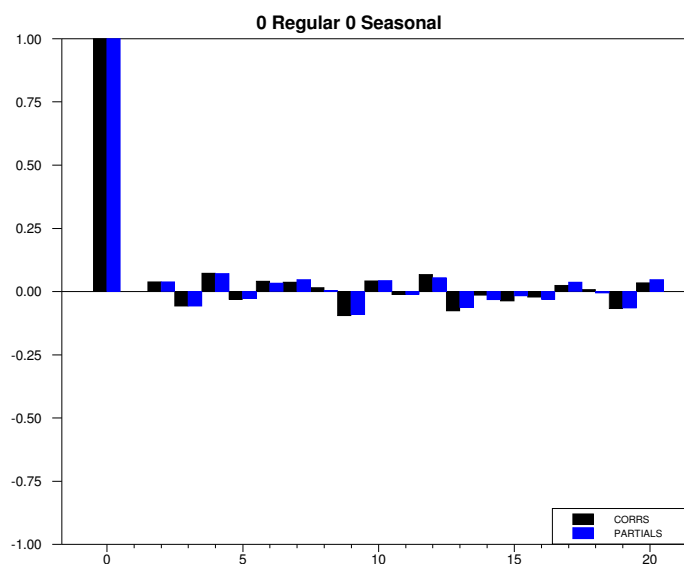


Figura 4.34. ACF e PACF para os resíduos do Modelo II

Reforçando a satisfatoriedade dos ajustes dos dois modelos, a estatística χ^2 se mostrou insignificante ao nível de 5% para os graus de liberdade de cada modelo e tanto os gráficos dos resíduos padronizados (a_t/σ_a), traçados nas figuras 4.35 e 4.36, quanto o teste de normalidade de Jarque-Bera sugerem que os choques devem ser normalmente distribuídos. Devemos observar que tanto no gráfico da figura 4.35, quanto no gráfico da figura 4.36, apenas um valor foi superior a três vezes o desvio padrão.

Assim, utilizaremos os modelos apresentados acima para realizar as previsões para os preços do submercado Sudeste/Centro-Oeste nas cinco últimas observações da série, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas de dezembro de 2003.

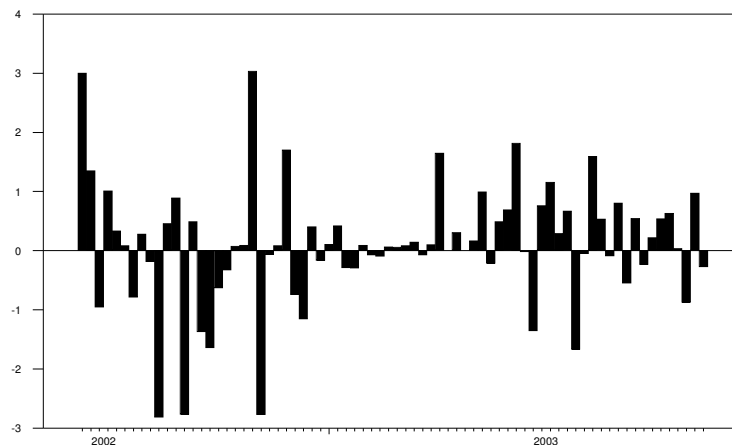


Figura 4.35. Resíduos padronizados do Modelo I

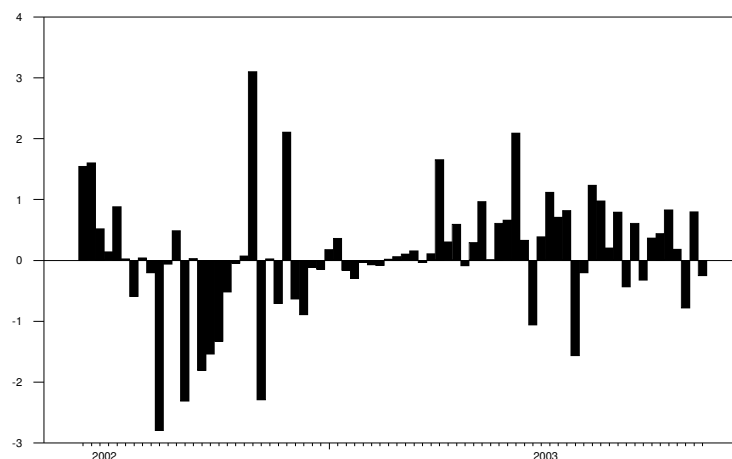


Figura 4.36. Resíduos padronizados do Modelo II

4.5.4.3 Previsão

A partir dos modelos selecionados na subseção anterior, foram feitas as previsões para as três últimas semanas de novembro e as duas primeiras semanas de dezembro de 2003, as quais são apresentadas nas tabelas 4.12 e 4.13 a seguir. Comparando-se as previsões realizadas pelos dois modelos, podemos observar que o segundo modelo apresentou um melhor resultado de previsão, com um erro percentual absoluto médio de 8,2% e um valor de 2,34 para a raiz quadrada do erro quadrático médio de previsão, portanto inferiores aos valores correspondentes do primeiro modelo, 10,1% e 3,22, respectivamente. A figura 4.37 a seguir apresenta os gráficos das previsões dos preços do submercado Sudeste/Centro-Oeste, feitas através dos dois modelos, assim como os valores reais observados no período considerado.

Tabela 4.12. Previsões dos preços do submercado SE/CO - Modelo I

Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	27,95	17,80	27,63	42,90	-0,32	-1,14
II	32,59	13,99	27,62	54,51	-4,97	-15,26
III	29,63	13,24	27,75	58,15	-1,88	-6,36
IV	24,96	11,95	27,69	64,13	2,73	10,92
V	23,7	11,03	27,69	69,48	3,99	16,83
EPAM		RREQMP				
10,1%		3,22				

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 4.13. Previsões dos preços do submercado SE/CO - Modelo II

Semanas	Valor Real	Limite 95% abaixo	Previsão	Limite 95% acima	Erro	Erro perc. (%)
I	27,95	17,04	26,45	41,08	-1,50	-5,35
II	32,59	17,08	33,71	66,55	1,12	3,45
III	29,63	13,03	27,30	57,23	-2,33	-7,85
IV	24,96	11,74	27,20	63,01	2,24	8,98
V	23,7	10,90	27,36	68,65	3,66	15,43
EPAM		RREQMP				
8,2%		2,34				

Fonte: Elaboração própria.

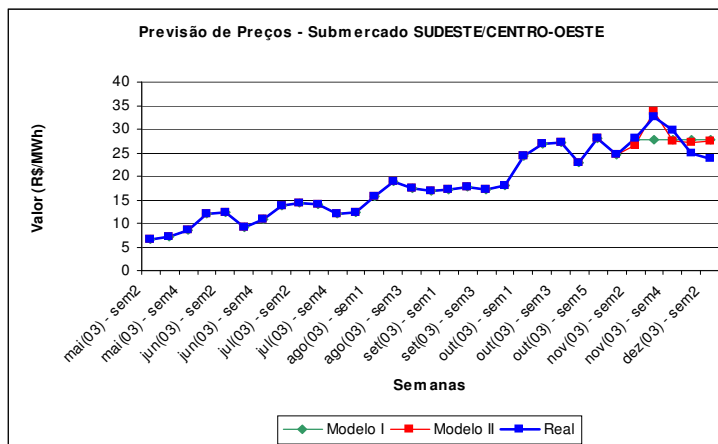


Figura 4.37. Previsões dos preços do submercado SE/CO

Através dos resultados apresentados nesta seção, verificou-se que, para todos os quatro submercados (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste), os melhores modelos apresentaram termos autoregressivos e de médias móveis. Além disso, em termos de qualidade de previsão, os modelos apresentaram resultados similares, o que se deve sobretudo à correlação existente entre os submercados.

4.6 Considerações Finais

O presente capítulo teve como objetivo principal a proposta do uso da metodologia ARIMA para previsão de preços do Mercado Atacadista de Energia Elétrica. Conforme já mencionado na introdução do capítulo, esta metodologia tem sido utilizada em outros trabalhos para previsão de preços *Spot* de energia elétrica, tanto no curto, quanto no médio e longo prazos, principalmente devido à sua acurácia, facilidade de implementação e a um amplo conjunto de rotinas computacionais disponíveis para estimação. Com a recente liberalização dos mercados de energia elétrica de diversos países, estes estudos trazem uma contribuição importante ao proporem ferramentas para tomadas de decisão por parte dos agentes atuantes no setor.

Utilizando-se dados semanais de maio/2002 a dezembro de 2003, foram estimados modelos para cada um dos quatro submercados do SIN (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste). Com isso, foram feitas previsões para as cinco últimas semanas do período, correspondentes às três últimas semanas de novembro e às duas primeiras semanas

de dezembro de 2003. Os modelos estimados para cada submercado, estatisticamente significativos, apresentaram desvios percentuais absolutos médios de 8,6%, 10,4%, 9,4% e 10,1%, respectivamente. Vale ressaltar que este capítulo traz a proposta de uma metodologia para previsão de preços *Spot* de energia elétrica no Brasil, os quais, atualmente, encontram-se disponíveis apenas em base semanal. Em países onde os preços são calculados em base horária ou a cada meia-hora, modelos ARIMA têm sido utilizados para previsão de preços no curto prazo, com desvios absolutos médios de cerca de 5% (NOGALES et al, 2003). Em modelos de curto prazo, uma extensa base de dados disponível permite a incorporação de termos sazonais aos modelos, o que vem a refletir sobre a qualidade do ajuste. Desta forma, o aumento da eficiência na comercialização de energia elétrica e a disponibilização de preços em base horária permitirão um acréscimo na qualidade de ajuste dos modelos, que poderão contar com componentes sazonais (modelos SARIMA).

A título de sugestão para trabalhos futuros, pode-se incluir o uso de outros modelos de previsão incluindo variáveis exógenas (modelos ARMAX). Como os preços da energia elétrica no Brasil são calculados por modelos de otimização que levam em conta a disponibilidade de geração hidráulica nos reservatórios, esta pode ser uma importante variável a ser considerada.

Além disso, como as técnicas estatísticas para predição e tomada de decisão não têm bons resultados em muitas aplicações que possuem alguma não-linearidade no conjunto de dados, uma alternativa que se apresenta em muitos estudos é a utilização de Redes Neurais Artificiais - RNA (RAMSAY e WANG, 1998). As RNA vêm ganhando especial atenção pela sua habilidade de aprendizado e por sua capacidade de generalização, associação e busca paralela. Estas qualidades as tornam capazes de identificar e assimilar as características mais marcantes das séries, tais como sazonalidade, periodicidade, tendências, entre outras, na maioria das vezes camufladas por ruídos; sem necessitar do laborioso passo da formulação teórica, imprescindível para os procedimentos estatísticos.

Concluindo, pode-se incluir a análise de outras técnicas de previsão, como modelos ARMAX, SARIMA e modelos de redes neurais a fim de comparar as previsões obtidas pelos diferentes métodos com as previsões obtidas neste estudo.

CAPÍTULO 5

ANÁLISE DE PODER DE MERCADO NO SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA

5.1 Introdução

Recentemente, as indústrias de energia elétrica de inúmeros países têm sofrido expressivas reformas para introduzir competição e, em consequência, muitos mercados têm sido liberalizados, os quais, devido a características inerentes ao setor, ainda estão próximos da situação de oligopólio. Desta forma, surge uma questão que tem sido foco de recentes estudos na área de regulação, qual seja: dada a configuração estrutural e organizacional de um mercado de energia elétrica, qual o potencial de exercício de poder de mercado por parte dos agentes? Neste sentido, poder de mercado pode ser definido como a capacidade de uma firma afetar o preço de um produto de maneira a auferir lucros maiores. Se um mercado é competitivo, não existe espaço para poder de mercado; todavia, em um mercado oligopolista, algumas firmas podem aumentar seus lucros comportando-se estrategicamente.

Tradicionalmente, muitos pareceres técnicos de agências reguladoras, secretarias de defesa econômica e organismos anti-truste têm se baseado em mensurações indiretas do potencial de exercício de poder de mercado através da análise de índices de concentração, sendo os mais usados a razão de concentração (CR) e o índice de Herfindahl-Hirshman (IHH). A análise da viabilidade de um ambiente de competição no setor de energia elétrica, entretanto, não é uma tarefa trivial, principalmente porque grande parte das ferramentas de estudos econômicos não leva em conta as particularidades deste setor, sobretudo no tocante à impossibilidade de se estocar energia elétrica em grande quantidade e à necessidade do equilíbrio instantâneo entre a oferta e a demanda (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999). Desta forma, alguns trabalhos, aplicados para diferentes países, têm mostrado que não podemos confiar apenas nas medidas tradicionais de concentração ao se analisar o exercício de poder de mercado no setor de energia elétrica. Dentro deste contexto, Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), em simulações feitas para o mercado da Califórnia, verificaram que para certos níveis críticos de demanda - onde as grandes firmas comportam-se estrategicamente - o

índice de concentração de Herfindahl-Hirshman (IHH) e o índice de Lerner (IL), este último sendo uma medida de poder de mercado, variam em sentidos opostos, levando a uma associação negativa entre os mesmos. Os autores afirmam que esta aparente anomalia decorre do comportamento estratégico de algumas firmas do mercado, deixando-nos vulneráveis a conclusões errôneas caso venhamos a nos basear apenas em medidas de concentração para avaliar o potencial de exercício de poder de mercado no setor de energia elétrica.

De fato, a tendência atual tem sido analisar o mercado além da mera observação das medidas de concentração. Para isso, estão sendo usados modelos alternativos - como é o caso do modelo de oligopólio de Cournot - capazes de incorporar aspectos importantes referentes ao comportamento estratégico das firmas. Através dos resultados destes modelos, podemos analisar com maior embasamento a possibilidade do exercício do poder de mercado por um conjunto de firmas dominantes, prestando-se também à realização de simulações de possíveis mudanças na estrutura do setor, como variações na elasticidade e níveis de demanda, variações no número e tamanho das firmas do mercado e disponibilidade de água para geração hidráulica. Estes modelos, portanto, servem como um avanço nos estudos de medida de poder de mercado no setor de energia elétrica.

A abordagem proposta neste capítulo baseia-se na simulação do comportamento estratégico dos agentes de geração, analisando o impacto de variações na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio. Para efeito de comparação, são calculados os preços de equilíbrio na hipótese de concorrência perfeita entre as firmas e na hipótese de competição estratégica entre firmas, na presença de uma franja competitiva e com despacho hidráulico descentralizado. Com isso, espera-se analisar a influência de parâmetros como a elasticidade da demanda e a estrutura do setor sobre o comportamento estratégico dos agentes, consistindo em uma ferramenta para o estudo do efeito dessas variáveis sobre o nível de preços em um mercado de energia elétrica.

O presente capítulo está dividido em 5 seções, além da presente introdução. Na seção 5.2, apresenta-se uma discussão sobre as principais medidas de concentração e sua aplicabilidade em medir poder de mercado no setor de energia elétrica. Na seção 5.3, é feita uma revisão de literatura sobre os principais modelos de oligopólio utilizados para medir poder de mercado no setor de energia elétrica. Na seção 5.4, aborda-se a metodologia, onde é feita a apresentação do modelo e do algoritmo de simulação a serem utilizados. Na seção 5.5, são feitas algumas simulações com dados do Sistema Interligado Nacional (SIN). Na última seção, são feitas as considerações finais do capítulo.

5.2 Medidas de concentração e sua aplicabilidade no setor de energia elétrica

5.2.1. Medidas de Concentração e Poder de Mercado

Pode-se entender a concentração de mercado como sendo a participação das empresas líderes nas vendas de um determinado mercado ou indústria. Mais especificamente, o conceito de concentração refere-se à idéia de que um pequeno número de firmas pode ser responsável por um grande percentual de produção da indústria. Neste sentido, a descrição do grau de concentração de um mercado pode ser feita a partir de dois aspectos específicos de sua estrutura: o número de firmas e a distribuição das cotas de participação. Desta maneira, quanto maior a dispersão dessa distribuição, e quanto menos firmas houver no mercado, maior é a concentração (JACQUEMIN, 1987).

De acordo com Resende (1994), os índices de concentração podem ser classificados em dois tipos: “parciais” ou “sumários”. Os índices parciais fazem uso de apenas parte dos dados referentes à totalidade das firmas em questão, ao passo que os sumários consideram toda a informação da população amostral e não apenas as maiores firmas. Dentre as medidas parciais destaca-se a razão de concentração (CR), enquanto que na categoria de medidas sumárias destacam-se o índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) e o índice de entropia de Theil (ET).

Oliveira (1997) apresenta uma segunda caracterização para os índices de concentração. Enquanto alguns índices são classificados como “medidas relativas”, por considerarem apenas a dispersão das cotas (como o coeficiente de Gini), outros são classificados como “medidas absolutas” (como a razão de concentração, o índice de Herfindhal-Hirschman e o índice de entropia de Theil), por considerarem também o número de firmas presentes no mercado.

Dentre os índices de concentração, o índice de Herfindahl-Hirschman (IHH)²⁰ é o mais popular, sendo usado pelo *U.S. Department of Justice* (DOJ), que julga os processos relacionados a fusões entre empresas e práticas anticompetitivas nos EUA e pela *Federal Energy Regulatory Commission* (FERC), órgão regulador do mercado de energia dos EUA. Conforme será discutido posteriormente, existe uma justificativa para o uso do IHH como um indicador de poder de mercado: sua correspondência com o modelo de Cournot, o qual é um modelo de ação unilateral.

²⁰O IHH é definido como a soma dos quadrados das cotas de mercado de todas as ofertantes, podendo assumir qualquer valor entre 0 e 1, embora em documentos legais ele seja multiplicado por 10.000.

Desta forma, diversos autores têm se baseado na medida de índices de concentração como elementos sinalizadores do exercício do poder de mercado em diversos setores industriais. Dentro deste contexto, podemos definir poder de mercado como sendo a capacidade de uma firma alterar os preços além do nível competitivo, visando a um aumento de lucratividade. Frequentemente, no entanto, órgãos reguladores costumam atribuir sua própria definição. No relatório intitulado *State of the Markets 2000*, elaborado pela FERC, encontramos uma nova definição:

“Market power is the ability to withhold capacity or services, to foreclose input markets, or to raise rival firms’ costs in order to increase prices to consumers on a sustained basis without related increases in cost or value.” (FERC 2000^a).

Para o *U.S. Department of Justice – DOJ* (1997) –, poder de mercado para um vendedor é a habilidade de manter lucrativamente os preços acima dos níveis competitivos por um significativo período de tempo.

Stoft (2002) apresenta, em um exemplo simples, o exercício de poder de mercado por parte de um monopolista. Para isso, considera a existência de um único ofertante, o qual apresenta a seguinte função lucro de curto-prazo:

$$\Pi(q) = P(q) \times q - CM_g \times q \quad (5.1)$$

onde q é a produção, CM_g é o custo marginal, e $P(q)$ é a função de demanda inversa, a qual descreve como o preço de mercado depende da quantidade ofertada. A curva de demanda, dada por $P(q)$, informa ao monopolista quanto uma redução em sua produção pode elevar o preço de mercado.

Desta forma, para exercer poder de mercado, o monopolista pode restringir a sua oferta, o que na prática se confunde com o fato de cobrar além do que os consumidores estão dispostos a pagar. A figura 5.1 a seguir exemplifica o comportamento estratégico de um monopolista apresentado por Stoft.

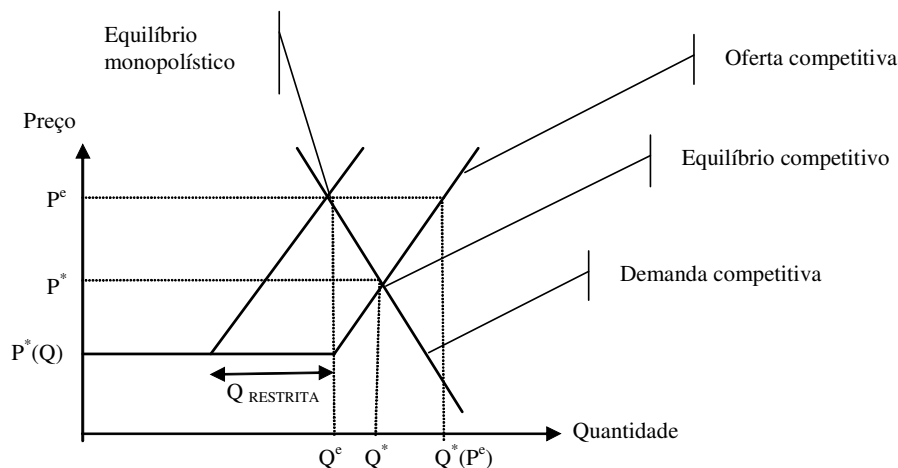


Figura 5.1. Análise gráfica de um equilíbrio monopolístico.

No caso da empresa suspender a geração de uma de suas plantas, teríamos o deslocamento da curva de oferta da empresa para a esquerda no valor da capacidade da planta, aumentando o nível de preços de P^* para P^e , o preço real do mercado. O autor destaca três valores de preços e quantidades que são de interesse nesse caso: o equilíbrio competitivo (P^* , Q^*), o equilíbrio estratégico monopolístico (P^e , Q^e) e o par (P^e , $Q^*(P^e)$).

