

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O EFEITO DA POLÍTICA DE RACIONAMENTO
EM 2001/2002 SOBRE O CONSUMO
RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA**

TALITA DE MORAES GONÇALVES SILVA
Matrícula: 106075509

Orientador: Profº Getúlio Borges da Silveira Filho

ABRIL 2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O EFEITO DA POLÍTICA DE RACIONAMENTO
EM 2001/2002 SOBRE O CONSUMO
RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA**

TALITA DE MORAES GONÇALVES SILVA
Matrícula: 106075509

Orientador: Profº Getúlio Borges da Silveira Filho

ABRIL 2013

As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor.

RESUMO

O Programa de Racionamento de energia elétrica realizado nos anos de 2001 e 2002 obteve êxito, reduzindo os níveis de consumo de energia e permitindo que os reservatórios de água nas Usinas Hidrelétricas retornassem a um nível de águas razoável para o abastecimento do consumo de energia. Contudo, a redução no consumo provocada pelo Racionamento não ocorreu apenas no período de sua implementação, ou seja, apresentou, também, uma queda permanente. Esta monografia se limitou em estimar o impacto do Programa no consumo por consumidor na classe residencial.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	5
CAPÍTULO I: O SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL.....	7
I.1) O Setor de Energia elétrica brasileira antes do Racionamento	7
I.2) O Racionamento	10
I.3) O Novo Modelo	11
I.4) A importância dos modelos de previsão	12
CAPÍTULO II: METODOLOGIA	15
II.1) Uma resenha da literatura	15
II.2) Metodologia Aplicada	17
CAPÍTULO III: DESCRIÇÃO DOS DADOS	25
III.1) Descrição dos dados	25
III.2) Brasil	27
III.3) Centro-Oeste	29
III.4) Sul	30
III.5) Norte.....	32
III.6) Nordeste.....	34
III.7) Sudeste.....	36
CAPÍTULO IV: MODELAGEM DO CONSUMO RESIDENCIAL	39
IV.1) Modelo Conceitual.....	39
IV.2) Modelo VECM	43
CONCLUSÃO.....	53
APÊNDICE A: RESULTADO TESTE CHOW	54
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	57

INTRODUÇÃO

Esta monografia pretende analisar os efeitos permanentes e temporários do Programa de Racionamento de energia elétrica no Brasil nos anos de 2001 e 2002. Para esta finalidade, foi aplicado um modelo de séries temporais para estimar a magnitude do impacto da política no consumo do Brasil e das regiões geográficas.

Durante a década de 1980 o setor de energia elétrica, que era composto somente por empresas estatais, passou por graves crises de financiamento. Dessa maneira, na década de 1990, acreditava-se que a privatização do setor era a solução para se alcançar uma administração mais adequada, iniciando-se o processo de desestatização do setor. No entanto, não foi feito o planejamento necessário para evitar que a ocorrência de um período de seca provocasse o uso pleno dos reservatórios das usinas hidrelétricas.

Dessa forma, no ano de 2001, o governo lançou o Programa de Racionamento de Energia Elétrica nas regiões em que os níveis dos reservatórios eram alarmantes. O Programa durou nove meses e exerceu grande impacto sobre a quantidade de energia consumida.

Nesta monografia, o efeito do Programa de Racionamento sobre o consumo foi analisado apenas para a classe residencial. Neste objetivo, foi feita uma breve contextualização histórica do setor energia elétrica brasileiro, para esclarecer as razões pelas quais foi imposto o racionamento, enfatizando a importância da classe residencial no consumo de energia elétrica brasileiro.

Em seguida, faz-se uma revisão da literatura empírica do consumo de energia elétrica no Brasil. Analisando cinco artigos brasileiros, o primeiro foi escrito por Modiano (1984) e o último por Siqueira e Hollanda (2005).

O modelo conceitual escolhido para nossa abordagem foi baseado no proposto por Braga (2001) e restrito a disponibilidade dos dados. O modelo tem o consumo por consumidor como variável dependente e, como variáveis independentes a renda per capita, a tarifa média de energia elétrica, o preço dos eletrodomésticos.

Em seguida, analisam-se os dados de consumo de energia elétrica residencial, o consumo de energia elétrica residencial por consumidor, o preço dos eletrodomésticos, o rendimento médio do trabalhador e tarifa média para o Brasil e para as regiões geográficas. O modelo foi, então, aplicado, e os coeficientes estimados, referentes às elasticidades do consumo por consumidor em relação às variáveis explicativas.

Dessa maneira, a monografia foi dividida em quatro capítulos e um anexo. O Capítulo I apresenta brevemente na primeira seção um histórico do setor de energia elétrica antes do Programa de Racionamento. A segunda seção desse mesmo capítulo expõe o Programa de Racionamento. A seção seguinte apresenta como o setor foi reestruturado após a crise enfrentada em 2001 e 2002. Finalmente, na última seção do Capítulo I, destaca-se a importância dos modelos de previsão para o setor de energia elétrica.

O Capítulo II, por sua vez, está dividido em duas seções. A primeira seção expõe uma revisão da literatura de modelagem da demanda de energia elétrica brasileira. Por sua vez, na segunda seção, foi apresentada a metodologia adotada, considerando as séries adotadas.

No Capítulo III, foi feita uma breve discussão sobre a sazonalidade e as observações discrepantes na trajetória do consumo de energia elétrica residencial no Brasil e em cada região geográfica. Faz-se também uma análise e descrição da evolução dos dados de consumo por consumidor, rendimentos do trabalhador, preço dos eletrodomésticos e tarifa média sobre o consumo de energia elétrica residencial no Brasil e suas regiões geográficas.

No Capítulo IV, a modelagem proposta foi aplicada para o Brasil e para as regiões Sudeste, Nordeste e Sul entre janeiro de 1991 a dezembro de 2012. Há uma conclusão após o quarto capítulo.

Ao final, no Anexo A os resultados do teste Chow para o modelo VECM estimado é apresentado.

CAPÍTULO I: O SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Este capítulo tem por objetivo apresentar um breve histórico do setor de energia elétrica brasileira. O capítulo é dividido em quatro seções. Inicialmente, na primeira seção, contextualiza-se o setor elétrico no período anterior ao racionamento. Na seção seguinte, explica-se como foi implementado o racionamento de energia em 2001 e 2002. Na terceira seção, faz-se uma breve apresentação do novo modelo aplicado ao setor de energia elétrica após o racionamento. E, finalmente, na última seção, apresenta-se um histórico da importância dos modelos de previsão de demanda de energia elétrica no Brasil.

I.1) O Setor de Energia elétrica brasileira antes do Racionamento

O início do setor de energia elétrica no Brasil se deu no final do século XIX, principalmente como fonte de energia para transporte e iluminação públicos. Posteriormente, com o desenvolvimento da indústria e urbanização, a energia elétrica passou também a ser utilizada como fonte de energia para as máquinas e na iluminação industrial e residencial. Até a década de 1930 o setor não era regido por nenhuma legislação específica, estando a maior parte das concessões, da geração a distribuição, nas mãos de empresas privadas¹.

A intervenção estatal no setor iniciou-se com o Decreto 24.643, de 10 de julho de 1934, conhecido como Código das águas, onde os aproveitamentos hidráulicos passaram a estar sujeitos à concessão ou amortização do governo federal. E a primeira ação direta do governo federal na produção de energia elétrica foi através do Decreto-Lei 8.031, 03 de outubro de 1945, que criou a Companhia Hidroelétrica de São Francisco (CHESF). A CHESF foi criada para abastecer a população de baixa renda do Nordeste brasileiro.

O governo federal, nos anos que se seguiram à década de 1930, adotou medidas de centralização da indústria elétrica, passando então a ser responsável pela maior parte da geração e distribuição de energia elétrica, tendo como uma importante medida a criação da Empresa Mista Centrais Elétricas Brasileiras S.A. (Eletrobrás) em

¹ Em 1930, as estrangeiras Light e AMFORP detinham, respectivamente, 40% e 15% da capacidade instalada do país. Fonte: Leite 1997

1961². O ápice da centralização do setor ocorreu nos anos 70, nesta década o governo comprou a grande parcela das empresas geradoras e distribuidoras de energia elétrica, e em 1979 foi concluída a compra da Light, consagrando a estatização do setor.

Contudo, no início da década de 1980, a crise econômica internacional atingiu o setor elétrico brasileiro. O setor era financiado pela reinversão dos lucros (autofinanciamento), bem como por financiamentos interno (impostos e empréstimos compulsórios) e externo (empréstimos em bancos internacionais). Como os investimentos na infraestrutura do setor envolvem montantes elevados, as três fontes de financiamento eram muito importantes.

Devido à crise do petróleo³ em 1979 e à declaração de moratória pelo México em 1982, ocorreu, no inicio da década de 1980, a elevação dos juros do serviço da dívida externa e redução do crédito internacional. Portanto, com a redução do crédito externo, o governo federal reduziu o investimento na infraestrutura do setor de energia elétrica, e diversas obras foram paradas, assim como houve aumento dos juros dos empréstimos tomados junto a estrangeiros que corriam durante as construções. Algumas concessionárias estatais começaram um processo de inadimplência e rolagem de dívida. O cenário desencadeou a necessidade de uma reestruturação do setor ao final da década de 1980.

Ao final da década de 1980 e em meados de 1990, foram adotadas políticas de privatizações nos países em desenvolvimento, acreditando-se que iriam melhorar os serviços oferecidos. Cabe então destacar que a reestruturação do setor elétrico brasileiro foi baseada no argumento de que as empresas estatais não eram capazes de financiar o setor. Como se pode observar em um dos objetivos descritos no Programa Nacional de Desestatização⁴ no art. 1º item 1 que dizia que teríamos que reordenar a posição estratégica do Estado na economia, transferindo à iniciativa privada atividades indevidamente exploradas pelo setor público.

² A Lei 3890-A de 25 de Abril de 1961 autorizou a União a constituir a empresa Centrais Elétricas Brasileiras S. A. - ELETROBRÁS, e descreveu suas obrigações e direitos.

³ Referente segundo choque do petróleo, que foi o corte na venda e distribuição deste item por parte do segundo maior produtor mundial, o Irã, em meio à revolução fundamentalista pela qual passou o país em 1979.

⁴ O Plano Nacional de Desestatização foi lançado pela Lei 8.031/90.

Portanto, acreditava-se que a presença privada nos investimentos energéticos produziria o equacionamento fiscal, pois seria obtido um aumento das receitas através leilões das empresas, que assegurariam o financiamento necessário para desenvolvimento do setor, e tornariam as empresas energéticas mais eficientes. A reforma foi iniciada com a Lei 8.031/90 que instituiu o Programa Nacional de Desestatização (PND) e criou o Fundo Nacional de Desestatização (FND). Foi promovido, então, o fim da verticalização da cadeia produtiva, separando as atividades de geração, transmissão, distribuição e comercialização.

Na segunda metade da década de 1990, foram criadas instituições e leis que regulamentaram a nova reforma do setor, dentre as quais se destacam: a nova Lei de Concessões⁵ e a Lei das Concessões Elétricas⁶; a instituição da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), pela Lei 9.427, de 26 de dezembro de 1996; a criação do Operador Nacional de Sistema (ONS) e a instituição de Mercado Atacadista de Energia (MAE), pela Lei 9.648, de 27 de maio de 1998.

O conjunto de leis acima permitiu que fosse iniciado o processo de privatização do setor. Primeiramente, as distribuidoras federais, Escelsa e Light, foram vendidas, a primeira em 1995 e a segunda em 1996. A intenção do governo era privatizar todos os ativos de distribuição. No setor de geração, apenas as plantas nucleares e a parte nacional de Itaipu continuaram sendo propriedade do Estado. O modelo previa que as linhas de transmissão permaneceriam estatais e somente os novos projetos poderiam ser executados por capital privado.

No entanto, o novo modelo não obteve o êxito esperado. Houve problemas na coordenação dos órgãos de planejamento e regulação que impediram a identificação, em tempo hábil, dos sinais da crise de abastecimento que estaria por vir. A principal marca da falha desse novo modelo foi o racionamento em 2001/2002.

⁵ A Lei 8987 de 13 de fevereiro de 1995 determinou como seria o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previstos no art. 175 da Constituição Federal de 1988.

⁶ A Lei 9074 de 07 de julho de 1995 determinou como seriam realizadas as concessões, permissões e autorizações no setor elétrico, além das normas já regidas na Lei 8987/95.

I.2) O Racionamento

Devido ao contexto de reformas não acabadas e desordem entre os órgãos regulatórios e de planejamento, reduziram-se os investimentos em infraestrutura no setor, e, devido à falta de planejamento, não se constatou a redução contínua na confiabilidade dos reservatórios desde 1997. Em 2001, a seca experimentada pelo Nordeste e Sudeste tornou a crise do abastecimento de energia elétrica iminente.

O presidente Fernando Henrique Cardoso então determinou que se criasse e instalasse a Câmara de Gestão da Crise de Energia Elétrica (GCE), pela Medida Provisória 2147, de 15 de maio de 2001. O órgão foi criado com o objetivo de propor e implementar medidas de natureza emergencial para compatibilizar a demanda e a oferta de energia elétrica, de forma a evitar interrupções intempestivas ou imprevistas do suprimento de energia. O programa estabelecido pela Câmara teve como uma das resoluções o uso de regimes especiais de tarifação, limites de uso e fornecimento de energia elétrica, e medidas de redução de seu consumo. O programa atingiu as regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sistemas Interligados do Nordeste.

De acordo com a Resolução da GCE nº4, de 22 de maio de 2001 e com base nas descrições feitas por LOSEKANN (2003), os consumidores residenciais com consumo mensal inferior a 100 KWh tiveram por meta manter o nível de consumo observado nos meses de maio, junho e julho de 2000 (período de referência). Já os com consumo superior a 100 KWh tiveram por meta 80% do consumido no período de referência, ficando portanto, sujeitos a cortes, caso superassem a meta reincidemente, e a sobre-taxas. Por outro lado, se os consumidores reduzissem seu consumo mais que a meta, era concedido um bônus para dedução da conta mensal de eletricidade.

A meta de consumo para os consumidores rurais foi de 90% do observado no período de referência. Para os consumidores industriais, comerciais e de serviços de pequeno porte, a meta foi fixada em 80% do consumo no período de referência. O consumo excedente à cota era faturado pelo preço do mercado *spot*. Caso a redução superasse a meta, o consumidor acumularia “crédito” para os meses seguintes.

Para o grupo dos consumidores de maior porte (Grupo A⁷), a cota foi diferenciada entre 85% e 75% do consumo observado no período de referência, conforme o volume de empregos gerados e o valor adicionado na cadeia produtiva. Os consumidores eletro intensivos ficaram sujeitos às cotas mais restritivas. Esse grupo de consumidores podia negociar direitos de consumo. Aqueles que reduzissem o consumo além da cota podiam vender um direito de consumir para consumidores que não tivessem atingido a meta.

O Programa de Racionamento durou até março de 2002⁸, obtendo êxito, já que a população reduziu seu consumo, e foi alcançado o nível de água nos reservatórios necessário para o atendimento da demanda (em março 2002 o nível dos reservatórios era de 70% no SE/CO⁹). Em 2002, o nível de água nos reservatórios já estava bem próximo aos anos considerados normais, de acordo com as informações da ONS. Acredita-se, portanto, que houve uma alteração no padrão de consumo por energia elétrica desde então, através, por exemplo, da aquisição de equipamentos com maior eficiência energética.

I.3) O Novo Modelo

O novo modelo de organização do setor buscou criar condições para a garantia do abastecimento de energia elétrica, procurando evitar a ocorrência de riscos de racionamento, como o ocorrido entre 2001 e 2002. Portanto, entre seus principais objetivos, estão a promoção da modicidade tarifária, ou seja, tarifas acessíveis a população, e a segurança do abastecimento.