Estes valores de preços e quantidades determinam duas diferenças de preços e duas diferenças de quantidades que são essenciais para a compreensão do poder de mercado. A primeira é a quantidade restrita, ΔQ_R , dada por $Q^*(P^e) - Q^e$. Este valor corresponde à capacidade de geração da planta não ofertada. É importante destacar que a capacidade restrita não é igual a $Q^* - Q^e$, que é a diferença entre as ofertas da firma nos casos competitivo e estratégico, respectivamente. Em alguns casos existe uma tendência em estudos de análise de poder de mercado de definir erroneamente a quantidade restrita como sendo esta última, que é na realidade a quantidade de distorção (MAS-COLLEL et al., 1995). Vale destacar que a quantidade de distorção é consideravelmente menor que a capacidade de geração que foi restrita. O análogo à distorção de quantidades em termos de preços é dada por $P^e - P^*$, a diferença entre o preço real e o preço competitivo. Esta diferença é denominada distorção de preços de monopólio, denotada por $\Delta P_{dist.}$ e pode ser usada como um indicador de poder de mercado (STOFT, 2002).

A segunda diferença, $P^e - P^*(Q^e)$, é o *markup* sobre o custo marginal, sendo denotada por ΔP_M . Vale a pena notar que $P^*(Q^e)$ não é o custo marginal competitivo, P^* , mas o custo

marginal caso os produtores ofertassem a quantidade de monopólio de maneira competitiva. O *markup* dividido pelo preço real, P^e , é denominado índice de Lerner, o qual é a medida mais comum de poder de mercado, podendo ser definido formalmente por:

$$IL = \frac{(P^e - CM_g)}{P^e} \quad (5.2)$$

onde CM_g é o custo marginal calculado no nível de produção do mercado e P^e é o preço de equilíbrio do mercado.

Mas-Collel (1995) demonstra que, para uma firma individual, o valor da medida guarda uma relação inversa com o módulo da elasticidade preço da demanda²¹ (ϵ), e depende diretamente de sua cota de participação (m_i) e de um fator que representa a variação conjectural (λ_i)²², conforme mostrado na expressão a seguir:

$$IL_i = \frac{p - c'_i}{p} = \frac{m_i \cdot (1 + \lambda_i)}{\epsilon} \quad (5.3)$$

onde p é o preço do mercado e c'_i é o custo marginal da firma no seu nível de oferta.

Para o modelo de oligopólio de comportamento de Cournot – onde cada firma determina sua oferta ótima dada a quantidade ofertada pelas demais - há uma relação mais simplificada:

$$IL_i = \frac{p - c'_i}{p} = \frac{m_i}{\epsilon} \quad (5.4)$$

Desta forma, percebe-se que, dada a elasticidade preço da demanda, a firma terá tanto mais poder de mercado quanto maior for a sua participação relativa no mercado. Supondo um produto homogêneo, pode-se ainda concluir que a única forma de uma firma obter um

²¹ A elasticidade da demanda, dada por $\epsilon = -\frac{(dQ / dP)}{(P / Q)}$, tem um papel considerável na teoria do poder de mercado. Ela é definida como sendo o percentual no qual a demanda reduz frente a um aumento de um ponto percentual nos preços.

²² Consiste na resposta que a firma i espera de todas as outras em termos de uma mudança unitária em sua variável estratégica,

ou seja, $\lambda_i = \sum_{j \neq i}^n \frac{dq_j}{dq_i}$.

diferencial de poder de mercado e de cota de participação com relação às suas rivais seria através de um custo marginal mais baixo, uma vez que o preço é único.

Oliveira (1997) apresenta, ainda, uma relação entre o poder de mercado de uma firma e a sua rentabilidade. Desta forma, supondo custo marginal constante e, portanto, igual ao custo variável médio, demonstra-se que:

$$IL_i = \frac{pq_i - c'_i q_i}{pq_i} = \frac{\pi_i + F_i}{R_i}. \quad (5.5)$$

Neste sentido, o poder de mercado de uma firma pode ser visto como sendo a razão entre a soma de seu lucro (π_i) e seu custo fixo (F_i), e sua receita (R_i).

As expressões (5.3) a (5.5) levam ao uso das cotas de participação e das razões de concentração (CR) como medidas indiretas do poder de mercado de uma ou mais firmas de uma indústria. Desta forma, autoridades anti-truste têm se baseado em medidas de razão de concentração para avaliar o potencial de exercício de poder de mercado²³. No Brasil, por exemplo, o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE) realiza exames de atos de concentração econômica tais como fusões, aquisições, *joint ventures* ou incorporações baseando-se também na participação das firmas no mercado²⁴.

No que se refere à indústria como um todo, uma relação similar à (5.5) pode ser obtida agregando os índices de Lerner de cada firma, cada um ponderado pela sua cota de participação correspondente (OLIVEIRA, 1997):

$$IL = \sum_{i=1}^n m_i \cdot \frac{p - c'_i}{p} = \frac{p \sum_{i=1}^n q_i - \sum_{i=1}^n c'_i q_i}{pq} = \frac{\pi + F}{R}, \text{ onde } q = \sum_{i=1}^n q_i. \quad (5.6)$$

Este resultado sugere a existência de uma relação positiva entre o poder de mercado médio (IL) exercido pelas firmas numa indústria e a margem agregada de lucro $\frac{\pi}{R}$, dado o custo fixo agregado (F). Acréscimos no poder de mercado de uma firma em específico

²³Por exemplo, a *European Commission* - órgão regulador da Comunidade Européia - adota o limite de 40% de participação para saber se uma firma é capaz de manipular um mercado.

²⁴Negócios que implicam no controle, por uma única companhia, de mais de 20% do mercado têm de passar pelo crivo do CADE. Isto é o que está previsto em lei. Os conselheiros do CADE devem autorizar ou não as fusões.

resultariam em aumentos em sua margem de lucro, assim como um incremento do poder de mercado médio resulta em aumento da margem de lucro agregada.

Ainda partindo da agregação dos índices de Lerner de cada firma, com o intuito de se obter o poder de mercado da indústria, observa-se uma relação monotônica positiva com o índice de concentração de Herfindahl-Hirschman (TIROLE, 1997).

$$IL = \frac{IHH}{\varepsilon} \left(1 + \frac{\sum_{i=1}^n (q_i^2 \cdot \sum_{i \neq j}^n \frac{dq_j}{dq_i})}{\sum_{i=1}^n q_i^2} \right) \quad (5.7)$$

Supondo uma mesma variação conjectural $\sum_{i \neq j}^n \frac{dq_j}{dq_i} = \lambda$ para todas as firmas, tem-se uma versão mais simplificada:

$$IL = \frac{IHH}{\varepsilon} (1 + \lambda). \quad (5.8)$$

Adotando a suposição de comportamento de Cournot ($\lambda = 0$) tem-se:

$$IL = \frac{IHH}{\varepsilon}. \quad (5.9)$$

A expressão (5.9), para a indústria, é análoga à expressão (5.4), para a firma. Enquanto esta última refere-se ao poder de mercado de uma dada firma, relacionando-o com sua cota de mercado e a elasticidade da demanda; a primeira refere-se ao poder de mercado da indústria como um todo, relacionando-o com o IHH e a elasticidade da demanda.

As expressões (5.7) a (5.9) levam muitos pesquisadores a utilizarem o IHH como medida usual de poder de mercado em uma indústria. Por exemplo, Schmalensee e Golub (1984) calcularam valores de IHH, para cerca de 170 submercados de energia elétrica dos EUA. Eles descobriram que 35% destes submercados apresentavam valores de IHH acima de 1800, ou seja, estavam com uma concentração superior ao limite estabelecido pelas normas do DOJ/FERC²⁵.

²⁵Consideram um mercado não concentrado quando $IHH < 1000$, moderadamente concentrado para $1000 < IHH < 1800$ e altamente concentrado quando seu valor é superior a 1800 pontos.

Do exposto acima, podemos destacar dois fatores como determinantes do nível de poder de mercado que uma firma pode exercer: a elasticidade da demanda e o grau de competição entre as firmas. No caso de concorrência perfeita, a elasticidade da demanda torna-se irrelevante devido à intensidade da competição; no outro extremo, caso do monopólio, a elasticidade da demanda é importante, dado que não há competidores. O oligopólio está situado entre estas duas estruturas de mercado, em que tanto as ações dos competidores como a elasticidade da demanda influenciam o resultado do mercado.

5.2.2. Análise de Poder de Mercado no Setor de Energia Elétrica

Conforme já mencionado, medidas de concentração levam em consideração apenas a distribuição das vendas ou das capacidades das firmas em uma indústria, mas não podem dizer o que acontecerá aos preços no caso de uma das firmas reduzir a sua oferta estrategicamente. Esta é uma questão crítica no mercado de energia elétrica, onde o produto é não estocável e a demanda de curto-prazo é relativamente inelástica. Devido a estes fatores, as medidas de concentração tradicionais não são os indicadores mais apropriados para detectar o exercício do poder de mercado no setor de energia elétrica.

A título de ilustração sobre a inadequabilidade das medidas tradicionais de concentração de mercado, é interessante citar o trabalho de Borenstein, Bushnell e Knittel (1999). Analisando o mercado de energia elétrica da Califórnia, os autores mostram, após uma breve análise, que o mercado é aparentemente não concentrado, sendo constituído de um conjunto diversificado de empresas geradoras; mas que há espaço, entretanto, para o exercício de poder de mercado, sobretudo nas horas de pico de demanda. Através de simulações, os autores mostram que a partir de certos níveis de demanda²⁶ há espaço para o comportamento estratégico de algumas grandes empresas geradoras²⁷ (oligopolistas), uma vez que as pequenas geradoras (franja competitiva) já se encontram gerando a plena capacidade. Assim sendo, as grandes geradoras podem lucrativamente reduzir sua oferta, sabendo que a maior parte de seus concorrentes será incapaz de responder com aumento de produção. Portanto, quando tal comportamento ocorre, a concentração do mercado parece ter-se reduzido, já que as firmas estratégicas - os maiores produtores - estão de fato reduzindo produção e, portanto, reduzindo sua parcela de mercado.

²⁶ Os preços crescem rapidamente além de um certo patamar, em torno de 27.000 MW. Neste ponto os preços se elevam porque um crescente número de firmas competitivas alcança sua máxima capacidade de geração.

Através do exemplo anterior, obtido de uma análise do mercado da Califórnia, verificamos que não podemos confiar apenas nas medidas tradicionais de concentração ao se analisar o exercício de poder de mercado no setor de energia elétrica, uma vez que o índice de concentração (IHH) e o poder de mercado, para certos níveis críticos de demanda - onde as grandes firmas comportam-se estrategicamente – podem variar em sentidos opostos, o que nos deixa vulneráveis a conclusões errôneas caso venhamos a nos basear apenas nestas medidas. Apesar destas considerações, muitos trabalhos ainda se baseiam apenas na utilização de índices de concentração como indicadores indiretos de poder de mercado, pois os mesmos são facilmente calculáveis e se baseiam em cotas de participação facilmente observáveis.

De tudo isso, deve-se destacar a importância de utilizarmos modelos alternativos, como é o caso do modelo de oligopólio de Cournot, que sejam capazes de incorporar aspectos importantes do setor de energia elétrica, como o comportamento estratégico das firmas e a baixa elasticidade da demanda. Através dos resultados destes modelos, podemos analisar com maior embasamento a estrutura de um mercado de energia elétrica, incluindo a possibilidade do exercício do poder de mercado por um conjunto de firmas dominantes. Estes modelos, apresentados na próxima seção, servem como um avanço nos estudos de medida de poder de mercado no setor de energia elétrica.

5.3 Revisão da literatura sobre os modelos de oligopólio utilizados para análise de poder de mercado no setor de energia elétrica

Ultimamente, tem sido um importante foco de discussão a melhor maneira de se analisar o potencial de exercício de poder de mercado em indústrias de energia elétrica em fase de reestruturação. Conforme já mencionado, embora muitos estudos tenham sido baseados em aproximações indiretas do problema, a partir da medição da concentração industrial existente no mercado, para o caso do setor elétrico os modelos de competição oligopolista, baseados em conceitos de Teoria dos Jogos, são mais apropriados, uma vez que especificam o comportamento estratégico dos agentes envolvidos. Nas subseções seguintes, será feita uma abordagem dos dois modelos oligopolistas aplicados em mercados de energia

²⁷ *Pacific Gas & Electric (PG&E) e Southern California Edison (SCE).*

elétrica²⁸: o modelo de curvas de oferta - *Supply Function Equilibrium (SFE)* e o modelo de Cournot.

5.3.1 O modelo de curvas de oferta

Os estudos com modelos de "equilíbrio de curvas de oferta" foram introduzidos por Klemperer e Meyer (1989), assumindo que as firmas adotam comportamento estratégico na forma de lances ótimos de pares preço-quantidade, ao invés de competirem apenas em preços ou em quantidades independentemente, permitindo uma melhor adaptação às condições de mercado.

Em termos gerais, os estudos usando *SFE* utilizam representações estilizadas dos custos das empresas de geração, de forma a obterem curvas de oferta contínuas. Assim, os oligopolistas explicitam funções ótimas de lances, com níveis de quantidade e preço associados, que podem dar lugar a todo um intervalo de soluções possíveis (equilíbrios) que estão compreendidas entre a mais competitiva, onde os competidores se comprometem com a estratégia de preço igual a custo marginal, e a menos competitiva entre as soluções não cooperativas, onde os competidores trabalham com um nível de produto que difere do nível competitivo (KLEMPERER e MEYER, 1989).

A título de ilustração, consideremos uma firma que tenha sua curva de custo marginal dada pela figura 5.2. Esta seria sua curva de oferta no caso de um comportamento competitivo.

²⁸ O outro modelo básico de equilíbrio não-cooperativo, o de Bertrand, no qual as firmas competem em preço, é suportado pela hipótese que qualquer firma pode capturar todo o mercado através de preços inferiores aos das demais firmas e que estas são capazes de expandir sua produção a fim de satisfazer toda a demanda. Desde que as capacidades de geração apresentam restrições significativas em mercados de energia elétrica, esta hipótese não é adequada (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999).

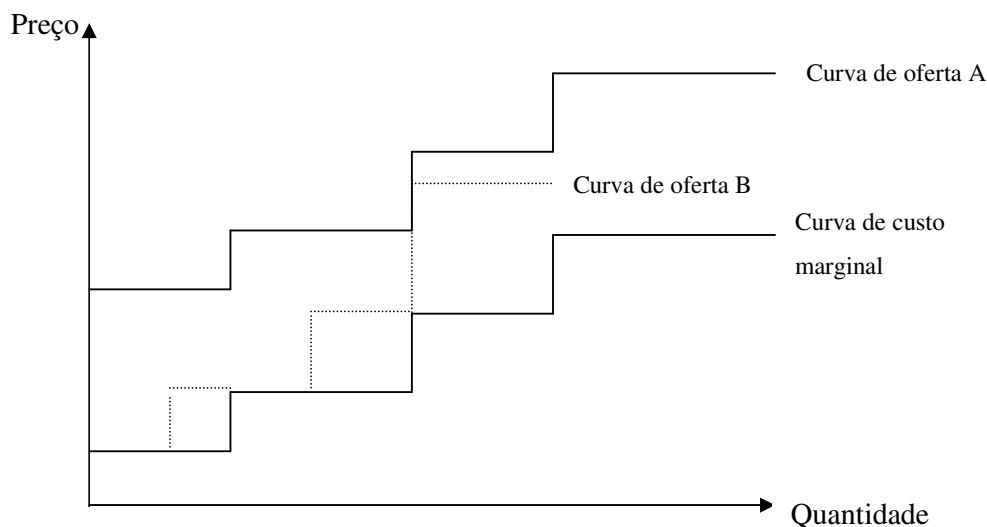


Figura 5.2. Curvas de oferta de uma firma

O custo marginal da firma aumenta em degraus, à medida que plantas de maior custo de geração passam a ser empregadas. Existem, então, duas maneiras de uma firma afetar os preços de mercado: ofertando suas plantas em plena capacidade de geração, mas a preços superiores aos respectivos custos marginais (curva de oferta A); ou ofertando ao custo marginal, mas não declarando suas plantas em plena capacidade, ou seja, declarando algumas plantas indisponíveis para geração ou gerando a uma capacidade inferior à sua capacidade instalada (curva de oferta B). Em geral, a curva de oferta de equilíbrio é dada como uma combinação dos dois comportamentos.

Como primeira aplicação do modelo de curvas de oferta em mercados de energia elétrica podemos citar o trabalho de Green e Newbery (1992), com o objetivo de avaliar o nível de competição no setor elétrico da Inglaterra. Desta forma, os autores modelaram o mercado inglês inicialmente a partir de um duopólio simétrico. Como resultado, descobriram que, para certos valores assumidos para a elasticidade da demanda, as empresas de geração eram capazes de aumentarem seus lucros, elevando os preços acima do nível competitivo. Examinaram, ainda, o impacto de uma mudança na estrutura do setor sobre o nível de preços. Para isso, simularam o caso da indústria passando a ser constituída por cinco firmas de mesmo tamanho. Nesse caso, o preço de equilíbrio foi significativamente inferior, e próximo do nível competitivo. Bolle (1992), também utilizou o modelo de curvas de oferta para o mercado

inglês, mostrando que esse modelo teórico levava a preços de equilíbrio bem superiores aos custos marginais.

Rudkevich, Duckworth e Rosen (1998) utilizaram o modelo de curvas de oferta para analisar o mercado da Pensilvânia (EUA). Estes autores trabalharam com firmas idênticas como Green e Newbery (1992), mas adotando curvas de oferta em forma de escada. A curva de escada é considerada mais realista, pois cada planta tem determinada capacidade e um custo variável associado. Como as firmas são idênticas, cada uma possui $1/n$ de cada planta (para obter curvas iguais). Utilizou-se também uma demanda inelástica, o que simplificou significativamente a análise.

Halseth (1998) utilizou modelos de curvas de oferta para analisar o potencial de exercício de poder de mercado na Noruega, em grande parte suprida por energia hidráulica e nuclear. Em seu modelo a curva de oferta era linear, assumindo um *markup* constante sobre o custo marginal, o qual dependia da forma de geração (hidráulica, nuclear ou térmica). Ele descobriu que o potencial de poder de mercado era reduzido devido à presença de um excesso de capacidade de geração da franja competitiva. Apenas duas das seis maiores empresas de geração tinham incentivos para restringir suas ofertas.²⁹ Em particular, as empresas de geração hidráulica não tinham interesse em restringirem suas ofertas, uma vez que, devido ao fato da totalidade de suas receitas serem provenientes desta forma de geração, de baixo custo marginal, os aumentos de preços tinham de ser significativos de forma a justificarem uma redução na geração³⁰. Vale ressaltar que os resultados obtidos tinham base anual, onde se supunha uma certa disponibilidade de geração hidráulica, a qual, conforme os resultados das simulações, era completamente utilizada. Entretanto, não foi feita nenhuma consideração sobre como a reserva hidráulica poderia ser alocada durante o ano. Esta foi uma importante omissão, uma vez que poderia ser o caso das empresas de geração hidráulica não exercerem poder de mercado gerando aquém de sua capacidade, mas simplesmente alocando água levando em consideração os períodos de baixa e alta demanda.

Zendron (2002), seguindo a abordagem proposta em Halseth (1998), utilizou um modelo estático de curvas de oferta para analisar o potencial de exercício de poder de mercado no setor elétrico brasileiro. Para isso supôs um mercado onde cada agente possui um portfólio de plantas de geração, cada planta possuindo um custo marginal associado. Assumiu-se,

²⁹Estas duas empresas eram *Vattenfall* e IVO. A primeira tinha 42% da sua geração de natureza hidráulica, 48% nuclear e 10% de térmicas convencionais. A segunda empresa, IVO, era predominantemente térmica.

entretanto, que cada agente detém o mesmo perfil de portfólio, alterando apenas os montantes de que dispõe cada agente. Para simplificar a modelagem não foi considerado o mecanismo de realocação de energia e as restrições de transmissão entre os submercados, restringindo-se o modelo ao cálculo do equilíbrio para o conjunto total do sistema interligado nacional. Na configuração do modelo optou-se por uma abordagem estática, no horizonte de apenas um período (mês), onde a demanda foi suposta inelástica e conhecida. No que se refere à modelagem da geração hidráulica, utilizou-se o custo de oportunidade da água, a energia hidráulica disponível e a geração hidráulica programada em cada mês analisado (janeiro, abril e junho), com dados obtidos do MAE e do ONS. A partir desses dados, foi feita uma aproximação *ad-hoc* da curva de custo marginal das hidráulicas³¹. Como resultado, observou-se a possibilidade dos agentes exercerem poder de mercado para o três meses analisados. Em meses de escassez, como o ocorrido em junho de 2001, por ocasião do racionamento, mesmo através de uma alocação centralizada da geração hidráulica, obteve-se um deslocamento do preço de R\$ 188,43 para R\$ 277,85, um *markup* de cerca de 47,6%, representando um aumento do lucro total do mercado em cerca de 15,2%. Considerando-se um despacho descentralizado o espaço para poder de mercado foi maior: *markup* de 35,4% para abril e de 1361,9% para junho de 2001. Quanto ao impacto de mudanças na estrutura do setor, verificou-se que os *markups* diminuem com o aumento do número de agentes e com a redução da dispersão no tamanho das empresas.