O modelo foi iniciado com a aprovação das Leis 10.847 e 10.848, de 15 de março de 2004; e da assinatura do Decreto 5.163, de 30 de julho de 2004, que regulamentou a comercialização de energia elétrica, e o processo de outorga de concessões de autorizações de geração de energia elétrica, alterando as leis anteriores, como a Lei 9074/95.

⁷ Baseado nas classificações especificadas na Resolução da ANEEL nº 456, de 29 de novembro de 2000.

⁸ A resolução da GCE nº 117, de 19 de fevereiro de 2002, dispôs o fim do Programa Emergencial do Consumo de Energia Elétrica a partir de 1º de março de 2002.

⁹ De acordo com site Enertrade em acesso 28 de outubro de 2011.

Segundo PINTO JR. (2007), visando à consecução dos objetivos, importante medidas foram tomadas:

- A criação de dois ambientes de negócios e de contratos: o Ambiente de Contratação Regulada – ACR, no qual se realizam livremente as operações de compra e venda de energia, envolvendo as distribuidoras e o Ambiente de Contratação livre – ACL.
- A estruturação de leilões para a contratação da energia existente pelas distribuidoras, com o critério de menor tarifa.
- A segurança do abastecimento é, neste novo modelo, baseada nos seguintes instrumentos: contratação, por parte das empresas distribuidoras, de 100% de sua carga; e estabelecimento de um lastro físico de geração.
- A estruturação de geração de energia, baseada nos seguintes princípios: celebração de contratos bilaterais de longo prazo entre as distribuidoras e os vencedores dos leilões, com garantia de repasse dos custos de aquisição da energia às tarifas dos consumidores finais; e licença ambiental prévia de empreendimentos hidroelétricos candidatos.

Importantes agentes coordenadores do setor foram criados: Empresa de Pesquisa Energética (EPE), pela Lei 10.847, de 15 de março de 2004; Câmara de Comercialização de Energia Elétrica (CCEE) e o Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico (CMSE), pela Lei 10.848, de 15 de março de 2004.

I.4) A importância dos modelos de previsão

No Brasil, a importância dos modelos de previsão da demanda de energia elétrica ao longo da história esteve relacionada com a estrutura do setor. De inicio, as previsões não eram muito robustas, mas atualmente são bem mais elaboradas. Tais previsões são de suma relevância para os geradores, distribuidores e reguladores, devido às transformações vistas nas três seções acima.

Nas décadas de 1950 e 1960, o modelo de previsão era muito simples, pois supunha-se que o consumo de energia elétrica evoluía a taxas anuais que dependiam do comportamento do PIB. Este método tinha por característica o fato de que superestimava a demanda, mas as concessionárias não se preocupavam muito com o viés de previsão por dois motivos. Primeiro porque acreditavam que o excesso de capacidade instalada poderia ser absorvido no futuro, uma vez que o Brasil era uma economia em acelerado desenvolvimento. Segundo, porque o sistema tarifário vigente, chamado de regime de custo do serviço, permitia que as concessionárias repassassem aos consumidores o excesso de capacidade instalada, pois o preço das tarifas consistia nos custos de operação, amortizações, juros, impostos e uma remuneração fixada por lei.

Posteriormente, com a crise do petróleo nos anos 70 foram adotadas políticas de substituição ao uso do petróleo e combate ao desperdício no consumo de energia. Estes fatores contribuíram para o aprimoramento dos estudos de previsão da demanda de energia elétrica. Ao final da década de 1980 e início de 1990, como visto anteriormente, o Estado passou de gerador a regulador do mercado de energia elétrica, na esperança de que a atuação privada pudesse gerir melhor as concessionárias.

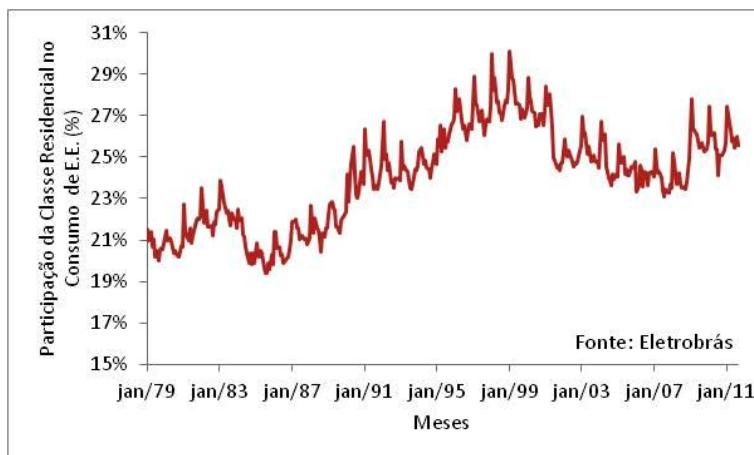
Contudo, a privatização das concessionárias não alcançou os objetivos esperados, já que a falta de investimentos em infra-estrutura por parte das gestões privado e pública acarretou na escassez de energia no país. As autoridades brasileiras então reorganizaram a estrutura do mercado de energia elétrica, a partir de 2004, e preocuparam-se em dividir as tarefas de regulação, pesquisa e geração de maneira mais clara para evitar que novamente ocorresse uma situação como em 2001.

Portanto, a importância da modelagem da demanda de energia pode ser atribuída a três motivos principais. O primeiro deles é a característica dos investimentos no setor de energia elétrica, tipicamente intensivos em capital e com longo prazo de maturação; segundo, a necessidade de regulação do setor; e, por fim, o fato de se fazer necessária a participação do capital privado, guiado pela possibilidade de retornos futuros positivos de seus investimentos e, portanto, condicionada à expansão do mercado e à rentabilidade.

Cabe ainda destacar que o consumo de energia elétrica se diferencia por classe de consumo (residencial, comercial, industrial, rural e setor público), de maneira que as políticas públicas adotadas para cada classe são diferentes, fazendo-se então necessário um estudo específico para cada uma delas. Neste trabalho, escolhemos a análise do consumo residencial, sendo esta uma classe com participação relevante no consumo total como pode ser observado da Figura 1. Em janeiro de 1979, a participação do consumo residencial em relação ao total era de 20% passando em agosto de 2011 para 26%. E, por outro lado, colaborou intensivamente com o programa de racionamento de energia no país. Portanto, o objetivo deste trabalho consiste em observar as alterações na demanda residencial de energia elétrica devido ao programa de racionamento adotado em 2001 e 2002.

Figura 1

Participação da Classe Residencial no Consumo de Energia Elétrica no Brasil



CAPÍTULO II: METODOLOGIA

Este capítulo está dividido em duas seções. Na primeira, foi feita uma revisão da literatura de modelagem da demanda de energia elétrica brasileira. Na segunda, foi apresentado o modelo conceitual adotado no trabalho e como foram realizadas as estimativas.

II.1) Uma resenha da literatura

A modelagem da demanda de energia elétrica contou com a contribuição inicial dos artigos de Houthakker (1951), Fisher e Kaysen(1962) e Taylor e Houthakker (1970). Posteriormente, na década de 1970, começou-se a introduzir este tipo de análise o Brasil. Nesta seção, será exposta uma revisão da literatura de modelagem da demanda de energia elétrica residencial no Brasil.

Inicialmente destaco a importância do artigo escrito por Taylor (1975) que expôs os problemas associados a análise da demanda de energia elétrica, sendo estes as tarifas cobradas por blocos associados à quantidade consumida e a impossibilidade de estocar grandes quantidade de energia e comparou os métodos e resultados obtidos em onze trabalhos empíricos, entre estes os três artigos citados no parágrafo acima, sobre a demanda de energia elétrica no Reino Unido e EUA.