No que se refere ao contexto geral dos trabalhos, as aplicações do modelo de curvas de oferta em mercados de energia elétrica têm resultados em comum. A principal conclusão é que as declarações de curvas de oferta obtêm preços que ficam acima do custo marginal em quase todos os períodos (RUDKEVICH, DUCKWORTH e ROSEN, 1998) e que apresentam elevado *markup* sobre os custos marginais. O preço médio chega a aumentar cerca de 50% ou mais (GREEN e NEWBERY, 1992). Todavia, o resultado é mais próximo do competitivo do que o de Cournot (HALSETH, 1998).

Em termos de estrutura de mercado, os resultados dos modelos também são convergentes. Quanto maior o número de agentes e menor o seu tamanho em relação ao

³⁰ O autor demonstra que quanto menor a margem de contribuição, definida como preço menos custo variável, maior o incentivo para o agente reter capacidade. A margem representa, então, o custo de retirar capacidade do mercado. Para as usinas hidráulicas, que têm alta margem de contribuição, o incentivo para reter capacidade é menos pronunciado.

³¹ O custo foi suposto nulo para toda a energia acumulada até o montante correspondendo à metade da energia programada para ser gerada. Para o próximo um quarto do montante da geração programada, o valor da água foi suposto igual a um terço do valor determinado pelo ONS. O próximo um décimo recebeu o custo de metade do valor da água. O décimo seguinte recebeu três quartos do valor da água. Finalmente, o último patamar de geração programada recebeu 1,35 vezes o valor da água.

mercado, mais elástica tende ser a sua curva de oferta, reduzindo os *markups* sobre os custos marginais. Segundo Green e Newbery (1992), com cinco agentes em vez de dois, o mercado inglês poderia observar preços mais baixos e menor incentivo à entrada. A previsão de grande redução dos preços em caso de segmentação horizontal na Inglaterra também é feita pelo modelo de Baldick, Grant e Kahn (2000). Entretanto, Rudkevich, Duckworth e Rosen (1998) observaram que mesmo com muitas firmas, em um mercado pouco concentrado, o preço, apesar de mais baixo, continua substancialmente acima do custo marginal, resultado este confirmado por Halseth (1998).

Apesar do modelo de curvas de oferta ser mais realista, por assumir estratégias que combinam preços e quantidades, ele apresenta a desvantagem de requerer simplificações na definição ex-ante das curvas de demanda, custo e oferta. Para simplicidade de cálculo, estas curvas são tomadas como bem comportadas. A demanda é muitas vezes inelástica ou linear. As curvas de oferta são contínuas e convexas, o que é uma simplificação no caso do mercado de energia elétrica, onde elas se aproximam mais de uma curva em forma de escada, com descontinuidades. Na mesma linha, as curvas de custo são aproximadas por funções contínuas. O impacto destas hipóteses é difícil de estimar e sua adoção é muito criticada, principalmente por autores que optam pelo modelo de Cournot.

Desta forma, embora tenham a vantagem de melhor representar a maneira como as firmas definem suas ofertas no mercado de energia elétrica, comportando-se estrategicamente nas variáveis preço e quantidade, os modelos de curvas de oferta apresentam a desvantagem de não serem tão flexíveis como o modelo de Cournot na incorporação de certos parâmetros importantes na estrutura do mercado, como a assimetria nos custos das empresas, introdução de uma franja competitiva, restrições técnicas, etc. Além disso, o equilíbrio de Nash-Cournot é geralmente mais fácil de calcular que o equilíbrio de curvas de oferta e constitui seu limite superior (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999).

5.3.2 O modelo de Cournot

O modelo de Cournot parte da hipótese que as empresas de geração competem estrategicamente através de quantidades ótimas de oferta, de forma que cada firma procura maximizar seu lucro, dadas as ofertas das demais firmas do mercado. Neste sentido, uma vez que permite incorporar aspectos importantes do mercado de energia elétrica, como a elasticidade da demanda, a assimetria de custos das empresas e a franja competitiva, o modelo de Cournot passou a ser muito utilizado no estudo de poder de mercado em indústrias de energia elétrica.

Dentro deste contexto, Andersson e Bergman (1995) utilizaram um modelo de Cournot para o mercado de energia elétrica da Suécia pós-reestruturação. Eles assumiram, então, curvas de demanda isoelásticas (elasticidade igual a 0,3 no caso de referência), custos marginais constantes para plantas de geração hidráulicas e nucleares, e curvas de custo marginal não-lineares para as plantas térmicas convencionais. Como um dos resultados, encontraram que os preços aumentam à medida que ocorre a restrição da oferta das firmas a níveis inferiores aos dos competitivos. Em particular, o preço de equilíbrio de Cournot seria cerca de 36% superior aos preços correntes. Os autores também analisaram o impacto de uma mudança na estrutura do setor, dividindo a maior empresa em duas firmas de mesmo tamanho, o que levou o preço de equilíbrio a um nível inferior ao dos preços correntes. Desta forma, verificando a relação existente entre o número de firmas do mercado e a diferença entre o nível de preços competitivos e o nível de preços resultantes de um equilíbrio estratégico, chegaram à conclusão de que, apesar das reformas então realizadas no setor elétrico da Suécia, ainda havia espaço para exercício de poder de mercado por um conjunto de firmas dominantes. Finalmente, analisaram o impacto de um aumento da sensibilidade da demanda sobre os preços do mercado, simulando o modelo para um valor mais alto de elasticidade (0,6). No que se refere à geração hidráulica, a mesma foi modelada a partir de dados de geração média, não levando em conta a forma com que esta energia foi alocada ao longo do ano (por exemplo, não houve distinção entre períodos de alta e de baixa demanda). Esta foi uma importante omissão, em virtude da importância da geração hidráulica no mercado da Suécia.

Borenstein e Bushnell (1999), usando dados históricos, simularam resultados para o mercado da Califórnia para o período pós-desregulação usando um modelo de Cournot com

uma franja competitiva³². Para isso, modelaram esse mercado como sendo um oligopólio constituído de três empresas e de uma franja competitiva. As empresas de Cournot estariam sujeitas a uma demanda residual, onde a oferta da franja era subtraída da demanda total do mercado. As curvas de oferta das empresas, em forma de escada, foram estimadas com dados a nível de planta, onde cada planta tinha um custo marginal constante de geração. Para as simulações adotaram um custo de exploração nulo para a energia hidráulica, seu preço-sombra sendo obtido indiretamente do modelo. Desta forma, para quatro meses do ano (março, junho, setembro e dezembro)³³, foram calculados o equilíbrio de Cournot em seis períodos representativos, correspondentes a diferentes níveis de demanda. Como resultado, os autores observaram que para baixos níveis de demanda os preços eram próximos dos competitivos. No entanto, em períodos de alta demanda havia um potencial para exercício de poder de mercado. Por exemplo, para um valor de elasticidade de 0,4, houve, no período de pico, *markups* de 41% e 64% para os meses de março e setembro, respectivamente. Os autores observaram, ainda, que um aumento na elasticidade da demanda resultava em preços de equilíbrio mais próximos do competitivo. Por exemplo, para uma elasticidade igual a 1,0 os *markups* nos picos de demanda de março e setembro se reduziam a 22% e 15%, respectivamente. Os autores simularam, também, mudanças na estrutura do setor, concluindo que uma segmentação da maior firma, *Southern California Edison* – SCE, através da venda de parte de suas plantas térmicas de geração, levava a uma redução dos *markups*. Os autores concluem, desta forma, que existem dois importantes fatores na determinação do potencial de exercício de poder de mercado: o nível de geração hidráulica disponível e a elasticidade da demanda.

Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), através de simulações para o mercado da Califórnia, verificaram que a partir de níveis críticos de demanda a concentração de mercado, medida pelo IHH, e o índice de Lerner, principal medida de poder de mercado, variavam em sentidos opostos. Segundo os autores, esse fato refletia o comportamento das firmas de Cournot, que restringiam sua oferta nesses períodos de modo a auferirem lucros maiores. Desta forma, concluíram sobre o risco da inadequabilidade das medidas tradicionais de concentração ao se analisar o exercício de poder de mercado no setor de energia elétrica. Esse

³²Para isto, assumiram que as empresas maiores adotavam um comportamento que consistia em seguir as estratégias características de um modelo de Cournot. Por outro lado, consideraram que as empresas menores se comportavam competitivamente, como tomadoras de preços (*price-takers*).

³³Estes meses foram escolhidos de forma a levar em consideração variações no nível da demanda, da energia hidráulica disponível e nos preços do gás natural.

resultado corrobora o estudo empírico de Wolak e Patrick (1997) para o mercado de energia elétrica da Inglaterra, onde os autores argumentam que o poder de mercado das firmas dominantes é exercido ao declararem certas plantas indisponíveis para geração em certos períodos. Segundo os autores, os agentes possuem dois instrumentos para elevarem os preços: a capacidade disponibilizada e a declaração de preço. Porém, usando dados de eficiência das plantas (disponíveis para o período de regulamentação ativa), pode-se estimar com relativa precisão os custos marginais. Isto ocorre porque as tecnologias são conhecidas e, assim, os custos ficam basicamente definidos pelo preço do combustível³⁴. Portanto, o regulador poderia fazer o mesmo cálculo feito nesse estudo e identificar declarações de preço que estivessem muito acima do custo marginal das plantas. Já uma estratégia envolvendo a declaração de disponibilidade seria mais difícil de ser identificada pelo regulador, devido à dificuldade em discernir entre manutenções programadas (rotineiras) ou não programadas (saídas forçadas). Desta forma, os autores encontraram evidências empíricas que os agentes usavam a capacidade declarada disponível para elevar os preços no mercado inglês. Portanto, o mecanismo centralizado de fixação de preços e as restrições de capacidade em mercados de energia elétrica (ao menos nos períodos de pico) dão suporte ao uso de um modelo de Cournot.

No que se refere ao tratamento da geração hidráulica, Ocaña e Romero (1998) simularam o comportamento dos agentes no mercado atacadista da Espanha, que conta com cerca de 40% de sua energia elétrica de natureza hidráulica, sendo constituído por quatro empresas (*Grupo Endesa, Iberdrola, Unión Fenosa e Hidroeléctrica del Cantábrico*). Na mesma linha de Borenstein e Bushnell, os autores assumem um ambiente livre de incerteza, onde cada empresa dispõe de uma quantidade fixa de energia hidráulica a ser repartida entre períodos de baixa e alta demanda, de forma a realizar uma exploração hidrotérmica de seus recursos de forma individualizada. A partir de curvas de demanda lineares, os autores encontram uma fórmula de partição ótima da geração hidráulica de uma empresa, a qual leva em conta sua quantidade de água disponível, o número de empresas e as diferenças nos valores de demanda dos diferentes períodos³⁵. Com isso, os autores incorporam no modelo a questão do despacho descentralizado, calculando o equilíbrio de Cournot-Nash em cada

³⁴Alguns estudos confirmam esta possibilidade, entre eles o de Borenstein, Bushnell e Wolack (2000), que estimaram os custos marginais de geração para o mercado da Califórnia.

³⁵Desta forma, cada empresa aloca água de forma a igualar sua receita marginal entre os períodos, implicando que cada empresa ofertará a mesma quantidade de geração térmica em cada período, desde que satisfeitos os limites máximo e mínimo de geração hidráulica (OCAÑA e ROMERO, 1998).

período e comparando os resultados com o caso competitivo, onde as firmas se comportam como tomadoras de preço.

Kelman, Barroso e Pereira (2001) aplicaram um modelo de Cournot usando dados oriundos do setor elétrico brasileiro, em particular da região sudeste, considerando duas usinas hidrelétricas e 23 térmicas. Em seu modelo, utilizaram um esquema de programação dual estocástica para determinar o nível de reservatórios ótimo em cada mês ao longo de três anos, resultando em um custo de oportunidade de utilização da água em cada período. A partir daí, foi calculado o preço de equilíbrio em cada período (mês), dado pelo máximo entre o custo de oportunidade da água e o das térmicas. Em suas simulações, no entanto, foram feitas algumas simplificações, tais como: (1) cada agente de Cournot possui um custo variável constante c ; (2) a curva de oferta da franja competitiva é linear; (3) a demanda é suposta inelástica. Como resultado, os autores observaram que há uma tendência das firmas restringirem sua geração hidráulica em relação a uma geração hidráulica de mínimo custo - resultante de uma operação centralizada de um otimizador do sistema – de forma a auferirem lucros maiores.

Conforme podemos depreender do exposto acima, a literatura parece concordar que existe um maior potencial de poder de mercado em períodos onde a franja competitiva encontra-se saturada, resultando em preços superiores aos preços de equilíbrio competitivo. Além disso, os resultados mostraram-se bastante sensíveis a variações na elasticidade da demanda, na estrutura do setor (tamanho e número de empresas) e na oferta da franja competitiva.

5.4 Metodologia

5.4.1 Introdução

A metodologia empregada neste trabalho, que versa sobre os modelos tradicionais de competição oligopolista, fundamenta-se no modelo de Cournot - aplicado para responder a diversas questões sobre o nível de competição no mercado *spot* da Califórnia (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999) - e também tem sua referência teórica no trabalho de Ocaña e Romero (1998), sobre o mercado espanhol.

O modelo permite abordar conceitualmente o mecanismo pelo qual as empresas de geração poderiam alterar os preços em um *pool* de eletricidade³⁶. Neste sentido, o modelo parte da existência de dois conjuntos de firmas: as competidoras de Cournot, capazes de influenciar o nível de preços do mercado, e as pequenas firmas, que fazem parte da franja competitiva³⁷.

Este trabalho, portanto, encontra-se na mesma linha de estudo de Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), já que simula resultados para um mercado *spot* utilizando um modelo de Cournot na presença de uma franja competitiva. No entanto, assim como no estudo de Ocaña e Romero (1998), faz-se um tratamento mais específico da energia hidráulica, considerando a questão da intertemporalidade através de uma fórmula de partição de água que, para cada uma das firmas, iguala as receitas marginais entre diferentes períodos de demanda. Ou seja, o modelo incorpora a questão da alocação ótima da água por parte das firmas entre períodos de baixa e alta demanda, permitindo o cálculo do preço de equilíbrio na situação onde as firmas podem decidir o quanto de água devem gerar em cada período de forma a maximizarem seus lucros, caso do despacho descentralizado.

Nas próximas subseções, será feita uma discussão mais detalhada sobre a aplicação do modelo de Cournot ao mercado de energia elétrica, onde serão abordadas questões relativas à modelagem da oferta, da demanda e do despacho da geração hidráulica, assim como o algoritmo iterativo para a obtenção do equilíbrio de Cournot-Nash.

5.4.2. Oferta de Mercado

As curvas de oferta das firmas são construídas assumindo custos marginais constantes para cada uma de suas plantas de geração. Na prática, utilizam-se dados, a nível de planta, sobre capacidades instaladas e custos de operação e manutenção de cada unidade térmica de geração. Assim, os pares custo-capacidade de cada unidade são combinados para produzir, para cada firma, uma função escada para o custo da produção total, conforme mostra a figura 5.3 a seguir. No caso da energia hidráulica, assume-se um custo de exploração nulo, sendo seu

³⁶A partir de um certo nível crítico de demanda, onde a maioria das firmas já se encontraria ofertando a plena capacidade (franja competitiva), as grandes empresas passariam a competir estrategicamente, reduzindo suas ofertas de forma a alavancarem o nível de preços do mercado.

³⁷As firmas de Cournot são responsáveis pela maior parte da capacidade instalada de geração e comportam-se estrategicamente, sobretudo nos picos de demanda, onde a franja competitiva encontra-se saturada. As pequenas firmas (franja competitiva) agem como *price-takers*, ou seja, ofertam ao mercado toda sua produção até que o preço iguale o seu custo marginal ou operem em plena capacidade.

preço-sombra determinado a partir do algoritmo de otimização do modelo (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999).

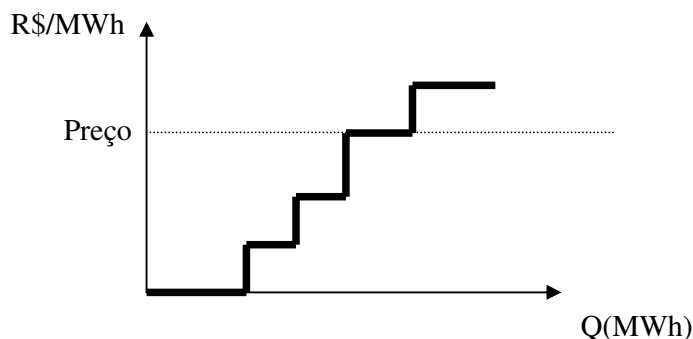


Figura 5.3. Curva de oferta de uma firma

Para a simulação, as firmas são divididas em duas categorias. Firmas menores - tal que não são capazes de afetar o preço de mercado a qualquer nível normal de demanda - são consideradas tomadoras de preços (*price-takers*). Estas firmas são modeladas como simplesmente ofertando toda energia disponível com custo marginal menor ou igual ao preço de mercado, estando sujeitas, no entanto, aos seus respectivos limites de geração. Por outro lado, as maiores empresas - que são capazes de afetar o preço de mercado - são consideradas como seguindo um comportamento estratégico de Cournot, conforme a subseção 5.3.2.

Para analisar a competição entre firmas de Cournot, primeiramente é necessário controlar o efeito da franja competitiva através da subtração da oferta destas firmas da demanda do mercado. Para obter a oferta agregada da franja, a um dado preço, adiciona-se a quantidade de energia que cada firma tomadora de preços ofertaria àquele preço. Às firmas de Cournot, então, restaria uma demanda residual, dada pela diferença entre a demanda do mercado e a oferta da franja. Formalmente, a curva de demanda residual, defrontada pelas firmas de Cournot é dada por:

$$D_r(p) = D(p) - \sum S_i^f(p) \quad (5.10)$$

onde $D(p)$ é a curva de demanda do mercado e S_i^f representa a curva de oferta da firma i da franja.

Usando a definição acima, podemos construir a curva de demanda residual para uma extensa faixa de níveis de demanda de mercado, calculando o equilíbrio de Cournot em cada um deles, de forma a verificar níveis críticos onde problemas de exercício de poder de mercado possam existir, devido à saturação da capacidade de geração da franja competitiva.

5.4.3. Demanda de Mercado

Na maioria dos mercados de energia elétrica existe um baixo potencial para o exercício do poder de mercado em horários de baixa demanda. Em muitos mercados, no entanto, existe um potencial significativo para o exercício do poder de mercado em horários de pico de demanda. Isto se deve, em parte, ao fato de que quando a demanda ultrapassa um certo nível a capacidade de geração dos competidores potenciais se exaure, deixando o mercado residual para apenas algumas poucas firmas dominantes neste nível marginal³⁸. Devido a esta característica da competição em mercados de energia elétrica, podemos simular o impacto de um aumento do nível de demanda do mercado sobre o nível de preços de equilíbrio. Neste estudo, portanto, seguindo a linha de Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), adota-se um modelo de demanda que cobre o período de um mês, dividido em 744 blocos horários, ordenados de forma crescente, da menor para a maior demanda. Para as simulações são escolhidos cinco períodos representativos, que corresponderiam, dentro do mês, aos valores de: 600^a maior demanda, 450^a maior demanda, 300^a maior demanda, 150^a maior demanda e pico de demanda; designados períodos 1, 2, 3, 4 e 5, respectivamente.

Para as simulações utilizam-se curvas de demanda lineares da forma:

$$D(p) = A - b \cdot p \quad (5.11)$$

onde p é o preço da energia elétrica, $D(p)$ é a demanda a este preço, e A e b são constantes que definem a curva de demanda.

Para determinar as curvas de demanda referentes a um dado mês, utiliza-se um ponto de referência pelo qual deve passar a reta, ou seja, um par (preço de referência - quantidade de referência). Dada a elasticidade da demanda (ϵ), a reta de referência fica definida pelas expressões:

³⁸Alguns exemplos podem ser vistos em Andersson e Bergman (1995) e Borenstein, Bushnell e Knittel (1999).

$$b = \varepsilon \frac{q_{ref.}}{p_{ref.}} \quad (5.12)$$

$$A = q_{ref.} (1 + \varepsilon) \quad (5.13)$$

As curvas de demanda para os demais períodos são obtidas mantendo-se fixos o preço de referência e a inclinação da curva de demanda (b), e fazendo-se variar a quantidade demandada pelo mercado em cada período. A título de ilustração, a figura 5.4 a seguir mostra, para um certo mês, a construção de curvas de demanda para dois períodos. A curva de demanda de referência, D_1 , é escolhida tal que, aos preços correntes do mês, a demanda do mercado seria 10.000 MW, enquanto D_2 é definida tal que a demanda de mercado seria 25.000 MW aos correntes. Nos resultados apresentados abaixo, as curvas de demanda são identificadas por suas quantidades "âncora". Para levar em conta as flutuações entre as demandas nos horários de pico e fora de pico, basta variar esta "quantidade âncora" mantendo o preço de referência inalterado.