Posteriormente, no Brasil, Modiano (1984) estimou as elasticidades preço e renda no Brasil para as classes industrial, comercial, residencial e “outros”, no período de 1963 a 1981, a partir de dados anuais. Pressupondo que a oferta é infinitamente elástica, o autor estimou dois modelos alternativos de regressão linear. No primeiro supôs que o consumo de energia elétrica é instantâneo, representando uma relação de curto prazo. E no segundo admitiu o ajustamento parcial do consumo à demanda, representando uma relação de longo prazo.

Por outro lado, Andrade e Lobão (1997) estimaram as elasticidade preço e renda no Brasil para a classe residencial, no período de 1963 a 1995, a partir dos dados anuais. Partindo do mesmo pressuposto de que a oferta é infinitamente elástica, os autores estimaram um modelo de consumo de energia elétrica de curto e longo prazo a partir de três abordagens: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Variáveis

Instrumentais e modelo de um Vetor Autoregressivo (VAR) sob a representação de um Modelo de Correção de Erros (VECM). Ao compararem os resultados obtidos pelos três diferentes métodos de análise, verificaram que as estimativas produzidas para a demanda residencial de longo prazo eram muito parecidas. Contudo, optaram pelo modelo de correção de erros por apresentar melhores resultados para modelagem de séries temporais não-estacionárias, sendo o caso das séries estudadas.

Salvo as diferenças metodológicas e dos períodos de estudo abrangidos em cada artigo, podem-se comparar os resultados obtidos para o caso da demanda de energia elétrica residencial. No curto prazo, as elasticidades são substancialmente maiores, em valores absolutos, no trabalho de Modiano em comparação ao de Andrade e Lobão: 1,12 para a renda e -0,45 para a preço contra uma elasticidade-renda não significativa e elasticidade-preço de -0,09. O mesmo ocorre no longo prazo, ficando as elasticidades obtidas por Modiano em 0,33 para a renda e -0,12 para a preço enquanto que as obtidas por Andrade e Lobão foram de 0,22 para a renda e -0,05 para a preço. Temos ainda em Andrade e Lobão que a elasticidade-preço dos eletrodomésticos é de -0,19 no longo prazo e -0,14 no curto prazo.

Garcez e Ghirardi (2003) estimaram a elasticidades renda e preço da demanda de energia elétrica do setor residencial no Estado da Bahia, com dados mensais entre 1994 a 2002. Os autores desenvolveram modelos dinâmicos e encontraram valores de curto prazo para a elasticidade preço entre -0,03 e -0,07 e a elasticidade renda entre 0,127 a 0,394. Os autores compararam seus resultados com obtidos nos trabalhos Modiano (1984) e Andrade e Lobão (1997) e encontraram que a demanda por energia elétrica (EE) na Bahia seria mais inelástica que no Brasil e a elasticidade-renda inferior à do país.

Em seguida, Schmidt e Lima (2004) estimaram as elasticidades preço e renda do consumo de energia elétrica para as classes residencial, comercial e industrial, no período 1969 a 1999, a partir dos dados anuais. Os autores estimaram um modelo de consumo de energia elétrica de longo prazo utilizando vetores autorregressivos para estimar modelos de cointegração; adicionalmente, realizaram previsões para o período de 2000 a 2005, e, para tanto, utilizaram o modelo VAR com o mecanismo de correção de erros (VECM).

Como resultado, os autores encontraram elasticidades renda e preço para o setor residencial de 0,539 e -0,085, respectivamente. Os valores previstos para os anos de 2000 e 2001 foram comparados ao consumo efetivo, a fim de testar a capacidade preditiva. A diferença entre o valor previsto para o consumo residencial no ano de 2000 e o efetivo foi de 0,97% enquanto a diferença para o ano de 2001 foi de -15,32%. Pode-se considerar que o racionamento tenha prejudicado a previsão, cabendo observar que para os outros setores as diferenças não foram tão elevadas; por exemplo, no caso industrial, a diferença foi de -4,44%, e no comercial, de 1,11%.

Siqueira e Hollanda (2005) estimaram modelos de demanda por energia elétrica no Nordeste para os setores residencial, industrial e comercial, usando dados anuais entre 1970 a 2000. Utilizaram a hipótese de oferta infinitamente elástica, e empregaram três métodos de estimação por MQO , Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E) e o terceiro consiste na modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VECM), utilizando procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1988; 1991). Adicionalmente, os autores fizeram previsões para o consumo dos anos de 2004 a 2010 sob a hipótese que a uma taxa constante o consumo de energia elétrica iria voltar ao comportamento anterior ao racionamento. A elasticidade preço e renda para o setor residencial encontradas foram -0,13 e 0,11 no curto prazo e -0,41 e 1,43 no longo prazo.

II.2) Metodologia Aplicada

A metodologia utilizada é baseada na sugestão feita por Braga (2001). Inicialmente, destacarei as peculiaridades do mercado de energia elétrica, e, em seguida, os problemas relacionados aos dados, e, por fim, será descrito o modelo conceitual aplicado.

A energia elétrica possui duas peculiaridades que serão utilizadas em nosso modelo. A primeira é não ser um bem consumido diretamente, mas por meio de aparelhos que a utilizam para funcionar, como é o caso de aparelhos eletrodomésticos na demanda residencial. Como consequência, os modelos conceituais fazem distinção sobre o consumo de curto e de longo prazo. No curto prazo, os efeitos no consumo de energia advindos de maneira indireta são interpretados como o impacto das variáveis explicativas sobre a utilização dos aparelhos eletrodomésticos, e, no longo prazo, como

o impacto sobre o estoque destes aparelhos em um domicilio. A segunda é a impossibilidade de armazenar em grande quantidade a energia elétrica, impedindo a formação de estoques reguladores. O sistema deve ter a capacidade total de geração e transporte, suficiente para prover a maior potência esperada, ou seja, suprir o pico de demanda.

Contudo a metodologia econométrica e o modelo conceitual tiveram que ser escolhidos de acordo com a disponibilidade dos dados. Os problemas envolvendo cada variável são os seguintes:

- (1) Os dados de renda tiveram que ser aproximados por dados de rendimento médio do trabalho principal, restritos as seis regiões metropolitanas mais importantes do Brasil (Rio de Janeiro, São Paulo, Recife, Salvador, Belo Horizonte e Porto Alegre) deflacionados pelo índice de preço do Brasil. Adicionalmente o IBGE alterou a metodologia do cálculo em 2002, e, como consequência, os valores observados em uma metodologia e na outra são bem distintos. Por exemplo, segundo a antiga metodologia, em fevereiro de 2002 o rendimento médio em Salvador foi de R\$ 439,51, enquanto na nova metodologia o rendimento foi elevado para R\$ 551,20, ou seja, ocorreu um aumento de 25%. Para compatibilizá-los, foram consideradas as variações percentuais dos rendimentos nos meses anteriores a fevereiro de 2002, multiplicando-as pelo rendimento do mês sucessor, começando por janeiro de 2002.
- (2) Os dados de tarifa de energia elétrica foram obtidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor(INPC) para tarifa de energia elétrica no Brasil e nas regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Porto Alegre e Curitiba.
- (3) Os dados dos preços dos eletrodomésticos foram obtidos pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para eletrodomésticos e equipamentos, restritos às regiões metropolitanas do Rio de Janeiro, São Paulo, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Porto Alegre e Curitiba.

Abaixo, na Tabela (1), pode-se encontrar um resumo dos dados e das fontes utilizadas no trabalho.

Tabela 1

Fonte e dados utilizados		
	Variável (séries mensais de janeiro de 1991 a novembro de 2012)	Fonte
C	Consumo Total Residencial (MWh)	Eletrobrás
N	Número de Consumidores de Energia Elétrica	Eletrobrás e EPE
R	Rendimento Médio Nominal do Trabalho Principal	IBGE Deflator INPC/IBGE: Novembro/2012=100
Γ	Tarifa Média do Consumo Residencial de Energia Elétrica por MWh	IBGE Deflator INPC/IBGE: Novembro/2012=100
P	Eletrodomésticos e equipamentos	IBGE Deflator INPC/IBGE: Novembro/2012=100

Devido ao tamanho das séries, é considerado mais adequado um modelo univariado, com apenas uma variável dependente, de maneira que adotaremos a metodologia Box-Jenkins (1970). A metodologia foi alterada para que o efeito da sazonalidade seja estimado por *dummies* sazonais e não pela média na temperatura como proposto por BRAGA(2001).