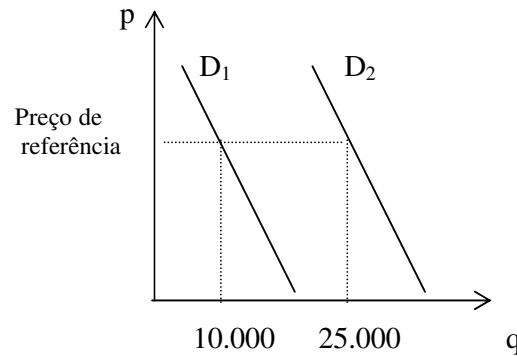


Figura 5.4. Exemplo de curvas de demanda para dois períodos

5.4.4. A questão do despacho da energia hidráulica

Neste trabalho, são simulados resultados para um mercado de energia elétrica liberalizado, assumindo que as empresas competem segundo um modelo de Cournot. Assim,

as empresas ofertam ao *pool* quantidades de geração térmica e hidráulica que maximizam seus lucros, tendo como dadas as ofertas das demais empresas competidoras.

A consideração da energia hidráulica complica e aumenta a dimensão do problema, devido ao caráter dinâmico e estocástico que apresenta esta energia. Portanto, esta interação da estratégia de cada empresa com a dinâmica da coordenação hidrotérmica será feita após algumas simplificações. Para isto, considera-se um ambiente com ausência de incerteza, em que cada empresa dispõe de uma quantidade fixa de água a ser administrada durante o mês, repartindo-a entre os cinco períodos representativos, de baixa até alta demanda, conforme a subseção 5.4.3. Isto equivale a considerar que cada empresa dispõe de um grande reservatório, com todas as aportações disponíveis no início do mês e assim decide que quantidade de água turbinar em cada período com o objetivo de obter o maior benefício possível deste tipo de geração. Com esta suposição, se ignora a estrutura temporal das aportações hidráulicas, mas, em todo caso, melhora as alocações *ad-hoc* utilizadas em outros trabalhos.

Formalmente, cada empresa se depara com o seguinte problema (OCAÑA e ROMERO, 1998):

$$Max.\pi_i = \sum_{t=1}^T P_t [D(P_t) - \sum_{j=1}^{n-1} \bar{q}_{jt}] - \sum_{t=1}^T C^i \quad (5.14)$$

s.a.

$$H_i = \sum_{t=1}^T h_{it} \quad (5.15)$$

onde:

P_t = preço do *pool* no período t .

$D(P_t) = A_t - b P_t$ = demanda no *pool* no período t .

q_{jt} = geração total da empresa $j \neq i$ no período t .

H_i = geração hidráulica total da empresa i .

h_{it} = geração hidráulica da empresa i no período t .

n = número de empresas.

T = número de períodos.

Pelas condições de primeira ordem em P_t e h_{it} e sabendo que:

$$q_{it} = D(P_t) - \sum_j \bar{q}_{jt} \quad (5.16)$$

temos:

$$q_{it} + P_t D'(P_t) - \frac{\partial C^i(.)}{\partial (q_{it} - h_{it})} D'(P_t) = 0 \quad (i)$$

$$\frac{\partial C^i(.)}{\partial (q_{it} - h_{it})} - \lambda = 0 \quad (ii)$$

sendo λ o multiplicador de Lagrange associado à restrição.

A condição (i) representa a condição de equilíbrio no modelo de Cournot. Manipulando-a adequadamente, obtemos:

$$\frac{P_t - CM_t^i}{P_t} = \frac{\alpha_{it}}{\varepsilon_t} \quad (5.17)$$

onde:

CM_t^i = custo marginal da empresa i no período t.

α_{it} = cota de mercado da empresa i no período t.

ε_t = elasticidade da demanda no período t.

Pela condição (ii), temos:

$$CM_1^i = CM_2^i = \dots = CM_T^i \quad (5.18)$$

ou seja, cada empresa utiliza a energia hidráulica para igualar os custos marginais de geração em todos os períodos³⁹.

Dividindo a expressão (i) por $D'(P_t)$, a inclinação da função demanda, e tendo em conta a expressão (5.18), obtemos também que:

$$(5.19)$$

³⁹ Cada empresa decide por um perfil temporal de energia hidráulica que iguala seu custo marginal de geração em todos os períodos em que gera com água. Cada empresa, portanto, administra suas reservas hidráulicas para produzir, nos períodos em que gera com água, a mesma quantidade de MWs térmicos.

$$IMg_1^i = IMg_2^i = \dots = IMg_T^i$$

ou seja, cada empresa iguala as receitas marginais em todos os períodos⁴⁰.

A condição (5.19), no caso de uma demanda linear, assume a seguinte forma:

$$\frac{A_1 - Q_1}{b} - \frac{q_{i1}}{b} = \frac{A_2 - Q_2}{b} - \frac{q_{i2}}{b} = \dots = \frac{A_T - Q_T}{b} - \frac{q_{iT}}{b} \quad (5.20)$$

onde:

$$Q_t = \sum_{i=1}^n q_{it} \quad \forall t = 1, \dots, T$$

A partir da expressão (5.20) obtemos uma relação que une a produção total de cada empresa com a realizada no pico de demanda, ou seja:

$$q_{it} = q_{i1} + \frac{A_t - A_1}{n+1} \quad \forall i = 1, \dots, n \quad (5.21)$$

Como assume-se um custo de exploração nulo para a energia hidráulica, a condição (5.18) implica que a geração térmica de cada empresa se iguala através dos períodos, ou seja:

$$q_{i1} - h_{i1} = q_{i2} - h_{i2} = \dots = q_{iT} - h_{iT} \quad (5.22)$$

Levando em conta esta relação e aquela que une a geração total de cada empresa com a do período de pico obtemos uma relação que liga a geração hidráulica de um período qualquer com a do bloco de pico de demanda:

$$h_{it} = h_{i1} + \frac{A_t - A_1}{n+1} \quad (5.23)$$

Finalmente, somando em t a expressão (5.23) obtemos a energia hidráulica relacionada ao bloco de pico de demanda:

⁴⁰ Dado que cada empresa considera como dada a geração de suas rivais, cada uma delas se comporta como um monopolista que se depara com uma demanda residual não atendida pelos outros competidores. Neste cenário, a regra ótima para cada empresa consiste em igualar a receita marginal ao custo marginal. Como consequência, a repartição de água resultante garante que cada empresa iguale a sua receita marginal ao longo do tempo.

$$h_{i1} = \frac{1}{T} \left[H_i - \frac{\left(\sum_{t=1}^T A_t - TA_1 \right)}{n+1} \right] \quad (5.24)$$

As expressões (5.23) e (5.24) constituem a regra ótima de alocação da água neste modelo em que cada empresa maximiza seus lucros comportando-se à la Cournot. A regra pode ser formalizada por:

$$h_{it} = \frac{H_i}{T} + \left[\frac{(T-1)}{(n+1)T} \right] A_t - \frac{\sum_{s \neq t}^{T-1} A_s}{(n+1)T} \quad (5.25)$$

A expressão (5.25) confere a regra ótima de alocação da geração hidráulica de uma firma, de forma a maximizar seu lucro total nos períodos.

5.4.5 Algoritmo de Simulação do Modelo de Cournot

A figura 5.5 a seguir mostra o algoritmo iterativo utilizado nas simulações para o cálculo do preço de equilíbrio de Cournot. Inicialmente, cada empresa aloca água nos períodos fazendo uso da expressão (5.25). Uma vez alocada a água, as curvas de custo marginal das empresas estarão definidas em cada período, levando a um problema estático para a obtenção do equilíbrio de Cournot-Nash. Desta forma, adota-se o seguinte procedimento: a primeira firma ofertante fixa sua produção partindo da hipótese que as demais tenham produção nula; a segunda firma ofertante, por sua vez, fixa sua produção assumindo que a primeira manterá sua produção ótima originalmente calculada na primeira iteração, e assim por diante⁴¹. Com isso, a cada iteração, calcula-se para uma dada ofertante o nível de produto que maximiza seu lucro baseado nas decisões mais recentes das outras, até que nenhuma firma possa melhorar seu lucro através da alteração do seu nível de produto, dadas as ofertas das demais. Desta forma, no equilíbrio de Cournot-Nash, cada firma estará produzindo sua quantidade maximizadora de

⁴¹ Em cada iteração, cada competidor de Cournot considera uma função demanda particular, a qual é a curva de demanda residual apresentada através da equação (5.10) menos as quantidades produzidas por todas as demais firmas de Cournot. Mais formalmente, cada firma i com comportamento estratégico de Cournot considera a demanda:

$$D_i(P) = D_r(P) - \sum_{k \neq i} D_k$$

onde k indexa as firmas competidoras de Cournot e $D_r(P)$ é a curva de demanda residual definida em (5.10). Esta demanda será, em geral, bem mais elástica do que $D(P)$ a cada preço (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999).

lucro dadas as quantidades que estão sendo produzidas por todas as outras firmas do mercado (firmas de Cournot e franja competitiva).

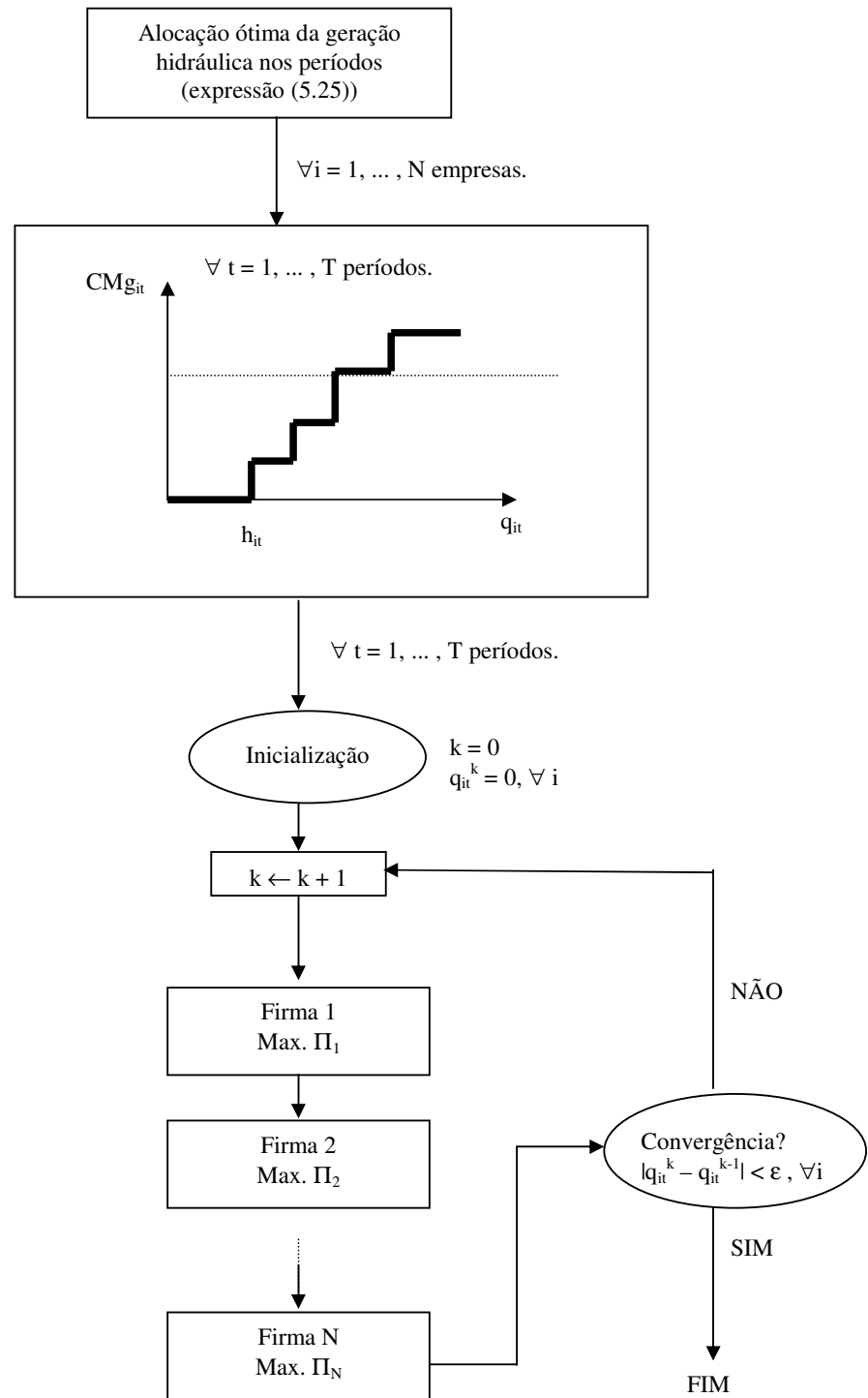


Figura 5.5 Algoritmo para o cálculo do equilíbrio de Cournot

5.5 Simulações

Para a realização das simulações, o algoritmo iterativo de Cournot (incluindo a fórmula de partição da geração hidráulica das empresas) foi implementado utilizando o programa Ox 3.40 (DOORNIK, 2002), o qual, além de permitir um bom tratamento matricial das variáveis, inclui também maior facilidade quanto à entrada e à saída de dados, que podem ser feitas através de planilhas Excel. Nesta seção, serão feitas algumas simulações para uma representação estilizada do SEB, onde as quatro maiores empresas são assumidas como sendo as competidoras de Cournot e as demais constituem uma franja competitiva. Adotou-se um ambiente caracterizado por ausência de incerteza, onde cada empresa dispõe de uma quantidade definida de geração hidráulica no mês a ser repartida nos períodos representativos, em ordem crescente do nível de demanda, de acordo com a subseção 5.4.3. Conforme será apresentado a seguir, foram escolhidos nas simulações os meses de março e novembro, de forma a incorporar questões referentes ao nível de demanda e à disponibilidade de energia hidráulica.

5.5.1 Dados para as simulações

Nesta subseção serão apresentados os dados a serem utilizados nas simulações, assim como as principais considerações envolvidas na sua aplicação. Procurou-se seguir um ambiente próximo ao do Setor Elétrico Brasileiro (SEB), incluindo o predomínio da geração hidrelétrica em relação às demais formas de geração e valores de elasticidade da demanda condizentes com os utilizados em outros estudos (BORENSTEIN, BUSHNELL e KNITTEL, 1999). O tratamento das simulações, conforme já ressaltado em Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), e em Ocaña e Romero (1998), concentra-se na análise do comportamento estratégico dos agentes e no impacto de mudanças na estrutura do setor sobre o grau de competição e nível de preços num mercado liberalizado, não constituindo, entretanto, um modelo de previsão. Desta forma, embora não constem questões importantes, como a estocasticidade da energia hidráulica, restrições nas linhas de transmissão, contratos bilaterais, além de outros custos e incentivos envolvidos - difíceis de serem incorporados - o modelo serve como uma ferramenta de análise de exercício de poder de mercado em um setor de energia elétrica, uma vez que permite avaliar a influência de cada variável sobre o comportamento estratégico dos agentes e o nível de preços de equilíbrio do mercado.

5.5.1.1 Curvas de oferta das empresas de Cournot e da franja competitiva

Foi considerado um ambiente caracterizado por quatro empresas de Cournot - as quatro maiores empresas do Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE) -, e por uma franja competitiva, constituída pelo restante das plantas de geração térmica e hidráulica do Sistema Interligado Nacional (SIN). Para a obtenção das curvas de oferta das empresas, foram levantados dados de capacidade instalada (hidráulica e térmica), energias asseguradas das hidrelétricas e custos de operação e manutenção das unidades térmicas. A tabela 5.1 a seguir apresenta os 10 agentes de maior capacidade instalada no país, de acordo com o Banco de Informações de Geração – BIG, disponibilizado no *site* da Associação Brasileira das Geradoras de Energia Elétrica (www.abrage.com.br).

Tabela 5.1. Os 10 Agentes de maior capacidade instalada no país (Usinas em Operação)

Número	Agente	Potência Instalada (MW)
1º	Companhia Hidro Elétrica do São Francisco (CHESF)	10.618
2º	Furnas Centrais Elétricas S/A. (FURNAS)	9.406
3º	Companhia Energética de São Paulo (CESP)	7.455
4º	Tractebel Energia S/A (TRACTEBEL)	6.968
5º	Centrais Elétricas do Norte do Brasil S/A. (ELETRONORTE)	6.559
6º	Itaipu Binacional (ITAIPU)(50%)	6.300
7º	Companhia Energética de Minas Gerais (CEMIG)	6.063
8º	Copel Geração S/A (COPEL)	4.538
9º	AES Tietê S/A (AES TIETÊ)	2.651
10º	Duke Energy Internacional, Geração Paranapanema S/A. (DUKE)	2.307

Fonte: ABRAGE(2004) – Associação brasileira das geradoras de energia elétrica.

Os dados referentes às capacidades instaladas das empresas, obtidos no *site* da ABRAGE, são apresentados no apêndice C, onde encontram-se também os dados de localização, potência instalada, energias asseguradas e custos de operação para cada unidade geradora pertencente a cada uma das empresas acima relacionadas. Os dados de energias asseguradas das usinas hidrelétricas foram obtidos do relatório técnico: Avaliação da

Metodologia de Cálculo de Energia Assegurada de Usinas Hidrelétricas – ANEEL, Janeiro de 2002, disponibilizado no *site* da ANEEL (www.aneel.gov.br). Os dados de custo de operação das usinas térmicas foram obtidos do relatório técnico: Planejamento anual da operação energética – ONS, 2003, disponibilizado no *site* do ONS (www.ons.gov.br).

Conforme mencionado anteriormente, para realizar as simulações as quatro maiores empresas foram consideradas competidoras de Cournot. Com isso, a partir dos dados acima relacionados, foram obtidas curvas de oferta estilizadas para as quatro maiores firmas (Chesf, Furnas, Cesp e Tractebel), supondo custos marginais constantes para cada unidade geradora e custo de exploração nulo para a geração hidráulica, conforme a subseção 5.4.2. A curva de oferta da franja competitiva foi obtida a partir dos dados das demais unidades de geração do Sistema Interligado Nacional, disponibilizados pela ANEEL no Atlas de Energia Elétrica do Brasil (2002). As tabelas 5.2 e 5.3 a seguir apresentam a constituição da franja competitiva a ser utilizada nas simulações.

Tabela 5.2. Geração hidrelétrica na franja competitiva

Usinas hidrelétricas	Potência (MW)	Energia Assegurada (MW médios)
Itaipú	6300	2205
Outras	24412	14340

Fonte: Aneel (2002).

Tabela 5.3. Geração termelétrica na franja competitiva

Unidades Termelétricas	Capacidade (MW)
Óleo Diesel	279
Óleo Combustível	610
Gás Natural	1575
Carvão Nacional	532
Nuclear	1966
Eólica	20

Fonte: Aneel (2002).

5.5.1.2 Sazonalidade da energia armazenada nos reservatórios

Dada a configuração predominantemente hidrelétrica do SIN, é de suma importância a questão da sazonalidade mensal referente à disponibilidade de energia hidráulica armazenada nos reservatórios, uma vez que tem reflexos sobre o potencial de geração hidráulica das empresas. A tabela 5.4 mostra o comportamento da média histórica mensal da energia armazenada disponível nos reservatórios do SIN no período de 1996 a 2003, de acordo com

dados disponibilizados pelo ONS⁴². Verifica-se um forte predomínio da capacidade dos reservatórios da região Sudeste em relação aos das demais regiões, correspondendo a cerca de 70% da reserva hidráulica nacional. Através do gráfico correspondente, mostrado na figura 5.6, verifica-se ainda que, historicamente, existe uma menor disponibilidade de energia hidráulica nos meses de novembro e dezembro e uma maior disponibilidade nos meses de março, abril e maio.

Tabela 5.4. Energia armazenada nos reservatórios

Energia Armazenada (GWh) - média histórica de 1996 a 2003												
Região	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
SE	62134	65496	80155	77385	76667	70423	66546	58212	50249	44431	40699	47004
S	8501	7795	8134	6900	6686	6608	7515	7100	7244	8621	8044	8607
N	5391	5404	6083	6106	6330	5893	5375	4461	3351	2382	1875	2808
NE	16999	17696	22212	22164	21540	19361	18361	15878	12941	10494	9252	12013
SIN	93026	96393	116585	112556	111225	102286	97799	85652	73788	65929	59872	70433

Fonte: ONS (www.ons.gov.br).

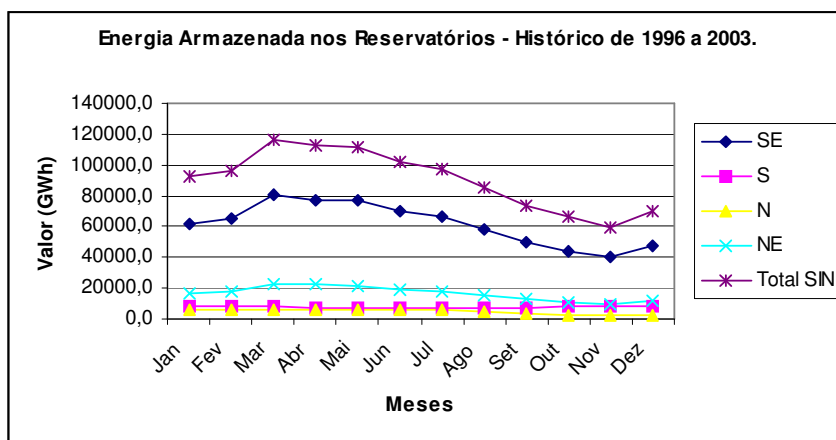


Figura 5.6. Gráficos das energias armazenadas nos reservatórios

A tabela 5.5 a seguir mostra os valores calculados de sazonalidade nos meses de março, abril, maio, novembro e dezembro para a disponibilidade de geração hidráulica em cada região, obtidas a partir das médias históricas de 1996 a 2003.

Tabela 5.5. Sazonalidade mensal da energia hidráulica armazenada nos reservatórios

Região	Mar	Abr	Mai	Nov	Dez
---------------	------------	------------	------------	------------	------------

⁴² Conforme o ONS, a energia armazenada em um reservatório é a energia associada ao volume de água armazenado em cada reservatório, multiplicado pela produtividade da usina correspondente a este reservatório e pela produtividade das demais usinas a jusante desta. A energia armazenada de uma região é o somatório da energia armazenada nos reservatórios desta região.

SE	1,30	1,26	1,24	0,66	0,76
S	1,06	0,90	0,87	1,05	1,13
N	1,32	1,32	1,37	0,41	0,61
NE	1,34	1,34	1,30	0,56	0,72
SIN	1,29	1,24	1,23	0,66	0,78

Fonte: elaboração própria.

Historicamente, nos meses de março, abril e maio existe uma maior disponibilidade de energia hidráulica para as regiões Sudeste, Norte e Nordeste, com relação aos meses de novembro e dezembro. Já para a região Sul, a disponibilidade é maior nesses meses. Podemos assumir, então, índices de sazonalidade em relação à energia hidráulica disponível para geração hidráulica. Esses índices podem ser utilizados para ponderar as energias asseguradas das unidades hidrelétricas de cada região, no intuito de incorporamos o efeito da variação mensal da energia armazenada nos reservatórios. Por exemplo, a usina de Sobradinho apresenta uma energia assegurada de 531 MW médios. Multiplicando esse valor pelos índices referentes aos meses de março e novembro da região Nordeste, teríamos uma geração hidráulica disponível nesses meses de 711 MW médios e 297 MW médios, respectivamente.

5.5.1.3. Dados de demanda e preços de referência

Para a simulação do exercício de poder de mercado, devemos levar em conta que o mesmo deverá ocorrer sobretudo em períodos de pico de demanda. Desta forma, podemos utilizar dados de carga própria de demanda do SIN, os quais apresentam o valor de carga correspondente ao pico de demanda de cada mês. Os dados de carga própria de demanda de janeiro a dezembro de 2003 são apresentados na tabela 5.6 a seguir.

Tabela 5.6. Carga própria de demanda do SIN (MWh/h) - 2003

Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
49.011	51.685	51.446	53.301	53.515	53.207	52.229	51.947	52.414	52.689	52.556	52.523

Fonte: ONS, (www.ons.gov.br).



Observamos que houve um crescimento do valor de pico de demanda de janeiro a abril de 2003, passando de 49.011 MWh/h em janeiro para 53.301 MWh/h em abril, um aumento de cerca de 9%. A partir daí, houve uma oscilação, correspondendo a um valor máximo de 53.515 MWh/h em maio e a um valor mínimo de 51.947 MWh/h em agosto. Neste período, portanto, houve uma variação média mensal do valor de pico de demanda de no máximo 3%. Este comportamento está de acordo com o histórico da série de carga própria de demanda do SIN no período de 1999 a 2003, mostrado no apêndice C.

A partir das informações referentes à disponibilidade de energia hidráulica, e tendo em vista a pequena variação mensal nos valores de pico de demanda, foram escolhidos os meses de março e novembro como representativos, levando em conta o efeito da sazonalidade na disponibilidade de geração hidráulica. Março caracteriza-se como sendo um mês onde há uma maior disponibilidade de geração hidráulica, enquanto novembro consiste em um período de menor disponibilidade de geração hidráulica. Neste sentido, para o levantamento das curvas de demanda, foram utilizadas as curvas de carga (base horária) fornecidas pelo Centro Regional de Operações Nordeste – ONS, referentes aos meses de março e novembro de 2003, as quais são apresentadas no apêndice C.

A partir dessas curvas de carga, foram construídas as tabelas 5.7 e 5.8 a seguir, que apresentam os valores para a carga do SIN em cada um dos cinco períodos representativos dos meses de março e novembro de 2003.

Tabela 5.7 Valores de carga do SIN nos períodos representativos - MARÇO

Período	Demanda	Data	hora	Valor (MWh/h)
1	600 ^a maior	04/03/03	09:00h	36.057
2	450 ^a maior	29/03/03	13:00h	39.720
3	300 ^a maior	30/03/03	21:00h	45.064
4	150 ^a maior	06/03/03	19:00h	47.792
5	pico	14/03/03	20:00h	51.446

Fonte: Centro Regional de Operações Nordeste – ONS.

Tabela 5.8. Valores de carga do SIN nos períodos representativos - NOVEMBRO

Período	Demanda	Data	hora	Valor (MWh/h)
1	600 ^a maior	08/11/03	03:00h	36.201
2	450 ^a maior	08/11/03	18:00h	40.230
3	300 ^a maior	03/11/03	15:00h	45.741
4	150 ^a maior	19/11/03	10:00h	48.688
5	pico	12/11/03	21:00h	52.556

Fonte: Centro Regional de Operações Nordeste – ONS.

A tabela 5.9 a seguir apresenta os dados utilizados para o levantamento das curvas de demanda de referência, conforme descrito na subseção 5.4.3. Assim, foram utilizados os valores de carga média dos meses de março e novembro de 2003, assim como os respectivos preços médios do mercado de curto prazo, obtidos no Relatório de Informações ao Público (MAE, 2003), disponibilizado no *site* do MAE (www.mae.com.br).

Tabela 5.9. Valores de carga e preços de referência do SIN.

Mês	Carga média (MWh/h)	Preço de referência (R\$/MWh)
Março	42.019	4,00
Novembro	42.935	28,46

Fontes: ONS (2003) e Relatório de Informações ao Público (MAE, 2003).

Desta forma, para três valores de elasticidade⁴³ (referência = 0.3, baixa = 0.1 e alta = 0.5), foram levantadas curvas de demanda dentro de cada mês para cada um dos cinco períodos representativos. As tabelas 5.10a e 5.10b apresentam, para cada valor de elasticidade, os parâmetros das curvas de demanda para os cinco períodos representativos.

⁴³ Esses valores para a elasticidade da demanda abrangem o intervalo de valores encontrados na maioria dos estudos da literatura, conforme sugerido em Borenstein, Buschnell e Knittel (1999) e encontram-se próximos aos valores obtidos no capítulo 3 para o Nordeste e de outros estudos para o Brasil, conforme apresentado nas tabelas 3.22, 3.23 e 3.24..

Tabela 5.10a. Parâmetros A e b das curvas de demanda para cada período e valor de elasticidade – Março.

ϵ	b	Períodos				
		A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	A ₅
0,1	1051	40261	43924	49268	51997	55650
0,3	3152	48665	52328	57672	60401	64054
0,5	5253	57069	60732	66076	68805	72458

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5.10b. Parâmetros A e b das curvas de demanda para cada período e valor de elasticidade – Novembro.

ϵ	b	Períodos				
		A ₁	A ₂	A ₃	A ₄	A ₅
0,1	151	40499	44527	50039	52986	56854
0,3	453	49094	53122	58634	61581	65449
0,5	754	57661	61689	67201	70147	74015

Fonte: Elaboração própria.

5.5.2 Simulação do caso de referência

Inicialmente, será simulado o caso de referência (elasticidade = 0,3) para os meses de março e novembro, com vistas a avaliar o efeito da disponibilidade da geração hidráulica sobre o nível de preços. As figuras 5.7 e 5.8, a seguir, apresentam os preços de equilíbrio de Cournot-Nash para os cinco períodos representativos (de baixa até alta demanda), assim como os preços na hipótese das empresas agirem competitivamente. Observa-se que no mês de março, devido à maior disponibilidade de geração hidráulica, os preços de Cournot foram próximos aos competitivos (*markup* de 6,22%). Além disso, não houve diferença considerável entre os períodos de baixa e alta demanda, sinalizando um baixo potencial de exercício de poder de mercado⁴⁴.

No mês de novembro, entretanto, caracterizado por uma menor disponibilidade de geração hidráulica, observa-se um maior desvio dos preços em relação ao nível competitivo. Além disso, este desvio aumenta em períodos de alta demanda, o que também pode ser

⁴⁴ Este resultado é similar ao obtido por Halseth (1998) para a Noruega, que verificou que o potencial de exercício de poder de mercado era reduzido devido à presença de um excesso de capacidade de geração hidráulica na franja competitiva.

visualizado na figura 5.9, que mostra os valores obtidos para os *markups*. O gráfico mostra também a relação entre o índice de Lerner, medida de poder de mercado, e o índice de Herfindahl-Hirschman (IHH).

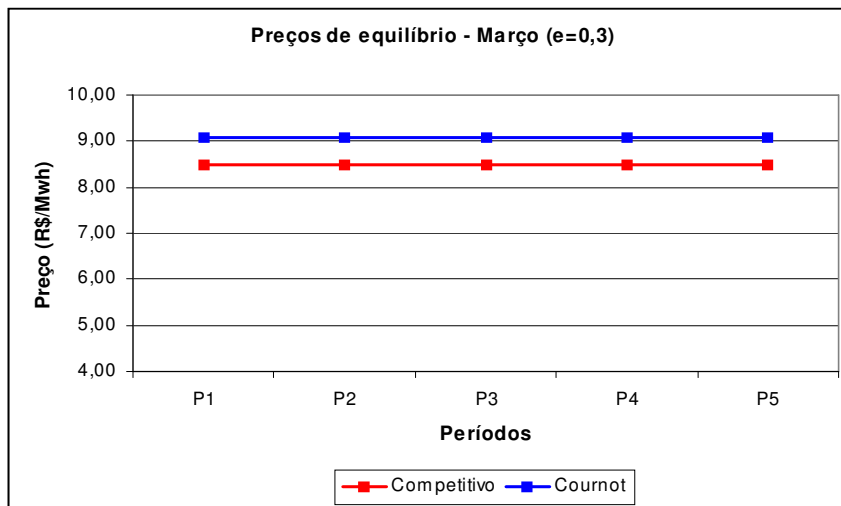


Figura 5.7. Gráfico dos preços de equilíbrio - Março

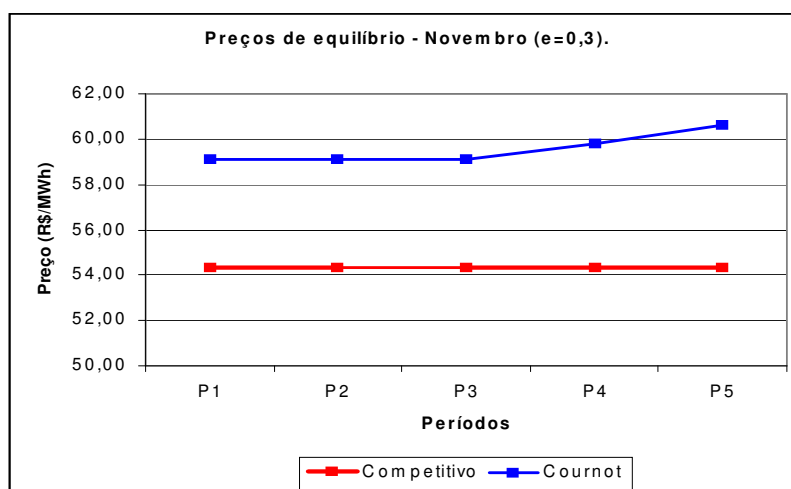


Figura 5.8 Gráfico dos preços de equilíbrio – Novembro

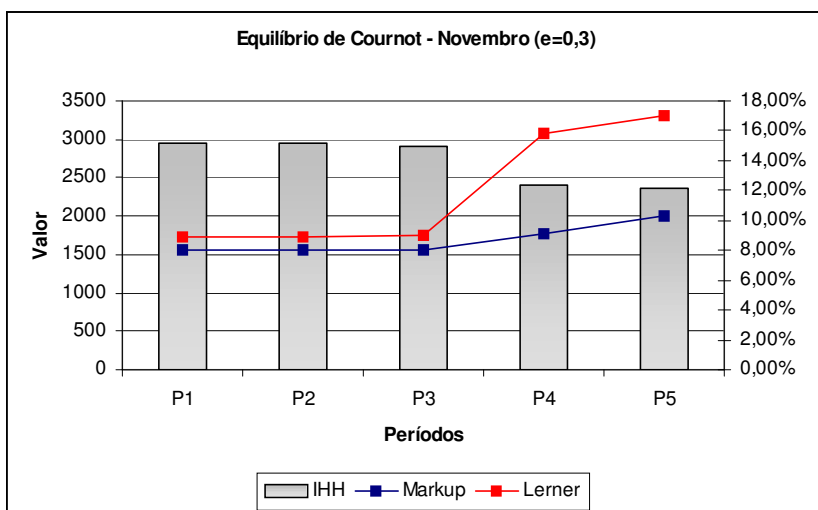


Figura 5.9. Equilíbrio de Cournot – Novembro (e=0,3)

A partir da figura 5.9 observa-se que o *markup* e o índice de Lerner apresentaram valores consideráveis nos períodos de alta demanda, chegando, no período de pico, a 10,34% e 17,04%, respectivamente. A partir desta análise inicial, podemos concluir que no mês de novembro, devido a uma menor disponibilidade de geração hidráulica, existe um maior potencial de exercício de poder de mercado por parte das empresas de Cournot. Uma restrição na oferta das empresas em relação ao nível competitivo pode ser visualizada na figura 5.10 a seguir, que mostra a geração total de energia elétrica em cada período, assim como a restrição da oferta de Cournot em relação ao nível de oferta competitivo.

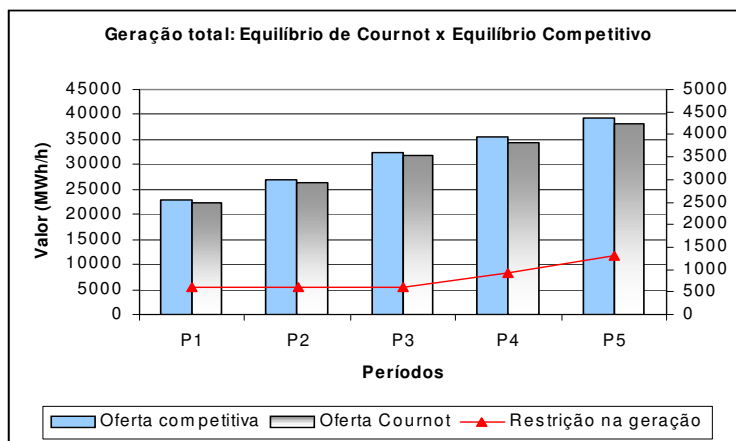


Figura 5.10. Equilíbrio de Cournot – Novembro (e=0,3)

A seguir serão feitas simulações para avaliar o efeito de mudanças no setor sobre o potencial de exercício de poder de mercado por parte dos agentes de geração. Neste sentido, serão analisadas as respostas do equilíbrio de Cournot a variações na elasticidade da demanda e na estrutura do setor, considerando, para isso, o efeito da fusão ou da segmentação de algumas firmas.

5.5.3 Análise do efeito da elasticidade da demanda e da estrutura do setor sobre o nível de preços do mercado

A figura 5.11 apresenta os preços de equilíbrio de Cournot para três diferentes valores de elasticidade da demanda. Observou-se que um aumento na elasticidade da demanda de 0,3 para 0,5 resultou em menores preços de equilíbrio em todos os períodos, com uma redução média de cerca de 8%. Isto indica que a elasticidade da demanda é um fator importante na definição do nível de preços e no potencial de exercício de poder de mercado. As implicações deste resultado são claras ao sugerirem que políticas capazes de provocar um aumento na sensibilidade dos consumidores aos preços da energia elétrica podem ter efeitos significativos sobre os mesmos⁴⁵, até mesmo sendo mais eficazes do que outras formas tradicionais de combater o poder de mercado, como a expansão das linhas de transmissão ou da oferta de geração. Por outro lado, uma redução na elasticidade da demanda de 0,3 para 0,1 acarretou um aumento considerável no nível de preços (cerca de 40%), significando que quanto mais inelástica a demanda, maior o potencial das firmas exercerem poder de mercado.

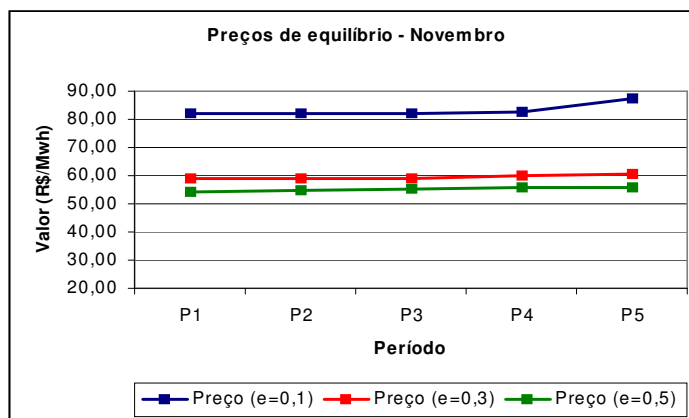


Figura 5.11. Impacto do valor da elasticidade da demanda sobre os preços de equilíbrio

⁴⁵ Como por exemplo tarifas diferenciadas de acordo com a classe ou horário de consumo (tarifa hora-sazonal).

A figura 5.12, a seguir, apresenta os preços de equilíbrio de Cournot considerando o caso da fusão entre as duas maiores empresas de geração (Chesf e Furnas), assim como os preços de equilíbrio no caso alternativo da total segmentação das plantas de geração destas duas empresas. Como esperado na teoria, observou-se que uma fusão entre as duas maiores empresas acarretaria um aumento no nível médio de preços de equilíbrio (cerca de 12%), resultado de um aumento do potencial de exercício de poder de mercado. Já no caso da segmentação de suas plantas de geração, haveria uma redução no nível médio de preços de cerca de 6,5%, os quais se aproximariam do nível competitivo, fato que resulta de dois fatores: por restarem apenas duas empresas de Cournot no mercado (Cesp e Tractebel) e também pelo considerável aumento da oferta competitiva.

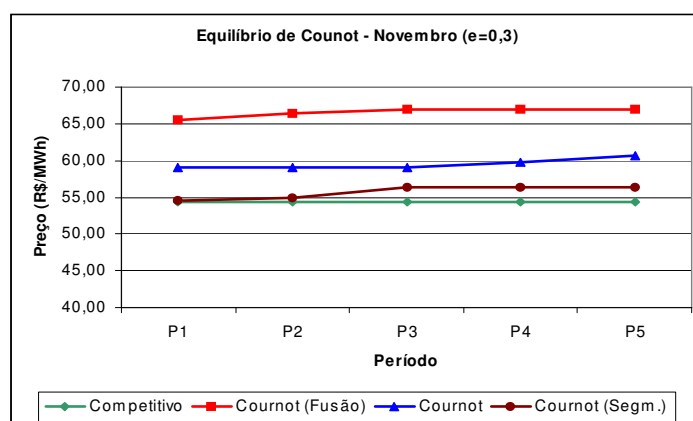


Figura 5.12. Impacto de mudanças na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio

A figura 5.13, a seguir, compara os impactos das mudanças na elasticidade da demanda e na estrutura do setor sobre o nível de preços do mercado. Podemos observar que um aumento da elasticidade da demanda de 0,3 para 0,5 teve um efeito semelhante ao da hipótese de uma segmentação total das duas maiores empresas do mercado (Chesf e Furnas) ao reduzirem consideravelmente os preços de equilíbrio. Observamos também que uma fusão entre as duas maiores empresas acarretaria um aumento no nível de preços (cerca de 12%). Entretanto, uma redução no valor de elasticidade da demanda para 0,1 tem o efeito de aumentar consideravelmente os preços de equilíbrio (cerca de 40%). Portanto, a existência de uma demanda consideravelmente inelástica, como no mercado de energia elétrica, contribui para que em períodos de alta demanda e baixa disponibilidade de geração hidráulica, haja um considerável potencial de exercício de poder de mercado por parte dos agentes de geração.