A primeira hipótese básica que norteia o modelo é de que a oferta seja suficientemente grande para que a demanda (D) de energia elétrica possa ser modelada com base no consumo. A demanda de energia elétrica é influenciada por duas variáveis principais, e são elas o número de consumidores e o consumo por consumidor.

$$D = C = N * \frac{C}{N}. \quad (1)$$

Na equação (1) é expressa uma relação entre as seguintes variáveis, D é a Demanda de energia elétrica residencial, C é o consumo de energia elétrica e N é o número de consumidores.

No modelo aplicado, a variável consumidor representa uma unidade familiar, uma família representativa, uma vez que as diversas famílias do Brasil possuem

diferentes comportamentos com relação ao uso de energia elétrica. A análise aplicada será relativa ao comportamento médio das famílias.

Optou-se por uma estratégia de modelagem que considera o consumo por consumidor (que chamaremos doravante de consumo PC) e o número de consumidores em separado. Neste caso tem-se:

$$\frac{C}{N} = E = \sum_e n_e * E_e \quad (2)$$

Onde E é a quantidade de energia consumida pela família, n_e é o número de equipamentos do tipo e existentes no domicílio e E_e é a quantidade de energia gasta pelo uso do equipamento do tipo e . Contudo, a quantidade de energia gasta pelo uso do equipamento é igual ao consumo potencial do equipamento (V_e) multiplicado pelo tempo em que o mesmo permanece ligado. Chamaremos de taxa de utilização o tempo médio em que um aparelho fica ligado (φ_e).

$$E_e = V_e * \varphi_e \quad (3)$$

Portanto, substituindo a equação (3) na equação (2) tem-se:

$$\frac{C}{N} = \sum_e n_e V_e \varphi_e \quad (4)$$

No objetivo de simplificar o problema, supõe-se que o consumidor típico possui uma cesta de aparelhos elétricos. Consideremos o consumo potencial total desta cesta (V) igual que a soma dos consumos potenciais cada equipamento e as taxas de utilização individuais de cada aparelho da cesta igual à taxa de utilização desta cesta (φ). Assim o consumo PC é igual ao consumo potencial total multiplicado pela taxa de utilização total.

$$\frac{C}{N} = V * \varphi \quad (5)$$

Em acordo com o modelo desenvolvido por Braga (2001), optou-se por incluir o estoque de equipamentos e a taxa de utilização de forma indireta. Considerando,

portanto a teoria do consumidor convencional, em que o consumidor maximiza sua utilidade restrita a seu conjunto orçamentário, tem-se por consequência a hipótese de que o estoque de equipamentos é uma função do preço de aparelhos domésticos (P) e da renda real dos consumidores (R).

$$V = f(P, R) \quad (6)$$

No entanto, a autora destaca duas observações em relação à equação 6. Primeiramente, os efeitos de eficiência e sucateamento são desconsiderados. Caso a renda aumente e/ou o preço dos aparelhos elétricos diminua, não necessariamente o consumo potencial total aumenta, pois o consumidor pode estar apenas repondo um aparelho antigo, o que não aumentaria o consumo potencial total. Por outro lado, caso a renda diminua e/ou o preço dos aparelhos elétricos aumente, as compras dos equipamentos irão diminuir, e, dependendo da conservação dos mesmos, pode não ocorrer alteração alguma no consumo potencial de energia elétrica. No entanto, devido à má distribuição de renda no Brasil e a grande quantidade ofertada de eletrodomésticos, pequenos aumentos na renda podem acarretar aumento do consumo potencial.

A segunda observação é que não foi utilizado o preço de um bem substituto, no caso, o gás natural, pois no Brasil essa possibilidade de substituição se restringe ao uso do chuveiro.

Retomando a descrição do modelo, considera-se que a taxa de utilização do estoque de equipamentos elétricos será uma função da tarifa real (Γ), da renda real dos consumidores (R) e da *dummies* sazonais (T).

$$\varphi = f(\Gamma, R, T) \quad (7)$$

Substituindo as igualdades (6) e (7) na equação (5) chegamos à equação do consumo por residências:

$$\frac{C}{N_t} = f(R_t, \Gamma_t, P_t, T_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

Uma segunda estratégia de modelagem foi desenvolvida por Braga (2001), que tenta explicar o consumo residencial diretamente. Em vista disso, considera-se que o número de consumidores pode crescer de duas maneiras: uma, para acompanhar o surgimento de novos domicílios, e, outra, para captar o crescimento do acesso à eletricidade por domicílios já existentes, mas que não dispunham desse serviço.

No Brasil, em 2009, 98,91%¹⁰ dos domicílios brasileiros tinham acesso à iluminação elétrica, ou seja, ainda existe um déficit a ser coberto, embora baixo. Supomos que a decisão do governo de cobrir este déficit depende indiretamente do Produto Interno Bruto (PIB), e o acompanhamento do crescimento de novos domicílios depende do crescimento vegetativo da população economicamente ativa (PEA) e do PIB, ambos influenciando positivamente o crescimento do número de consumidores.

$$N_t = f(PIB_t, PEA_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Ademais, alteramos o modelo de consumo PC com duas modificações. Primeiramente, substituímos a renda *per capita* pela renda total; a segunda modificação é tomar o número de consumidores como variável exógena. Destaque-se que estamos trabalhando com uma *proxy* da renda PC para explicar o consumo de uma unidade familiar. Para compatibilizar essas medidas iremos levar em conta na equação do consumo a razão do número de consumidores pela PEA.

$$C_t = f(R_{TOT_t}, \Gamma_t, P_t, T_t, \frac{N_t}{PEA_t}, N_t) + \varepsilon_t \quad (10)$$

Conforme o modelo descrito por Braga (2001), o modelo deve captar conjuntamente os efeitos de curto e longo prazo. Os efeitos de curto prazo são captados pelo coeficiente relacionado às variáveis explicativas em suas primeiras diferenças., enquanto os efeitos de longo prazo são captados pelo coeficiente da variáveis explicativas em nível . As variáveis explicativas estão defasadas para não haver problemas de multicolinearidade. No exemplo abaixo os coeficientes de curto prazo são $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$, e de longo prazo são $\beta_5, \beta_6, \beta_7$ e β_8 .

¹⁰ Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional de Amostras de Domicílios (PNAD)

$$\begin{aligned}
\log\left(\frac{C}{N_t}\right) = & \beta_1 \Delta \log(R_t) + \beta_2 \Delta \log(\Gamma_t) + \beta_3 \Delta \log(P_t) + \\
& \beta_4 \Delta(T_t) + \beta_5 \log(R_{t-1}) + \beta_6 \log(\Gamma_{t-1}) + \beta_7 \log(P_{t-1}) + \beta_8 \\
& (T_{t-1}) + e_t
\end{aligned} \tag{11}$$

$$e_t \sim \text{ARIMA}(p,l,q)$$

Os sinais esperados dos coeficientes são:

$$\beta_1 \geq 0 ; \beta_2 \leq 0 ; \beta_3 \leq 0 ; \beta_5 \geq 0 ; \beta_6 \leq 0 ; \beta_7 \leq 0.$$

Os coeficientes β_4 e β_8 são vetores relacionados a sazonalidade, o sinal esperado para as coordenadas desses vetores dependem do mês que eles são relacionados. Por exemplo, nas regiões sudeste e nordeste, deve-se esperar que os sinais sejam positivos dos coeficientes de janeiro, quando faz muito calor e espera-se que uso de aparelhos de ar-condicionado e chuveiro elétrico sejam intensificados.