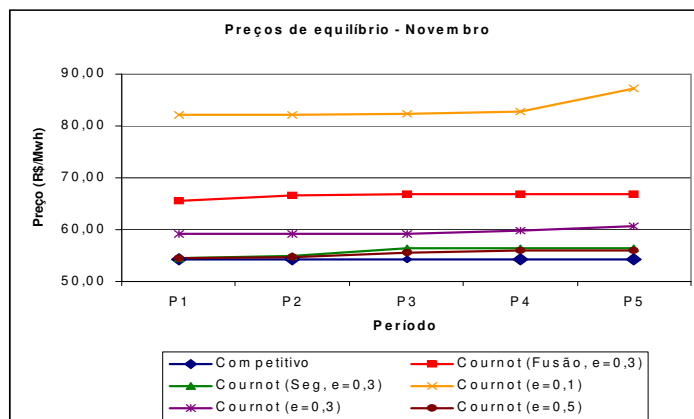


Figura 5.13. Impacto de mudanças na estrutura do setor sobre os preços de equilíbrio

5.6. Considerações finais

Neste capítulo foram discutidas questões referentes ao uso de modelos de equilíbrio de oligopólio, como o de Cournot, para simular o potencial de exercício de poder de mercado em mercados de energia elétrica em fase de reestruturação.

O estudo concentrou-se na análise da influência da disponibilidade de geração hidráulica, das curvas de custos das empresas, da elasticidade da demanda e de mudanças na estrutura do setor sobre o preço de equilíbrio do mercado. Como no Brasil existe uma oferta predominantemente hidráulica, na linha do trabalho de Ocaña e Romero (1998) para o mercado espanhol, foi assumido um ambiente caracterizado por ausência de incerteza, porém incorporando a questão da geração hidráulica ótima das empresas nos diferentes períodos. Na mesma linha do trabalho de Borenstein, Bushnell e Knittel (1999), foram calculados os preços de equilíbrio em cinco períodos (de baixa até alta demanda), para dois meses representativos, março e novembro, de forma a levar em conta as diferenças na disponibilidade de energia hidráulica nestes meses. Como resultado, observou-se um maior potencial de exercício de poder de mercado no mês de novembro em relação ao mês de março, uma vez que, neste último, devido à maior disponibilidade de geração hidráulica, há pouco espaço para o comportamento estratégico dos agentes. Com relação à elasticidade da demanda, observou-se uma considerável influência desta variável sobre o nível de preços do mercado. Os resultados obtidos a partir das simulações das hipóteses de fusão ou segmentação das duas maiores empresas foram como o esperado. Enquanto que no caso da fusão das duas maiores empresas

houve uma elevação no nível de preços, resultado de um maior potencial de exercício de poder de mercado, a segmentação das plantas de geração das mesmas teve o efeito de aproximar os preços de equilíbrio dos níveis competitivos.

Vale a pena ressaltar que os modelos de equilíbrio estratégico de oligopólio referem-se a situações de curto prazo, uma vez que não consideram a possibilidade da entrada ou da saída de novas firmas ou plantas de geração. Altos níveis de lucro entre as firmas existentes poderiam, contudo, levar à entrada de novas firmas no mercado, empurrando os preços e os lucros para níveis inferiores. Esta situação seria objeto de estudos mais detalhados. O modelo de Cournot-Nash não leva em conta esta possibilidade, servindo como uma primeira abordagem da análise do exercício de poder de mercado através do comportamento estratégico de um conjunto de firmas. Um outro aspecto refere-se ao fato do modelo não incorporar a possibilidade de colusão entre firmas. Apenas se considera a possibilidade de exercício de poder de mercado de forma unilateral por cada uma delas. Entretanto, a possibilidade de colusão pode ser analisada indiretamente, como foi feito na suposição de uma fusão das duas maiores empresas do mercado.

Por último, na abordagem de Cournot a formação do preço depende da especificação de uma curva de demanda, de uma franja competitiva, e do levantamento de uma série de dados referentes às capacidades e custos marginais das plantas, levando em consideração também as restrições operativas inerentes ao sistema. Além disso, o modelo não incorpora a questão dos contratos bilaterais entre empresas, concentrando-se sobretudo no mercado *Spot* ou de curto prazo. Como consequência, o modelo de Cournot não é apropriado para previsões de preços, servindo sobretudo para simular o comportamento estratégico das empresas e o impacto de mudanças na estrutura do setor sobre o grau de competição e nível de preços do mercado.

Como sugestão para trabalhos futuros, podemos incluir a consideração das restrições das linhas de transmissão sobre os preços de equilíbrio de mercado. Para isso, uma boa referência é o trabalho de Borenstein, Bushnell e Stoft (2000), que analisam o efeito dessas restrições sobre o comportamento estratégico dos agentes.

CAPÍTULO 6

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dentro do atual contexto de mudanças por que vem passando o setor elétrico brasileiro, o objetivo desta tese foi o desenvolvimento de estudos que possam contribuir para sua melhor compreensão, de forma a subsidiar os agentes para fins de planejamento e tomadas de decisão. Inicialmente, portanto, foi feita uma revisão da estrutura física e institucional do setor, onde foram apontadas algumas particularidades, como a matriz predominantemente hidrelétrica e de usinas de grande porte, a concentração da geração em poucos agentes, o processo histórico de reformas e seus fatos motivadores, assim como as perspectivas recentes em termos do crescimento da demanda e da oferta de energia elétrica no Brasil.

Desta forma, em um primeiro estudo, foram estimados modelos de demanda por energia elétrica no Nordeste, obtendo-se valores para as elasticidades-preço e renda do consumo de energia elétrica nas classes residencial, comercial e industrial, incluindo previsões para o horizonte 2004-2010. As previsões, feitas a partir de três cenários macroeconômicos alternativos, foram revisadas de forma a levarem em conta o efeito do racionamento ocorrido em 2001, através da formulação de uma hipótese para a recuperação do consumo. Como resultado, os modelos ajustados apresentaram um bom poder de explicação e os valores das elasticidades estimadas foram próximos aos obtidos em estudos similares, além de apresentaram o sinal esperado da teoria econômica. A importância de estudos de demanda remonta no interesse de empresas de distribuição de reduzirem seus riscos de contratação em termos de comercialização de energia. Além disso, as empresas de geração, dispondo de perspectivas de crescimento do setor, podem ter informações relevantes para a alocação de investimentos. Ainda, conforme estabelece o novo modelo, proposto em julho de 2003, o planejamento da expansão do sistema realizado pelo MME passou a ser determinativo, cabendo ao governo a decisão relativa à expansão da oferta e onde e quando devem ser priorizados os investimentos. Com isso, previsões de crescimento de demanda, como as realizadas neste estudo para o Nordeste, poderão servir de subsídio a este planejamento estratégico.

O segundo estudo teve como foco a utilização de modelos ARIMA para previsão de preços no mercado *Spot* de energia elétrica, os quais vêm sendo usados em outros países, sobretudo devido às rotinas computacionais disponíveis para a estimação e à acurácia nas previsões. Dentro deste contexto, previsões de preço são importantes para o desenvolvimento de estratégias ótimas de participação em leilões de comercialização de energia, no curto prazo, e para o estabelecimento de portfólios de compra de energia, no longo prazo. Com isso, a partir de uma base de preços semanais, foram feitas previsões de preços para cada um dos quatro submercados do Sistema Interligado Nacional – SIN (Norte, Nordeste, Sul e Sudeste/Centro-Oeste). Os modelos estimados, estatisticamente significativos, apresentaram desvios absolutos médios de cerca de 9%, condizentes com valores obtidos em outros estudos.

Finalmente, em um terceiro estudo, levou-se em consideração os recentes debates sobre o comportamento dos agentes em um ambiente de competição, sobretudo em termos da possibilidade de exercício de poder de mercado por parte de algumas empresas de geração. Dentro deste contexto, este estudo trouxe a aplicação do modelo de oligopólio de Cournot para analisar o impacto de variações na estrutura do SEB (como tamanho das firmas e elasticidade da demanda) sobre os preços de equilíbrio do mercado. Como resultado, observou-se um maior potencial de exercício de poder de mercado em meses de menor disponibilidade de geração hidráulica. Com relação à elasticidade da demanda, observou-se uma considerável influência desta variável sobre o nível de preços. Os resultados obtidos a partir das simulações das hipóteses de fusão ou segmentação das duas maiores empresas foram como o esperado. Enquanto que no caso da fusão das duas maiores empresas houve uma elevação no nível de preços, resultado de um maior potencial de exercício de poder de mercado, a segmentação das plantas de geração das mesmas teve o efeito de aproximar os preços de equilíbrio dos níveis competitivos.

Do que podemos depreender dos estudos acima relacionados, o setor elétrico brasileiro, sobretudo devido às recentes mudanças por que vem passando e à sua importância estratégica, vem se tornando um terreno fértil para pesquisas em diversas áreas da Economia, entre elas a Econometria e a Teoria dos Jogos. Dentro deste contexto, o trabalho desenvolvido nesta tese, embora passe longe de responder a todas as questões relativas às perspectivas futuras do setor, agrega valor no sentido de enriquecer a literatura existente, motivando a proposta de trabalhos futuros.

REFERÊNCIAS*

ABRAGE. ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS GERADORAS DE ENERGIA ELÉTRICA: www.abrage.com.br.

AKMAL, M & STERN, D. Residential energy demand in Australia: an application of dynamic OLS. *Australian National University*, Canberra, 2001.

AL-AZZAM, A. & HAWDON, D. Estimating the demand for energy in Jordan: a Stock-Watson Dynamic OLS (DOLS) approach. *Survey Energy Economics Centre*, Department of Economics, University of Surrey, Guildford, Surrey, 2000.

ANDERSSON, B. & BERGMAN, L. Market Structure and the Price of Electricity: An Ex Ante Analysis of the Deregulated Swedish Electricity Market. *The Energy Journal*, v.16, n.2, p.97-130, 1995.

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

ANEEL. AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA: www.aneel.gov.br.

ANEEL: ABDO; J.M. A ANEEL e as perspectivas para o setor elétrico, Araraquara, Out. 98, Slides.

ANEEL: Atlas de Energia Elétrica do Brasil. Agência Nacional de Energia Elétrica – Brasília. 2002. 153p.

ANSLEY, C.F. & NEWBOLD, P. Finite sample properties of estimators for autoregressive moving average models. *Journal of Econometrics*, v.13, p.159-183, 1980.

BALDICK, R. , GRANT, R. & KAHN E. linear Supply Function Equilibrium. Generalizations, Application, and Limitations. www.ucei.berkeley.edu/ucei/pdf/pwp078.pdf , 2000.

BENTZEN, J & ENGSTED, T. Short and long-run elasticities in energy demand: a cointegration approach. *Journal of Energy Economics*, v.126, n.2, p.139-143, 1993.

BNDES. Cadernos de Infra-Estrutura: Setor de Energia Elétrica. Rio de Janeiro, 1997.

_____. Resultados do Programa de Privatizações: www.bndes.gov.br.

BOLLE, F. Supply function equilibria and the danger of tacit collusion: The case of spot markets for electricity, Universität zu Köln, 1992.

BORENSTEIN, C.R. et al. Regulação e gestão competitiva no setor elétrico brasileiro. Editora Sagra Luzzato, 1999.

BORENSTEIN, S., BUSHNELL J., & KNITTEL C.R. A Cournot-Nash Equilibrium Analysis of The New Jersey Electricity Market, 1997. http://www.ucei.berkeley.edu/pdf/sb_jersey.pdf.

BORENSTEIN, S., BUSHNELL J., & KNITTEL C.R. Market Power in Electricity Markets: Beyond Concentration Measures. *Energy Journal*, v.20, n.4, p.65-88, 1999.

BORENSTEIN, S. & BUSHNELL J. An Empirical Analysis of the Potential for Market Power in California's Electricity Industry. *Journal of Industrial Economics*, v. 47, n.3, p.285-323, 1999.

BORENSTEIN, S., BUSHNELL, J., & STOFT S. The Competitive Effects of Transmission Capacity in a Deregulated Electricity Industry, *Rand Journal of Economics*, v.34, n.2, 2000. pp. 294-325.

BORENSTEIN, S., BUSHNELL J., & WOLAK S.A. Diagnosing Market Power in California's Restructured Wholesale Electricity Market. PWP-064, University of California Energy Institute. 2000.

BOWERMAN, B.L. & O'CONNELL, R.T. *Time Series Forecasting, Unified Concepts and Computer Implementation*. 2nd Edition. Boston, Duxbury Press, 1987.

BOX, G. E. P. & JENKINS, G. M. Time series analysis: forecasting and control. 1st Edition. New Jersey, Prentice Hall, 1972.

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

BROCKWELL, P.J. & DAVIS, R.A. *Introduction to Time Series and Forecasting*. New York, Springer-Verlag, 1996.

BUCHANANAN W. K., HODGES P. and THEIS J. Which way the natural gás price: An attempt to predict the direction of natural gás spot price movements using trader positions. *Energy Economics*, vol. 23, N.3. 2001.

CARNEIRO, F.G. & ROCHA, C.H. Reforma do Setor Público na América Latina: Uma Perspectiva Comparada. S.l., s.ed., 1999.

CHINN M., LEBLANC M. & COIBION O. The predictive characteristics of energy futures: Recent evidence for crude oil, natural gás, gasoline and heating oil. Working paper #409. <http://people.ucsc.edu/~chinn/energyfutures.pdf>.

CORDEIRO JR., H. H. Testes de Linearidade em Séries Temporais, 1998. 128p. (Mestrado em Estatística – Universidade Federal de Pernambuco - UFPE).

CRIBARI-NETO, F. *Previsão de Séries Temporais*. Mini-Curso ministrado na SRF. Brasília, 2000.

DOJ (U.S. Department of Justice). 1997. 1992 horizontal merger guidelines. Washington D.C. http://www.usdoj.gov/atr/public/guidelines/horiz_bock/hmg1.html.

DOORNIK, J.A., *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 3rd ed. London: Timberlake Consultants Press and Oxford: www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik. 2002.

DUNSTAN, R & SCHMIDT, R. Structural changes in residential electricity demand. *Energy Economics* v.10, n.3, p.206-212, 1988.

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

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

ENGLE, R. F. & GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, v.55, p.251-276, 1987.

ETTESTØL, I. Estimating residential demand for electricity with smooth transition regression. NTNU, Trondheim, Norway. May 21, 2002.

FERC (U.S. Federal Energy Regulatory Commission). State of the markets 2000: Measuring performance in energy market regulation. Washington, D.C.
http://www.ferc.fed.us/news/pressreleases/Perfpl_som2000.htm, 2000a.

FIEBIG, D.G.; BARTELS, R. & AIGNER, D.J. A random coefficient approach to the estimation of residential end-use load profiles. *Journal of Econometrics*, v.50, n.3, p. 297-328, 1991.

FILIPPINI, M & PACHAURI, S. Elasticities of electricity demand in urban Indian households. *Centre for Energy Policy and Economics*, Swiss Federal Institutes for Technology, working paper 16, 2002.

FISHER F. M. & KAYSEN, C. A study in econometrics: residential electricity demand in the United States. Amsterdam: North Holland, 1962.

FOSSO O. B., GJELSVIK A., HAUGSTAD A., BIRGER M. & WANGESNSTEEN I. Generation scheduling in a deregulated system. The Norwegian cas. *IEEE. Trans. Power Syst.*, v.14, n.1, p. 75-81, Feb.1999.

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

GAO F., GUAN X., CAO R. & PAPALEXOPOULOS. Forecasting power markets clearing price and quantity using a neural network method. In Proc. Power Engineering Summer Meet, Seattle, WA, 2000, pp. 2183-2188.

GONÇALVES JR., D. Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro: Estratégia de Retomada da Taxa de Acumulação de Capital? Programa Interunidades de Pós-Graduação em Energia - USP, Dissertação de mestrado, 246p. 2002.

GRANGER, C. W. J. & NEWBOLD, P. Forecasting economic time series. New York, Academic Press, 1986.

GREEN, J. H. & NEWBERY, D. Competition in the British Electricity Spot Market. *Journal of Political Economics*, 1992.

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

GUJARATI D. N., Econometria básica, Makron Books do Brasil Editora Ltda. 2000.

HALSETH, A. Market Power in the Nordic Electricity Market, ECON, Center for Economic Analysis, Oslo, Norway, 1998.

HALVORSEN, B & LARSEN, B. M. The flexibility of household electricity demand over time. *Resource and Energy Economics*, v.23, p.1–21, 2001.

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

HAWDON, D. Energy demand – evidence and expectations. *Survey University Press*, London, UK, 1992.

HOCHSTETLER R. L., Competition in the Brazilian Bulk Electricity Market, Dissertação de Mestrado. USP. 1999.

HOGAN, W.W. A Market Power Model with Strategic Interaction in Electricity Networks. *The Energy Journal*, 18(4): 107-142. 1997.

HOLTEDAHL, P. & JOUTZ, F. Residencial electricity demand in Taiwan. *Department of Economics, The George Washington University*, 2000.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Infra-estrutura e Perspectiva de Reorganização do Setor Elétrico Brasileiro. Brasília - DF, s.ed., 1997.

JACQUEMIN, A. The New Industry Organization. Market Forces and Strategic Behavior, translated by Fatemeh Mehta. Cap.3. Cambridge, Massachussets, MIT Press, 1987.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Co-integration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, V.12, p.231-254, 1988.

_____. Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v.59, n.6, p.1551-1580, 1991.

KELMAN R., BARROSO L. A. N. & PEREIRA M. V. F., Market Power Assessment and Mitigation in Hydrothermal Systems. 2001. *IEEE Trans. Power Systems*, v.16, n.3, p.354 – 359.

KLEMPERER, P. & MEYER, M. Supply Function Equilibria in Oligopoly under Uncertainty. *Econometrica*, v.57, n.6, p. 1243-1277, 1989.

KVANLI, A.H, GUYNES, C.S. & PAVUR, R.J. *Introduction to Business Statistics, A Computer Integrated Approach 4th Edition*. St.Paul: West Publishing Company, 1996.

MAE - MERCADO ATACADISTA DE ENERGIA: www.mae.com.br.

MAE: Relatório de Informações ao público. 2003.

MAS-COLLEL, A. , A. WHINSTON, & J. GREEN. 1995. *Microeconomic Theory*. New York: Oxford University Press.

MELO, B. S. V. Modelo de previsão para a arrecadação tributária. 119p. (Mestrado – Universidade de Brasília - UnB). Brasília, 2001.

MILLER, J. I. Modelling residential demand for electricity in the U. S.: A semiparametric panel data approach. Departament of Economics, Rice University, Houston, Texas, 2001.

MILLS, T.C. *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge, Cambridge University Press, 1990.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA - MME. Diretrizes e Ações do MME para o Setor Elétrico: Reestruturação do Setor Elétrico, Privatização, Concessões, Expansão da Oferta na Transição. 1996. Brasília - DF, Brasil.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA, Projeto de Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro - Estágio VII, MME.

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

MORANA C. A semiparametric approach to short term load forecasting. *Energy Economics*, v.23, n.3. 2001.

NAKASHIMA T., DHALIVAL M. & NIIMURA T. Electricity market data representation by Fuzzy regression models. Presented at the Power Engeneering Summer Meet, Seattle, WA, 2000.

NESBAKKEN, R. Price sensitivity of residential energy consumption in Norway. *Energy Economics* v.21, n.6, p.493-515, 1999.

NOGALES F. J., CONTRERAS J., CONEJO A. J. & ESPÍNOLA R. Forecasting Next-Day Electricity Prices by Time Series Models. *IEEE Transactions on Power Systems*, v. 17, n. 2, 2002.

NOGALES F. J.; CONTRERAS J.; CONEJO A. J. & ESPÍNOLA, R. ARIMA models to predict Next-Day Electricity Prices. *IEEE Transactions on Power Systems*, v. 18, n. 3, 2003.

OCAÑA C. & ROMERO A. Una simulación del funcionamiento del pool de energía en España. *Comisión Nacional del Sistema Eléctrico*, 1998.

OLIVEIRA P.P. Concentração, inter-relações e mensurações. 5º Prêmio Pernambuco de Economia Dirceu Pessoa. Comunigraf editora. 1999.

ONS - OPERADOR NACIONAL DO SISTEMA ELÉTRICO: www.ons.gov.br.

ONS: Planejamento Anual da Operação Energética – ONS, 2003.

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

OTERO-NOVAS, C.; MOSEGUER, C.; BATTLE. A. Simulation Model for a Competitive Generation Market, *IEEE Transactions on Power Systems*, v. 15, n.1, Feb., p 250-256, 2000.

PANKRATZ, A. *Forecasting With Dynamic Regression Models*. New York, John Wiley & Sons, 1991.

PONTES, J.R. A Indústria de Energia Elétrica no Brasil: Causas Fundamentais para a sua Reestruturação. Florianópolis - SC, 1998. (Mestrado: Universidade Federal de Santa Catarina).

POSKITT, W.S. & TREMAYNE, A.R. Determining a portfolio of linear time series models. *Biometrika*, v.74, p. 125-137, 1987.

RAMSAY B. & WANG A. J. A neural network based estimator for electricity spot-pricing with particular reference to weekends and public holidays. *Neurocomputing*, v.23, p. 47-57, 1998.

RESENDE, M. Medidas de concentração industrial: uma resenha. *Análise Econômica*. Ano 11. março e setembro/94. p.24-33. 1994.

RUDKEVICH, A; DUCKWORTH, M & ROSEN, R. Modelling Electricity Pricing in a Deregulated Generation Industry: the Potential for Oligopoly Pricing in a Pool, *Energy Journal* v.19, n.3, p.19-48, 1998.

SCHMALENSEE, R. & GOLUB, B.W, (1984). Estimating Effective Concentration in Deregulated Wholesale Electricity Markets. *RAND Journal of Economics*, vol 15, N.1

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

SCHIMIDT C., CORAZZA G. & MIRANDA L. A energia elétrica em debate: a experiência brasileira e internacional de regulação. UFRGS Editora, 2003.

SCOTT, T. & READ, G, (1996). Modelling Hydro Reservoir Operation in a Deregulated Electricity Market, *International Transactions in Operations Research* v.3, n.3, p.243-253.

SILK, J. I. & JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in U.S. residential electricity demand: a co-integration approach. *Energy Economics*, v. 19, n.4, p. 493-513, 1997.

SKANTZE P., Ilic M. & CHAPMAN J. Stochastic modeling of electric power prices in a multi-market environment. Proc. *Power Engineering Winter Meet.*, Singapore, 2000, pp. 1109-1114.

STOCK, J. & Watson, M. W. A Simple estimator of co-integrating vectors in higherorder integrated systems, *Econometrica*, v.61, n.4, p. 783-820, 1993.

STOFT S. Designing markets for electricity. Power System Economics. IEEE Press. 2002.

SZKUTA B. R., SANABRIA L. A., & DILLON, T. S. Electricity price short-term forecasting using artificial neural networks. *IEEE Trans. Power System*, v. 14, p. 851-857, Aug. 1999.

THEOTÔNIO, R.C.R. Princípios de Análise da Reforma do Setor Elétrico: Um estudo comparativo. Florianópolis - SC, 1999. (Mestrado UFSC).

TIROLE, J. Theory of industrial organization. Cambridge, MA: The MIT Press. 1997.

VINHAES, E.A.S. A Reestruturação da Indústria de Energia Elétrica Brasileira: Uma Avaliação da Possibilidade de Competição Através da Teoria de Mercados Contestáveis. Florianópolis - SC, 1999. 125p. (Mestrado - Universidade Federal de Santa Catarina).

WEI, W. W. S. *Time Series Analysis*.. New York, Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1990.

WEISS E. Forecasting commodity prices using ARIMA. Technical Analysis of Stocks & Commodities, v. 18, n. 1, pp. 18-19, 2000.

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

WILSON, J. W. Residential demand for electricity. *The Quarterly Review of Economics and Business*, v.11, n.1, p.7-22. 1971.

WOLAK F.A. & PATRICK R.H. Estimating the Consumer-Level Demand for Electricity Under Real-Time Market Prices, mimeo, Stanford University: [www. Stanford.edu/~wolak](http://www.Stanford.edu/~wolak), 1997.

WOLFRAM, C. Measuring Duopoly Power in the British Electricity Spot Market. *American Economic Review*, v.89, p.805, 1999.

ZENDRON P. O mercado atacadista de eletricidade no Brasil; um modelo do comportamento dos agentes. Dissertação de Mestrado. UFRJ. 2002.

*O formato das referências bibliográficas desta tese, seguiu as normas estabelecidas pela Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT). Origem: NRB 6023:2002.

**A estrutura dos elementos textuais desta tese, seguiu as normas estabelecidas pela Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT). Origem: NRB 14724:2002.

APÊNDICES

Apêndice A

A.1 Modelos de Séries Temporais

Uma série temporal caracteriza-se como um conjunto de observações que representa uma variável observada ao longo do tempo. Quando as observações são obtidas continuamente, isto é, a todo instante ao longo do tempo, diz-se que a série temporal é contínua, podendo-se representá-la como $X(t)$. De outra forma, uma série temporal discreta é aquela em que as observações são tomadas em um conjunto discreto, ou seja, em intervalos fixos de tempo, cuja representação é dada por X_t .

Uma série temporal observada $\{X_t\}$ pode ser considerada como uma realização de algum processo estocástico ou randômico (ENDERS, 1995). A análise de tal processo objetiva:

- descrever o comportamento da série;
- investigar o mecanismo gerador da série temporal;
- fazer previsões de valores futuros da série.

Para tanto, é necessário descobrir um modelo probabilístico hipotético que represente os dados (BROCKWELL e DAVIS, 1996) e que possua propriedades similares às daquelas do mecanismo gerador do processo estocástico. Assim, define-se que cada observação x_t é uma realização de uma variável aleatória X_t . Desta forma, uma série temporal $\{x_t\}$ é a realização de uma família de variáveis aleatórias $\{X_t\}$. De outra maneira, um modelo de série temporal para dados observados $\{x_t\}$ é uma especificação das distribuições de uma sequência de variáveis aleatórias $\{X_t\}$ da qual $\{x_t\}$ é denominada uma realização (BROCKWELL e DAVIS, 1996). Será definida na próxima seção uma forma de representação de uma série temporal linear, conhecida na literatura como modelo ARIMA.

A.2 Definição: Modelo Misto Auto-Regressivo e Médias Móveis de Ordem (p,q) - ARMA(p,q)

Um modelo ARMA(p,q) pode ser escrito na forma

$$X_t + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (\text{A.1})$$

Este modelo pode ser expresso na forma de operador de defasagem como

$$\Phi(B) X_t = \Theta(B) \varepsilon_t \quad (\text{A.2})$$

onde $\Phi(B)$ e $\Theta(B)$ são os polinômios representativos das defasagens nos termos da série e nos termos de perturbação do processo.

O processo é estacionário se as raízes de $\Phi(B) = 0$ caírem toda fora do círculo unitário e será invertível se isso ocorrer para todas as raízes de $\Theta(B) = 0$. Assim, se $\theta(z)$ for igual a 1, a série temporal $\{X_t\}$ é dita ser um processo auto-regressivo de ordem p (ou AR(p)), e se $\phi(z)$ for igual a 1, a série temporal $\{X_t\}$ é dita ser um processo de média móvel de ordem q (ou MA(q)) (BROCKWELL e DAVIS, 1996). A notação desse processo é $X_t \sim \text{ARMA}(p,q)$.

Uma solução estacionária da série temporal $\{X_t\}$ comandada pelo processo (A.1) existe (e é única) se e somente se (BROCKWELL e DAVIS, 1996)

$$\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p \neq 0, \quad \text{para todo } |z| = 1.$$

Assim, a estacionariedade de um processo ARMA depende inteiramente dos parâmetros auto-regressivos (ϕ_1, \dots, ϕ_p) e não dos parâmetros de média móvel $(\theta_1, \dots, \theta_q)$.

Uma série temporal $\{X_t\}$ é dita ser *causal* se

$$\phi(z) = 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p \neq 0 \quad \text{para todo } |z| \leq 1$$

isto é, se as raízes do polinômio

$$1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p = 0$$

se encontrarem fora do círculo unitário (CRIBARI-NETO, 2000). A condição de causalidade leva à condição de estacionariedade (GRANGER e NEWBOLD, 1986).

Uma série temporal $\{X_t\}$ é dita ser *invertível* se

$$\theta(z) = 1 + \theta_1 z + \dots + \theta_q z^q \neq 0 \quad \text{para todo } |z| \leq 1$$

isto é, se as raízes do polinômio

$$1 + \theta_1 z + \dots + \theta_q z^q = 0$$

se encontrarem fora do círculo unitário (CRIBARI-NETO, 2000). Assim, se um processo ARMA for estacionário ou causal esse processo pode ser aproximado por um processo MA de ordem elevada. E caso o processo ARMA seja invertível, esse processo pode ser aproximado por um processo AR de ordem elevada (GRANGER e NEWBOLD, 1986).

Para os modelos ARMA, as funções de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parciais (PACF) decaem até o infinito em vez de apresentarem um “corte” em alguma defasagem particular, como ocorre com os processos AR e MA puros (MILLS, 1990). Assim, para um processo ARMA(p, q), a ACF decairá, seja diretamente ou oscilando ao redor de zero, a partir da defasagem q . Por sua vez, a PACF decairá, seja diretamente ou oscilando ao redor de zero, a partir da defasagem p (ENDERS, 1995).

O modelo mais geral, ARIMA (p, d, q), que foi estudando em detalhes em Box e Jenkins (1976), corresponde ao caso onde o operador $\Phi(B)$ em (A.2) contém um fator da forma $(1 - B)^d$. Um modelo ARIMA (p, d, q) corresponde a uma série que pode ser modelada como um processo ARMA (p, q) estacionário, desde que venha a sofrer diferenciações até a ordem “ d ”.

Se d for um número inteiro não-negativo, então uma série temporal $\{X_t\}$ é dita ser um processo ARIMA(p, d, q) ou um processo integrado de ordem d se

$$Y_t = (1 - B)^d X_t = \Delta^d X_t \quad (\text{A.3})$$

for um processo ARMA(p, q) causal (BROCKWELL e DAVIS, 1996), *i.e.*, $Y_t \sim \text{ARMA}(p, q)$. Assim, um modelo ARMA(p, q) é um modelo ARIMA($p, 0, q$). Alternativamente, $\{X_t\}$ deve satisfazer

$$\phi(B)[(1 - B)^d X_t - \mu] = \theta(B)\varepsilon_t,$$

onde $\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$, $\phi(B)$ e $\theta(B)$ são polinômios de ordem p e q , respectivamente, $\phi(B)$ é um operador estacionário, μ é a média de $\Delta^d X_t$ e d é a ordem de diferenciação. Como já foi dito anteriormente, a ordem de diferenciação será 0 ou 1 para a maioria dos processos e raramente $d = 2$ (GRANGER e NEWBOLD, 1986). A notação de um processo integrado de ordem d é $X_t \sim \text{ARIMA}(p, d, q)$.

A.3 Condições Formais para Estacionariedade e Invertibilidade

A.3.1 Estacionariedade

A equação característica de um modelo ARIMA pode ser dada em termos do operador auto-regressivo AR:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) = 0, \quad (\text{A.4})$$

onde B é operador de defasagem (*backshift*) definido anteriormente, o qual, neste caso, pode ser tratado como sendo uma variável algébrica qualquer. Para que o modelo seja estacionário devemos ter as raízes desta equação característica situadas fora do círculo unitário (no plano complexo). Apesar desta condição para estacionariedade ser bastante clara, a restrição provocada por esta condição nos valores dos coeficientes não é tão fácil de ser obtida na prática.

Para um modelo AR(1) é fácil mostrar que a condição de estacionariedade implica em $|\phi_1| < 1$. Na prática, o valor real de ϕ_1 não é conhecido, devendo-se tomar o seu valor estimado. Para que um modelo AR(2) ou ARMA(2,q) satisfaça a condição de estacionariedade deve-se ter:

$$\begin{aligned} |\phi_2| &< 1 \\ \phi_2 + \phi_1 &< 1 \\ \phi_2 - \phi_1 &< 1 \end{aligned}$$

Todas as três condições acima devem ser satisfeitas para que um modelo AR(2) ou ARMA (2, q) seja estacionário.

As condições de estacionariedade se torna mais complicada quando $p > 2$. Para $p = 3$ e $q = 4$ existem soluções gerais para as raízes da equação característica, porém são bastante complicadas. Não existe solução geral para polinômios característicos de ordem igual ou superior a 5. Neste caso, o conjunto de valores dos coeficientes ϕ que satisfazem a condição de estacionariedade pode ser encontrado apenas numericamente.

Para $p > 2$ pode ser checada a seguinte condição necessária (mas não suficiente) para a estacionariedade de um modelo:

$$\sum_{j=1}^p \phi_j < 1.$$

Modelos ARIMA também podem ser expressos na forma multiplicativa, a fim de facilitar a análise das condições de estacionariedade e invertibilidade. Podemos expressar a equação característica na forma multiplicativa conforme mostrado abaixo:

$$(1 - \lambda_1 B) (1 - \lambda_2 B) \dots (1 - \lambda_p B) = 0, \quad (A.5)$$

onde o conjunto de condições de estacionariedade se torna:

$$|\lambda_i| < 1, \text{ para todo } i.$$

• Razão para a estacionariedade

Para se fazer alguma inferência sobre as observações de uma série temporal deve-se ter a condição de estacionariedade satisfeita, sob pena de não poderem ser obtidas estimativas úteis para os parâmetros do modelo. Por exemplo, para um modelo cuja média é variável no tempo, torna-se impossível de se fazer uma estimativa a respeito da média num certo instante, pois, para cada instante, dispomos de apenas uma observação.

A situação se torna ainda pior quando se trata de um processo onde a variância também não é constante ao longo do tempo. Neste caso, deve-se estimar $2n$ parâmetros (n médias e n variâncias) com apenas n observações.

Pode-se, ainda, mostrar que um modelo não estacionário fará previsões cujas variâncias crescem ilimitadamente, o que é um resultado indesejável.

• Checando a estacionariedade na prática.

Para uma certa série temporal, existem três maneiras de determinar se a condição de estacionariedade está satisfeita:

1.º - Exame visual da série, para notar se a média e/ ou a variância parecem estar variando com o tempo.

2.º - Exame da função de autocorrelação (ACF), para detectar se as autocorrelações estão decaindo rapidamente para zero. Caso as autocorrelações estejam decrescendo vagarosamente com o tempo deve-se suspeitar de uma média não-estacionária e considerar uma possível diferenciação nos dados.

3.º - Exames das estimativas dos parâmetros auto-regressivos para saber se eles satisfazem as condições mencionadas anteriormente.

Para decidir a respeito da estacionariedade de um modelo deve-se proceder ao exame visual da estimativa da função de autocorrelação e ao exame das restrições para as estimativas dos coeficientes dos termos auto-regressivos.

Para modelos com $p > 2$, como temos expressões mais complicadas para as restrições nos valores dos parâmetros, deve-se preferir o exame da função de autocorrelação estimada e

o gráfico da série original. Deve-se verificar, também, se a condição necessária para a estacionariedade foi satisfeita, ou seja, se:

$$\sum_{j=1}^p \phi_j < 1.$$

A.3.2 Invertibilidade

Os requisitos matemáticos para a invertibilidade são os mesmos que os para a estacionariedade sendo que no lugar da equação característica de um operador auto-regressivo (AR), utiliza-se a equação característica de um operador de médias móveis (MA):

$$(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) = 0, \quad (\text{A.6})$$

Para haver invertibilidade, é necessário que todas as raízes da equação anterior localizem-se fora do círculo unitário (no plano complexo). Para a determinação das restrições dos parâmetros, as dificuldades são as mesmas que foram discutidas em relação à estacionariedade, sendo que agora utilizamos os parâmetros de médias móveis, θ . De uma maneira análoga ao que foi visto no caso da estacionariedade, o operador de médias móveis também pode ser expresso na forma multiplicativa:

$$(1 - \alpha_1 B)(1 - \alpha_2 B) \dots (1 - \alpha_q B) = 0, \quad (\text{A.7})$$

onde o conjunto de condições de invertibilidade se torna:

$$|\alpha_i| < 1, \text{ para todo } i.$$

- **Razão para a invertibilidade**

Um modelo ARIMA não invertível significa que, para efeito de previsão de observações futuras, os pesos dados às observações passadas não diminuem com a antigüidade das observações. No entanto, o bom senso indica que as observações mais recentes devem receber pesos maiores. A invertibilidade garante justamente que isto aconteça.

É fácil de entender a lógica da condição de invertibilidade quando se trata, por exemplo, de um modelo MA(1). Um modelo MA(1) pode ser escrito como um processo AR de ordem infinita, isto é,

$$(1 + \phi_1 B + \phi_1^2 B^2 + \dots) X_t = e_t \quad (\text{A.8})$$

ou

$$X_t = e_t - \theta_1 X_{t-1} - \theta_1^2 X_{t-2} - \dots \quad (\text{A.9})$$

Os coeficientes θ possuem pesos relacionados com a defasagem da respectiva observação. Se a condição de invertibilidade não for satisfeita, então, os pesos se tornam maiores à medida que se retrocede no tempo. Por exemplo, para $\theta_1 = 2$, os pesos (θ_1^k) assumem os seguintes valores:

k	θ_1^k
1	2
2	4
3	8
4	16
...	...

Considerando um caso onde a condição de invertibilidade é satisfeita, ou seja, $\theta_1 = 0,8$, teremos os pesos das observações diminuindo à medida que retrocedemos no tempo, conforme mostra a tabela abaixo:

k	θ_1^k
1	0,8
2	0,64
3	0,51
4	0,41
...	...

O que foi mostrado nesses exemplos também é válido para qualquer processo de médias móveis. Para isso, deve-se escrever o modelo na forma de um modelo auto-regressivo de ordem infinita. Assim, pode-se verificar que os coeficientes das observações passadas não diminuirão à medida que retrocedemos no tempo, a não ser que a condição de invertibilidade seja satisfeita.

Apêndice B

B.1 Preços do Submercado Norte

a) Resultados da estimação do Modelo I

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton

Convergence in 21 Iterations. Final criterion was 0.0000096 < 0.0000100

Dependent Variable LPNO

52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 72
 Centered R**2 0.914216 R Bar **2 0.913025
 Uncentered R**2 0.971539 T x R**2 71.894
 Mean of Dependent Variable 0.9710032916
 Std Error of Dependent Variable 0.6888711112
 Standard Error of Estimate 0.2031590649
 Sum of Squared Residuals 2.9716996056
 Durbin-Watson Statistic 1.741730
 Q(18-2) 11.877146
 Significance Level of Q 0.75239267

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. MA{2}	-0.448421609	0.078676425	-5.69957	0.00000025
2. MA{3}	0.539900930	0.079621632	6.78083	0.00000000

AIC1 84.59592 SBC1 89.20405

b) Resultados da estimação do Modelo II

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 17 Iterations. Final criterion was 0.0000088 < 0.0000100
 Dependent Variable LPNO
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 70
 Centered R**2 0.922819 R Bar **2 0.919511
 Uncentered R**2 0.974393 T x R**2 72.105
 Mean of Dependent Variable 0.9710032916
 Std Error of Dependent Variable 0.6888711112
 Standard Error of Estimate 0.1954369591
 Sum of Squared Residuals 2.6736923476
 Durbin-Watson Statistic 2.206093
 Q(18-4) 12.433106
 Significance Level of Q 0.57156378

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. AR{1}	0.747712050	0.109506954	6.82799	0.00000000
2. MA{1}	-0.428362725	0.083463270	-5.13235	0.00000245
3. MA{2}	-0.836791591	0.073557800	-11.37597	0.00000000
4. MA{3}	0.838032670	0.086599485	9.67711	0.00000000

AIC1 80.77607 SBC1 89.99233

B.2 Preços do Submercado Nordeste

a) Resultados da estimação do Modelo I

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 14 Iterations. Final criterion was 0.0000068 < 0.0000100
 Dependent Variable LPNE
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 72
 Centered R**2 0.894484 R Bar **2 0.893019
 Uncentered R**2 0.965933 T x R**2 71.479
 Mean of Dependent Variable 0.9091224416
 Std Error of Dependent Variable 0.6320436526
 Standard Error of Estimate 0.2067288319
 Sum of Squared Residuals 3.0770503170
 Durbin-Watson Statistic 2.019724
 Q(18-2) 17.227022
 Significance Level of Q 0.37105574

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.717918160	0.201099592	3.56996	0.00064058
2. MA{1}	-0.729499513	0.216165794	-3.37472	0.00119327

AIC1 87.17389 SBC1 91.78202

b) Resultados da estimação do Modelo II

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 NO CONVERGENCE IN 40 ITERATIONS
 LAST CRITERION WAS 0.0018046
 Dependent Variable LPNE
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 68
 Centered R**2 0.925729 R Bar **2 0.920267
 Uncentered R**2 0.976021 T x R**2 72.226
 Mean of Dependent Variable 0.9091224416
 Std Error of Dependent Variable 0.6320436526
 Standard Error of Estimate 0.1784699095
 Sum of Squared Residuals 2.1659025851
 Durbin-Watson Statistic 1.912781
 Q(18-6) 12.062417
 Significance Level of Q 0.44067993

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	0.614669519	0.207033847	2.96893	0.00412448
2. AR{2}	-0.836270164	0.044087117	-18.96858	0.00000000
3. AR{3}	0.765171939	0.262026683	2.92021	0.00474145
4. MA{1}	-0.630628702	0.285483470	-2.20898	0.03054839