Os efeitos do Programa de Racionamento foram captados com a inclusão de três *dummies* no modelo. A primeira (D_{1t}) capta o efeito do racionamento sobre o consumo PC durante o período de duração do racionamento, a segunda (D_{2t}) obtém o efeito do programa sobre o consumo após o fim do mesmo, e a terceira (D_{3t}) capta o efeito "manteiga" provocado pelo programa. Dessa forma, primeira *dummy* capta o efeito transitório do racionamento sobre o consumo, e a segunda, o efeito permanente. Então, define-se:

$$D_{1t} = \begin{cases} 1, & \text{se jul/2001} \leq t \leq \text{fev/2002} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$D_{2t} = \begin{cases} 1, & \text{se } t \geq \text{mar/2001} \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

$$D_{3t} = \begin{cases} 1, & \text{se jun/2001} = t \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Adicionalmente, foram realizadas estimações pelo mecanismo de correção de erros. O consumo por consumidor (consumo PC) e a renda são variáveis endógenas e a tarifa e os preços dos eletrodomésticos são variáveis exógenas, a captação da sazonalidade foi substituída por *dummies* sazonais que são indicadoras para cada mês do ano.

Os parâmetros do vetor de cointegração relativo ao consumo de energia elétrica representão a elasticidade de longo prazo, ou seja, pelo vetor de cointegração será obtida a elasticidade-renda. Além disso, a modelagem (VAR-VECM) permite a estimativa das relações de curto prazo entre as variáveis endógenas e exógenas.

CAPÍTULO III: ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Este capítulo está dividido em sete seções. Na primeira, analisam-se a sazonalidade e as informações discrepantes do consumo PC residencial de energia elétrica no Brasil e em cada região do país. Na segunda seção analisa-se a evolução das séries de dados usadas na modelagem para todo o Brasil. Por fim, da seção três a sete observa-se a trajetória dos dados em cada região.

III.1) Análise exploratória dos dados

Inicialmente, analisam-se a sazonalidade e a presença de observações discrepantes (*outliers*) das séries de dados de consumo regionais através da metodologia de ajuste sazonal. Para tanto foi usado o *software* DEMETRA versão 2.2 desenvolvido pela Eurostat. O *software* contém duas abordagens para que seja feito o ajuste sazonal, pelo programa X12 ARIMA e Tramo & Seats; neste trabalho optamos pela abordagem Tramo & Seats criada por Victor Gómez e Agustín Maravall.

Para fins de validação consideram-se os testes Ljung-Box e Box-Pierce nos resíduos e nos quadrados dos resíduos, testando, portanto, a aleatoriedade e a existência de volatilidade dos termos de erro; e, adicionalmente, a porcentagem de *outliers* na série. Os *outliers*, que são valores discrepantes na série, podem ser classificados em três tipos: o *outlier* aditivo (AO) - em um ponto isolado da série -, o *outlier* transitório (TC¹¹) - série de *outliers* com efeito transitório no nível da série -, e o *outlier* de mudança de nível (LS¹²) - série de *outliers* de inovação com constante e permanente efeito no nível das séries. Considerando os dias comerciais (*trading days*) e o ano bissexto encontramos os seguintes resultados descritos nas tabelas 2 e 3 para as séries de consumo regionais:

¹¹ A sigla TC tem origem na língua inglesa Transitory Changes.

¹² A sigla LS tem origem na língua inglesa Level Shifts.

Tabela 2

Resultado dos Testes Ljung-Box e Box-Pierce para o consumo PC de energia elétrica residencial no Brasil e nas cinco regiões: Dados mensais de Jan/1980 a Dez/2012*:

Regiões	Resíduos		Quadrado dos resíduos		Outliers
	Ljung-Box	Box-Pierce	Ljung-Box	Box-Pierce	
Centro-Oeste	20,82 [0, 33,90] 5%	1,02 [0, 5,99] 5%	33,32 [0, 33,90] 5%	2,24 [0, 5,99] 5%	0,25% [0%, 5%]
Nordeste	21,87 [0, 33,90] 5%	0,42 [0, 5,99] 5%	25,32 [0, 33,90] 5%	0,008 [0, 5,99] 5%	1,01% [0%, 5%]
Norte	17,61 [0, 33,90] 5%	3,45 [0, 5,99] 5%	48,58 [0, 48,30] 0,1%	6,43 [0,5,99] 5%	0,76 [0%, 5%]
Sudeste	22,12 [0, 33,90] 5%	0,09 [0, 5,99] 5%	42,74 [0, 33,90] 5%	3,07 [0, 5,99] 5%	0,25 [0%, 5%]
Sul	23,34 [0, 32,70] 5%	1,72 [0, 5,99] 5%	21,70 [0, 32,70] 5%	3,04 [0, 5,99] 5%	1,01 [0%, 5%]
Brasil	19,65 [0, 33,90] 5%	1,46 [0, 5,99] 5%	48,48 [0, 48,30] 0,1%	4,47 [0, 5,99] 5%	0,25% [0%, 5%]

*Os valores em negrito são de estatísticas que nos levam a aceitar a hipótese de existência de volatilidade nos resíduos em um teste de 5% de significância.

Tabela 3

Presença de *outliers* no consumo PC residencial de energia elétrica em cada região geográfica brasileira: Dados mensais de Jan/1980 a Dez/2012

Região	mai/81	fev/86	abr/87	jul/89	jan/96	dez/96	out/00	jun/01	jul/01	ago/12
Brasil								LS		
Centro-Oeste								LS		
Nordeste			LS				AO	TC	LS	
Norte	AO			AO						AO
Sudeste								LS		
Sul		TC			LS	LS		LS		

O critério adotado¹³ para rejeição do ajuste sazonal foi que ao menos duas estatísticas fossem significantes a 0,1%, ao menos três estatísticas fossem 5% significantes, e que fossem encontrados até 5% de *outliers* na série. As cinco séries, como pode ser visto na tabela 1, encontraram-se dentro dos critérios determinados, e, portanto, considera-se válido o ajuste sazonal aplicado às séries de dados regionais.

¹³ Pelo Default do Demetra o critério de aceitação do ajuste sazonal é de que ao menos uma estatística seja significante a 0,1%, ao menos três estatísticas sejam significantes a 5% e que sejam encontrados até 5% de *outliers* na série.

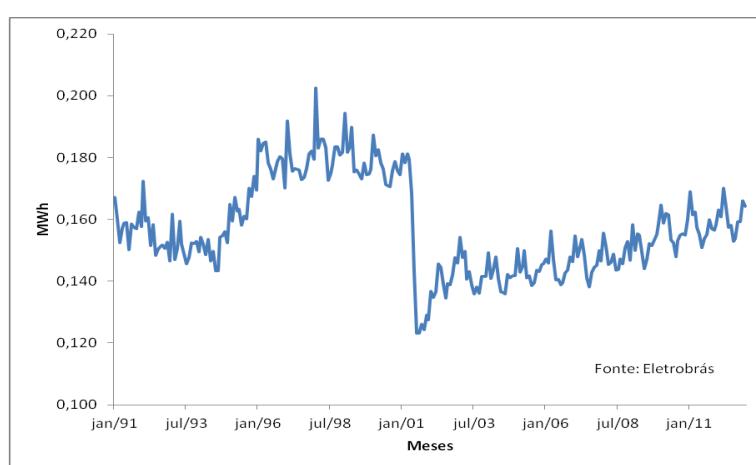
Adicionalmente, pode-se observar na tabela 2 que a incidência de *outliers* nas séries de consumo PC de energia elétrica por região ocorre por fatores regionais, pois não apenas nos meses de junho e julho de 2001, em que começou o programa de Racionamento de Energia Elétrica, foram observadas presença dos *outliers* nas regiões Centro-Oeste, Nordeste, Sudeste, Sul e Brasil; sendo o único *outlier* encontrado no âmbito nacional.

A seguir serão analisados as evoluções das séries de dados do consumo PC, rendimentos e tarifa média do Brasil e para cada região geográfica do país.