5. MA{2} 1.172753793 0.143347239 8.18121 0.00000000
 6. MA{3} -0.958331020 0.361153998 -2.65352 0.00990820

AIC1 69.18995 SBC1 83.01434

B.3 Preços do Submercado Sul

a) Resultados da estimação do Modelo I

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 13 Iterations. Final criterion was 0.0000057 < 0.0000100
 Dependent Variable LPSUL
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 72
 Centered R**2 0.916612 R Bar **2 0.915453
 Uncentered R**2 0.969169 T x R**2 71.718
 Mean of Dependent Variable 1.0015297764
 Std Error of Dependent Variable 0.7723192506
 Standard Error of Estimate 0.2245665603
 Sum of Squared Residuals 3.6309700803
 Durbin-Watson Statistic 2.095866
 Q(18-2) 16.178563
 Significance Level of Q 0.44056937

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. AR{1}	-0.547881176	0.100166697	-5.46969	0.00000062
2. MA{1}	0.577280846	0.144658322	3.99065	0.00015676

AIC1 99.42299 SBC1 104.03112

b) Resultados da estimação do Modelo II

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 8 Iterations. Final criterion was 0.0000036 < 0.0000100
 Dependent Variable LPSUL
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 71
 Centered R**2 0.926885 R Bar **2 0.924826
 Uncentered R**2 0.972967 T x R**2 72.000
 Mean of Dependent Variable 1.0015297764
 Std Error of Dependent Variable 0.7723192506
 Standard Error of Estimate 0.2117537068
 Sum of Squared Residuals 3.1836138972
 Durbin-Watson Statistic 1.875503
 Q(18-3) 16.081186
 Significance Level of Q 0.37667660

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. AR{1}	-0.666568881	0.100011365	-6.66493	0.00000000
2. AR{2}	-0.264610148	0.083399144	-3.17282	0.00223133
3. MA{1}	0.532019644	0.138722030	3.83515	0.00026899
AIC1 91.69326 SBC1 98.60545				

B.4 Preços do Submercado Sudeste/Centro-Oeste

a) Resultados da estimação do Modelo I

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 23 Iterations. Final criterion was 0.0000071 < 0.0000100
 Dependent Variable LPSECO
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 72
 Centered R**2 0.946797 R Bar **2 0.946058
 Uncentered R**2 0.982490 T x R**2 72.704
 Mean of Dependent Variable 1.0077871128
 Std Error of Dependent Variable 0.7106873701
 Standard Error of Estimate 0.1650603910
 Sum of Squared Residuals 1.9616351530
 Durbin-Watson Statistic 2.148618
 Q(18-2) 14.171482
 Significance Level of Q 0.58594042

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. AR{1}	-0.547420187	0.070031610	-7.81676	0.00000000
2. MA{1}	0.888327443	0.066645676	13.32911	0.00000000
AIC1 53.85960 SBC1 58.46773				

b) Resultados da estimação do Modelo II

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton
 Convergence in 12 Iterations. Final criterion was 0.0000069 < 0.0000100
 Dependent Variable LPSECO
 52/Year Data From 2002:24 To 2003:45
 Usable Observations 74 Degrees of Freedom 71
 Centered R**2 0.947987 R Bar **2 0.946522
 Uncentered R**2 0.982881 T x R**2 72.733
 Mean of Dependent Variable 1.0077871128
 Std Error of Dependent Variable 0.7106873701

Standard Error of Estimate 0.1643492129
 Sum of Squared Residuals 1.9177571280
 Durbin-Watson Statistic 1.996410
 Q(18-3) 10.890674
 Significance Level of Q 0.76030510

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif

1. AR{1}	-0.618103729	0.086524783	-7.14366	0.00000000
2. AR{2}	-0.135462908	0.008444040	-3.94915	0.00571276
3. MA{1}	0.879062962	0.070397988	12.48705	0.00000000

AIC1 54.18557 SBC1 61.09776

Apêndice C

C.1 - Dados das 10 maiores empresas do Sistema Interligado Nacional

Tabela 1 – Distribuição da capacidade instalada das empresas por tipo de geração

Empresas	Capacidade Instalada Hidráulica MW	Capacidade Instalada Térmica MW	Capacidade Instalada Total
AES TIETÊ	2.651,35	0,00	2.651,35
CDSA	658,00	0,00	658,00
CEMIG	5.932,49	132,00	6.064,49
CESP	7.455,30	0,00	7.455,30
DUKE-GP	2.299,40	0,00	2.299,40
CHESF	10.268,33	350,00	10.618,33
COPEL	4.518,74	20,00	4.538,74
ELETRONORTE	5.661,98	899,00	6.560,98
EMAE	922,00	472,00	1.394,00
FURNAS	8.776,90	630,00	9.406,90
TRACTEBEL	5.779,00	1.189,00	6.968,00
TOTAL	54.923,49	3.692,00	58.615,49
TOTAL BRASIL INCLUINDO AUTOPRODUTORES, PRODUTORES INDEPENDENTES E 50% DE ITAIPU			87.082,27

Fonte: ABRAGE (2004) – Associação das empresas geradoras de energia elétrica.

CHESF

O Agente Companhia Hidro Elétrica do São Francisco possui no total 15 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 12,19% da capacidade do País.

Potência (MW) 10.618,33

AL 6 (Operação) BA 11 (Operação) CE 1 (Operação) MA 1 (Operação) PB 1 (Operação) PE 1 (Operação)

PI 1 (Operação) SE 1 (Operação)

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Xingó	Canindé de S. Francisco – SE	São Francisco	3.162.000	2139
Paulo Afonso IV	Delmiro Gouveia – AL	São Francisco	2.462.400	1376
Itaparica (Luiz Gonzaga)	Glória – BA	São Francisco	1.479.600	959
Sobradinho	Juazeiro – BA	São Francisco	1.050.300	531
Paulo Afonso III	Delmiro Gouveia – AL	São Francisco	794.200	476
Paulo Afonso II	Delmiro Gouveia – AL	São Francisco	443.000	265
Moxotó (Apolônio Sales)	Delmiro Gouveia – AL	São Francisco	400.000	240
Boa Esperança (Castelo Branco)	Guadalupe – PI	Parnaíba	237.300	143
Paulo Afonso I	Paulo Afonso – BA	São Francisco	180.001	108
Funil (Rio Contas)	Ubatã – BA	das Contas	30.000	18
Pedra	Jequié – BA	das Contas	20.007	12

PCH's

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	POT(kW)
Coremas	Coremas – PB	3520
Araras	Varjota – CE	4000
Piloto	Paulo Afonso - BA	2000

Usinas Termelétricas	Combustível	Capacidade Instalada Total (MW)	Custo de operação (R\$/MWh)
Camaçari	Gás Natural	350,0	89,70

FURNAS

O Agente Furnas Centrais Elétricas S/A. possui no total 13 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 10,80% da capacidade do País. Potência (MW) Construção (1) 210,80 Operação (12) 9.406,90 Total (13) 9.617,70 GO 3 (Operação) MG 6 (Operação) MT 1 (Operação) RJ 1 (Construção) RJ 3 (Operação) SP 3 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Itumbiara	Itumbiara – GO	Paranaíba	2.124.000	1015
Marimbondo	Fronteira – MG	Grande	1.440.000	726
Serra da Mesa	Cavalcante – GO	Tocantins	1.293.000	671
Furnas	Alpinópolis – MG	Grande	1.270.000	598
Estreito (L.C. Barreto)	Rifaina – SP	Grande	1.050.000	495
Peixoto (Mascarenhas de Moraes)	Ibiraci – MG	Grande	478.000	295
Corumbá I	Caldas Novas – GO	Corumbá	375.000	209
Porto Colômbia	Guaíra – SP	Grande	320.000	185
Funil	Itatiaia – RJ	Paraíba do Sul	216.000	121
Manso	Chapada dos Guimarães – MT	Manso	210.900	92

Usinas Termelétricas	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)	Geração Mínima (MWmed)
Santa Cruz	Gás Natural	54,36	600,00	68
Campos (Roberto Silveira)	Gás Natural	44,49	30,00	12

CESP

O Agente Companhia Energética de São Paulo possui no total 6 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 8,56% da capacidade do País. Quantidade Potência (kW) Operação (6) 7.455,30 MS 3 (Operação) SP 6 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Ilha Solteira	Ilha Solteira – SP	Paraná	3.444.000	1949
Jupia (Engenheiro Souza Dias)	Castilho – SP	Paraná	1.551.200	886
Porto Primavera (Engenheiro Sérgio Motta)	Anaurilândia – MS	Paraná	1.540.000	940
Três Irmãos	Pereira Barreto – SP	Tietê	807.500	484
Paraibuna	Paraibuna – SP	Paraibuna	85.000	50
Jaguari	Jacareí – SP	Jaguari	27.600	14

TRACTEBEL

Tractebel Energia S/A

O Agente Tractebel Energia S/A possui no total 12 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 8,00% da capacidade do País. Potência (kW) Outorga (2) 628.490 Operação (10) 6.968.000 Total (12) 7.596.490 MS 1 (Operação) PR 2 (Operação) RS 1 (Outorgada) RS 5 (Operação) SC 3 (Operação) SP 1 (Outorgada).

USINAS HIDRELÉTRICAS	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Salto Santiago	Iguaçu	1.420.000	723
Itá	Uruguai	1.450.000	720
Salto Osório	Iguaçu	1.078.000	522
Canabrava	Tocantins	465.000	223
Machadinho	Uruguai	1.140.000	229
Passo Fundo	Passo Fundo	226.000	119

Usinas Termelétricas	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)	Geração Mínima (MWmed)
Alegrete	Óleo	120,49	66	0,7
Charqueadas	Carvão	43,95	72	18
Complexo Jorge Lacerda	Carvão	50,30	857	455
William Arjona (Campo Grande)	Gás Natural	153,31	194	84

CEMIG

Agente de Geração Companhia Energética de Minas Gerais. O Agente Companhia Energética de Minas Gerais possui no total 43 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 6,96% da capacidade do País.

Potência (kW) Construção (3) 795.000 Operação (40) 6.064.490 Total (43) 6.859.490

ES 1 (Construção) GO 1 (Construção) GO 2 (Operação) MG 3 (Construção) MG 40 (Operação) SP 3 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
São Simão	Santa Vitória – MG	Parnaíba	1.710.000	1281
Emborcação	Cascalho Rico – MG	Paranaíba	1.192.000	497
Nova Ponte	Nova Ponte – MG	Araguari	510.000	276
Volta Grande	Conceição das Alagoas – MG	Grande	380.000	229
Jaguara	Rifaina – SP	Grande	425.600	336
Miranda	Indianópolis – MG	Araguari	408.000	202
Três Marias	Três Marias – MG	São Francisco	396.000	239
Igarapava	Conceição das Alagoas - MG	Grande	210.000	136
Salto Grande	Braúnas – MG	Santo Antônio	102.000	75
Itutinga	Itutinga – MG	Grande	52.000	28
Camargos	Itutinga – MG	Grande	46.000	21
Piau	Santos Dumont – MG	Piau	18.010	11
Gafanhoto	Divinópolis – MG	Pará	12.880	8
Funil	Lavras - MG	Grande	180.000	108
Sá Carvalho	Perdões - MG	Piracicaba	78.000	46
Porto Estrela	Açucenas - MG	Santo Antônio	112.000	67
PCH's			100.000	60

Usinas Termelétricas	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)	Geração Mínima (MWmed)
Igarapé	Óleo	53,81	132	5,5

ELETRONORTE

Centrais Elétricas do Norte do Brasil S/A. O Agente Centrais Elétricas do Norte do Brasil S/A. possui no total 11 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 7,53% da capacidade do País. Potência (kW) Operação (11) 6.560.980 AC 5 (Operação) AM 1 (Operação) AP 2 (Operação) PA 1 (Operação) RO 2 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(Kw)	Energia Assegurada (MW médios)
Tucuruí I e II	Tucuruí – PA	Tocantins	5.126.000	4046
Balbina	Pres. Figueiredo - AM	Uatumã	250.000	150
Samuel	Porto Velho – RO	Jamari	216.000	129
Coaracy Nunes	Ferreira Gomes – AP	Araguari	69.982	41

Usinas Termelétricas	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)
Mauá	Óleo	263,90	137
Aparecida	Diesel	341,59	130
Electron	Diesel	341,59	121
Rio Acre	Diesel	341,59	36
Rio Branco I	Diesel	341,59	18
Rio Branco II	Diesel	341,59	32
Floresta	Diesel	356,14	148
Boa Vista	Diesel	356,14	19
Santana	Diesel	366,56	127
Rio Madeira	Diesel	366,97	83
Barro Vermelho	Diesel	370,53	48

COPEL

Agente de Geração Copel Geração S/A O Agente Copel Geração S/A possui no total 19 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 5,21% da capacidade do País. Quantidade Potência (kW) Operação (19) 4.538.740 PR 19 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(Kw)	Energia Assegurada (MW médios)
Foz do Areia	Pinhão – PR	Iguaçu	1.676.000	576
Segredo	Mangueirinha – PR	Iguaçu	1.260.000	603
Salto Caxias	Capitão Leon. Marques – PR	Iguaçu	1.240.000	605
Governador Perigot de Souza	Antonina – PR	Capivari/ Cachoeira	252.000	151
Guaricana	Guaratuba – PR	Arraial	36.000	25
Chaminé	São José dos Pinhais – PR	São João	18.000	11
PCH's			36.740	23

Usinas Termelétricas	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)
Figueira	carvão	66,33	20

AES TIETÊ

O Agente AES Tietê S/A possui no total 14 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 3,04% da capacidade do País. Potência (kW) Outorga (4) 30.175 Operação (10) 2.721.350 Total (14) 2.751.530 MG 1 (Operação) SP 4 (Outorgada) SP 10 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Água Vermelha (J. E. Moraes)	Indiaporã – SP	Grande	1.396.200	746
Nova Avanhandava	Buritama – SP	Tietê	347.400	139
Promissão (M. L. Leão)	Ubarana – SP	Tietê	264.000	104
Bariri (A. S. Lima)	Boracéia – SP	Tietê	143.100	66
Barra Bonita	Barra Bonita – SP	Tietê	140.760	45
Ibitinga	Ibitinga – SP	Tietê	131.490	74
Euclides da Cunha	São José do Rio Pardo – SP	Pardo	108.800	49
Caconde	Caconde – SP	Pardo	80.400	33
Limoeiro (A. S. Oliveira)	São José do Rio Pardo – SP	Pardo	32.000	15
Mogiguaçu	Mogiguaçu - SP	Mogi	7.200	4

DUKE ENERGY

Duke Energy Internacional, Geração Paranapanema S/A. O Agente Duke Energy Internacional, Geração Paranapanema S/A. possui no total 8 empreendimentos. Sua capacidade de geração representa 2,64% da capacidade do País. Potência (kW) Operação (8) 2.299.400 PR 7 (Operação) SP 8 (Operação).

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Capivara	Porecatu – PR	Paranapanema	640.000	330
Taquaruçu	Sandovalina – SP	Paranapanema	554.000	201
Xavantes	Chavantes – SP	Paranapanema	414.000	172
Rosana	Diamante do Norte – PR	Paranapanema	369.200	177
Jurumirim (A. A. Laydner)	Cerqueira César – SP	Paranapanema	97.700	47
Canoas I CBA	Cândido Mota – SP	Paranapanema	82.500	57
Canoas II CBA	Andirá – PR	Paranapanema	72.000	48
Salto Grande (L. N. Garcez)	Cambará – PR	Paranapanema	70.000	45

CDSA

USINA HIDRELÉTRICA	MUNICÍPIO	RIO	POT(kW)	Energia Assegurada (MW médios)
Cachoeira Dourada	Cachoeira Dourada - GO	Paranaíba	658.000	394

EMAE

USINAS HIDRELÉTRICAS	MUNICÍPIO	RIO	POT(Kw)	Energia Assegurada (MW médios)
Henry Borden	Cubatão - SP	Cubatão	889.000	108
Rasgão	Rasgão - SP	Tietê	22.000	13
Porto Góes	Salto - SP	Tietê	11.000	6,6

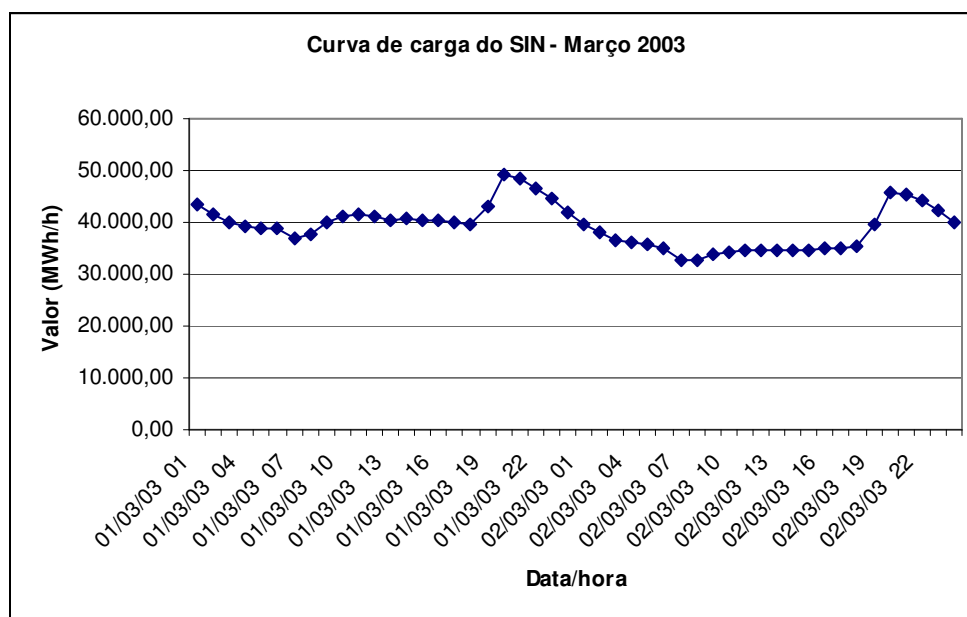
Usina Termelétrica	Combustível	Custo de operação (R\$/MWh)	Capacidade Instalada Total (MW)
Nova Piratininga	Gás Natural	120,81	472

C.2 - Dados de carga própria de energia do SIN – em MW médios (histórico de 1999 a 2003).

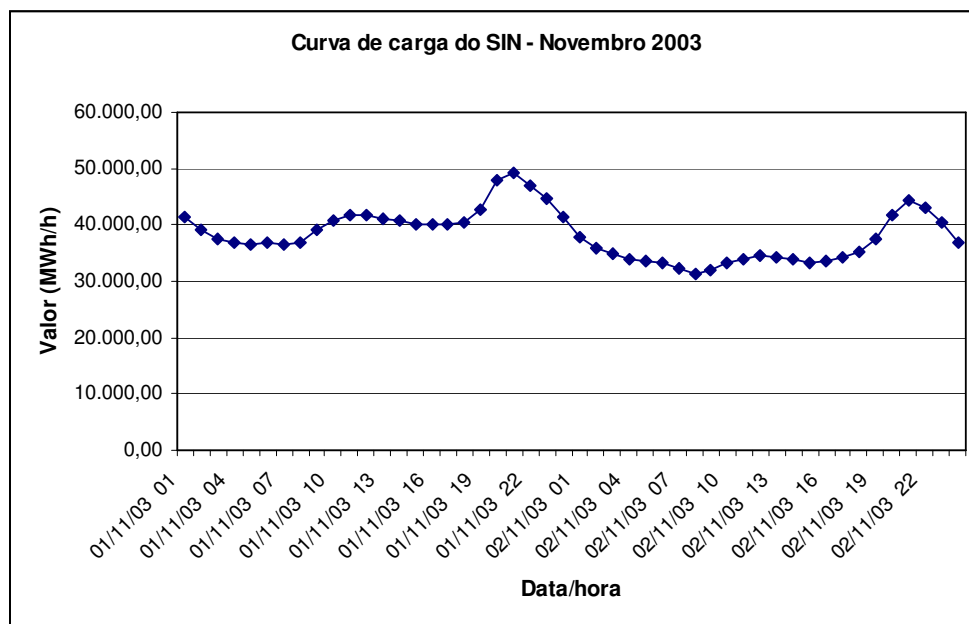
Ano	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1999	47.848,5	48.756,2	50.516,3	51.123,6	51.832,5	51.971,7	51.944,5	51.648,6	51.664,3	51.069,5	49.487,0	50.022,0
2000	49.218,8	51.495,0	52.180,2	54.133,6	54.251,3	54.335,0	53.348,8	53.439,1	53.179,0	52.767,2	51.984,4	52.765,0
2001	51.141,8	53.661,4	54.067,3	55.099,1	54.593,3	44.846,0	42.379,6	41.898,0	42.314,3	42.308,8	42.055,0	42.780,7
2002	43.941,9	46.330,1	48.226,7	49.816,9	49.843,6	49.933,2	49.122,9	49.304,5	49.396,8	50.756,9	49.816,6	49.858,7
2003	49.010,9	51.685,1	51.446,0	53.300,9	53.514,6	53.206,8	52.229,4	51.946,8	52.414,4	52.689,5	52.556,1	52.523,1

Fonte: ONS (www.ons.gov.br).

C.3 – Curvas de carga dos meses de março e novembro de 2003 (amostra de dois dias).



Fonte: Centro Regional de Operações Nordeste – ONS.



Fonte: Centro Regional de Operações Nordeste – ONS.