III.2) Brasil

O consumo PC de energia elétrica residencial no Brasil entre janeiro de 1991 a dezembro de 2012 apresentou uma taxa de crescimento média de 0,02% a.m. e de 0,2% a.a.. Observamos decrescimento no intervalo de anos de 1991 a 1994, seguido de um crescimento até 1996, passando por um período de relativa constância até junho de 2001. Neste mês foi iniciado o programa de Racionamento de Energia Elétrica, ocorrendo, como consequência, uma queda no consumo PC de 15%, seguida em julho por mais uma queda de 14,1%. Já em setembro de 2001 a série volta a apresentar uma trajetória de crescimento que se mantém até 2012, mas as taxas de crescimento neste período são modestas de início e acentuam-se a partir de 2008, esse aumento provavelmente ocorreu pela queda no tarifa de IPI dos aparelhos de linha branca¹⁴.

Figura 2
Consumo PC: Brasil



¹⁴ A redução da tarifa IPI nos produtos linha branca tem sido um recurso utilizado pelo governo federal para enfrentar a crise financeira iniciada nos EUA em 2008.

A Figura 3 mostra a evolução das variáveis explicativas referentes ao Brasil. O rendimento médio real efetivamente recebido (Figura 3.a) teve um queda brusca no ano de 1994, devido ao início da terceira fase do Plano Real¹⁵, depois apresenta trajetória de crescimento e decrescimento ao final dos anos 1990. Nota-se que a presença do 13º salário ficou bem destacada desde o final dos anos 1990. O preço dos eletrodomésticos (figura 3.b) apresenta uma trajetória de redução a partir do inicio de 1993 que deve ter contribuído para ascensão do consumo PC. Por outro lado, a tarifa média residencial deflacionada (figura 3.c) teve trajetória ascendente até início de 2007, quando se observa um declínio da mesma.

Figura 3: Evolução das Variáveis Explicativas para o Brasil

Figura 3.a) Rendimento Médio Real
Efetivamente Recebido: Brasil¹⁶

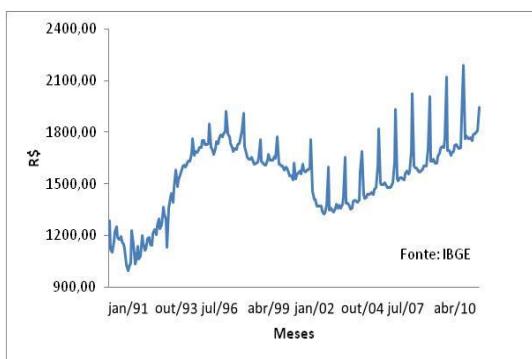


Figura 3.b) Preço dos Eletrodomésticos e
Equipamentos Deflacionado: Brasil

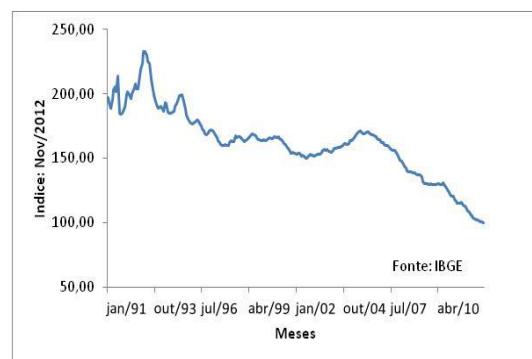
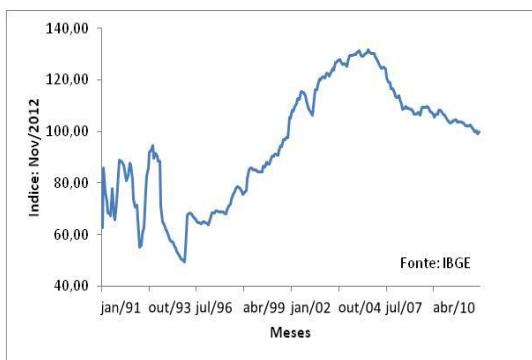


Figura 3.a) Tarifa Média Residencial
Deflacionada: Brasil



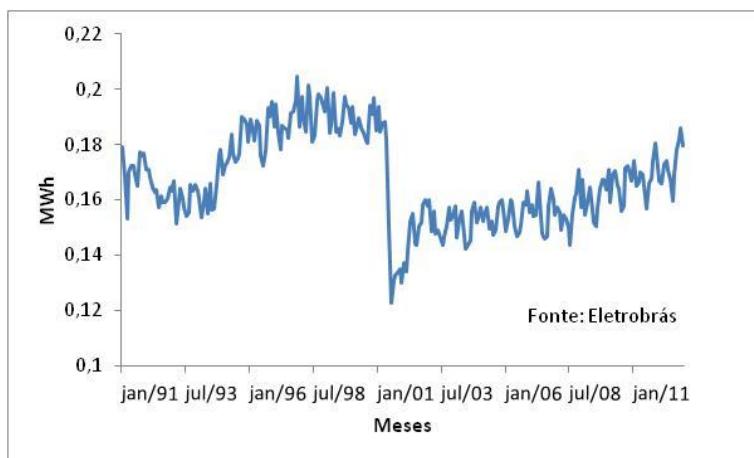
¹⁵ O Plano Real foi um Plano de estabilização da inflação iniciado em 1993 pelo presidente Itamar Franco e que teve sua continuação pelo presidente Fernando Henrique Cardoso.

¹⁶ Note que no ano de 2002 o IBGE alterou a metodologia no cálculo do rendimento médio efetivamente recebido, dessa forma podemos explicar os picos observados no rendimento dos meses de dezembro a partir de 2006, também podemos observar esta mudança nos dados regionais.

III.3) Centro-Oeste

O consumo PC de energia elétrica residencial no Centro-Oeste entre janeiro de 1991 a dezembro 2012 apresentou uma taxa de crescimento média de 0,09% a.m. e de 0,2% a.a.. No Figura 4, pode-se observar que a evolução da série acompanha a do Brasil, com crescimento nos primeiros anos do Plano Real, seguida por uma brusca queda no inicio do Programa de Racionamento, sendo a taxa de decrescimento em junho de 2001 de 17,17% em relação a maio do mesmo ano, e, em julho de 2001, de 18,41% em relação ao mês anterior, seguida de posterior ascendência moderada.

Figura 4
Consumo PC: Centro-Oeste



No caso da região Centro-Oeste não pode-se ser realizada uma análise dos gráficos dos rendimentos, tarifa e preço dos eletrodomésticos pela falta dos dados. Ainda assim na Tabela 4 apresenta as taxas de crescimento ao ano das séries da região Centro-Oeste do Consumo, Número de Consumidores e do Consumo Por Consumidor entre 2000 a 2012.

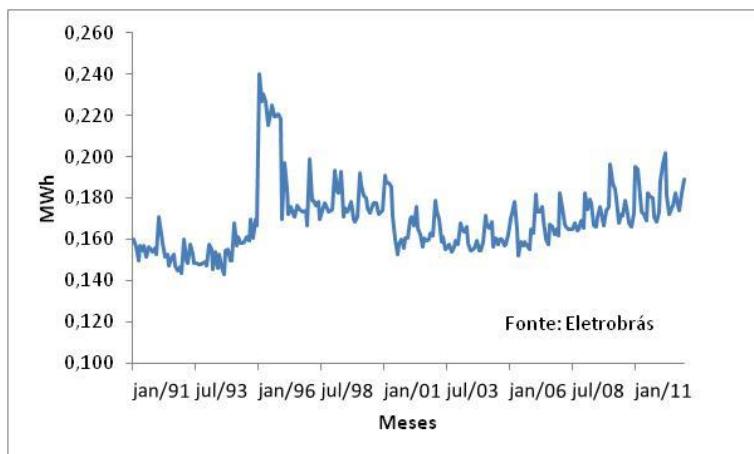
Tabela 4
Taxas de Crescimento (% a.a.): Centro-Oeste

Ano	Consumo	Consumidores	Consumo PC
2000	3,69%	5,3%	-1,4%
2001	-12,79%	5,9%	-17,0%
2002	1,61%	5,5%	-4,5%
2003	6,03%	4,2%	1,5%
2004	4,77%	4,9%	0,2%
2005	5,92%	3,5%	1,8%
2006	3,62%	3,3%	0,2%
2007	4,14%	3,5%	0,6%
2008	4,38%	4,6%	0,3%
2009	6,81%	3,2%	3,2%
2010	7,22%	3,8%	3,4%
2011	5,80%	4,4%	1,5%
2012	7,30%	4,8%	2,4%

III.4) Sul

O consumo PC de energia elétrica residencial no Sul (Figura 5) entre janeiro de 1991 a dezembro de 2012 apresentou uma trajetória constante, com uma elevação temporária de janeiro a novembro de 1996. As taxas de crescimento médias foram de 0,2% ao mês e 0,87% ao ano, mais elevadas que as observadas no Brasil. No início do Programa de Racionamento, em junho de 2001, o consumo PC no Sul apresentou uma redução de 7% com relação ao consumo em maio de 2001, No ano de 2006 iniciou-se um período de ascensão moderada mantida até os últimos anos observados.

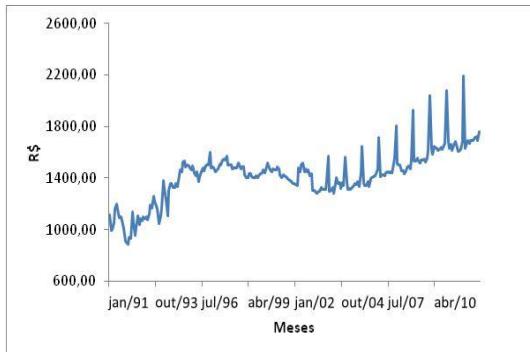
Figura 5
Consumo PC: Sul



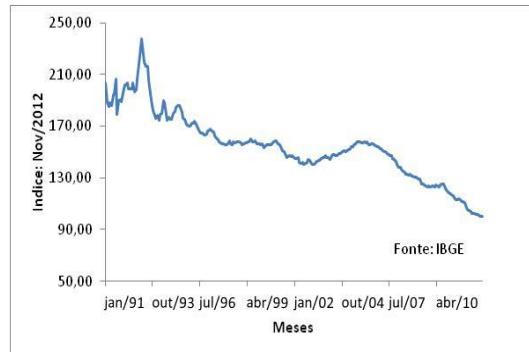
A evolução das variáveis explicativas referentes a região Sul entre janeiro de 1991 a novembro de 2012 estão na Figura 6. O rendimento médio real efetivamente recebido (Figura 6.a) teve uma trajetória de crescimento no período observado, destaca-se que no mês de dezembro por causa do décimo terceiro salário apresenta picos nos últimos anos. O preço dos eletrodomésticos (Figura 6.b) apresenta uma trajetória decrescente, assim como no Brasil, enquanto a tarifa média mensal (Figura 6.c) revela uma irregularidade na trajetória durante a década de 1990, crescimento em meados da década de 2000 e em maio de 2006 iniciou uma trajetória de queda até 2012. expansão sazonal. Finalmente, a Tabela 5 mostra as taxas médias de crescimento anual do consumo, número de consumidores, consumo PC, rendimento do trabalho principal e preço dos eletrodomésticos.

Figura 6: Evolução das variáveis explicativas para o Sul

6.a) Rendimento Médio Real
Efetivamente Recebido: Sul



6.b) Preço dos Eletrodomésticos e Equipamentos Deflacionados: Sul



6.c) Tarifa Média Residencial

Deflacionada: Sul

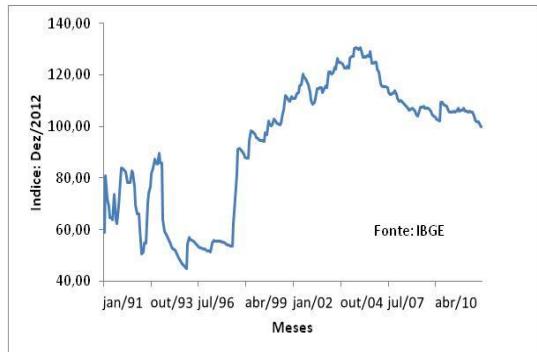


Tabela 5
Taxas de Crescimento (% a.a.): Sul

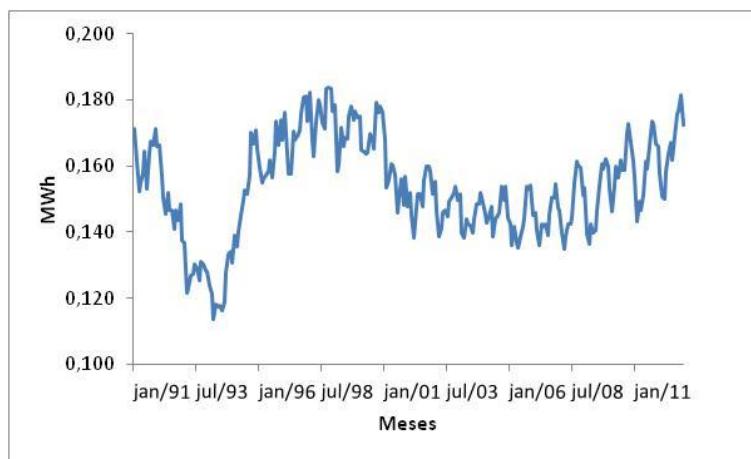
Ano	Consumo	Consumidores	Consumo PC	Rendimento do Trabalhador	Preço Eletrodomésticos	Tarifa
2000	3,88%	3,3%	0,5%	3,5%	-0,9%	5,5%
2001	-2,52%	2,4%	-4,8%	-4,5%	-4,2%	8,5%
2002	-0,02%	3,0%	-2,9%	3,0%	-4,4%	8,0%
2003	1,65%	3,4%	-1,7%	-7,6%	0,7%	-1,9%
2004	1,33%	2,7%	-1,3%	1,8%	2,9%	8,8%
2005	4,27%	2,7%	1,6%	1,2%	4,9%	3,6%
2006	3,19%	2,8%	0,4%	3,2%	0,2%	-1,5%
2007	5,85%	2,6%	3,1%	4,2%	-5,4%	-9,0%
2008	3,00%	2,9%	0,1%	2,9%	-9,1%	-5,2%
2009	5,81%	2,2%	3,5%	4,3%	-6,0%	-1,7%
2010	4,94%	3,7%	1,2%	5,3%	-2,2%	-0,6%
2011	3,95%	2,4%	1,5%	1,4%	-7,9%	0,3%
2012	5,18%	2,4%	2,7%	-8,4%	-17,2%	-10,5%

III.5) Norte

O consumo PC de energia elétrica residencial na região Norte entre janeiro de 1991 a junho de 2012 apresentou uma taxa de crescimento média de 0,07% a.m. e de 0,23% a.a.. A evolução do consumo PC no Norte (Figura 7) se caracterizou por um decrescimento de 1991 a maio de 1994, invertendo a trajetória de declínio a partir de junho de 1994 a setembro de 1995 , mantendo-se relativamente constante desde esta data até dezembro de 2000. Posteriormente, observa-se um período de decrescimento até maio de 2001, quando, desde então, se mantém relativamente constante. Cabe

destacar que, diferentemente das séries do Brasil e Centro-Oeste analisadas acima, o consumo PC da região Norte não teve alteração no período do Racionamento, já que não participou do programa. Novamente, devido a falta dos dados de rendimentos, tarifa e preço dos eletrodomésticos não pode-se fazer uma análise da evolução temporal dos mesmos. A Tabela 6 mostra as taxas de crescimento das séries da região Norte de consumo, número de consumidores e do consumo PC¹⁷.

Figura 7
Consumo PC: Norte



¹⁷ Em agosto de 2012 foi registrado um consumo de 363 GWh, e um consumo PC 0,106 MWh. Por ser muito abaixo dos registrados nos outros meses e não encontrando motivo para tamanha queda foi considerado um erro de medida e corrigido com a média das observações em julho e setembro de 2012.

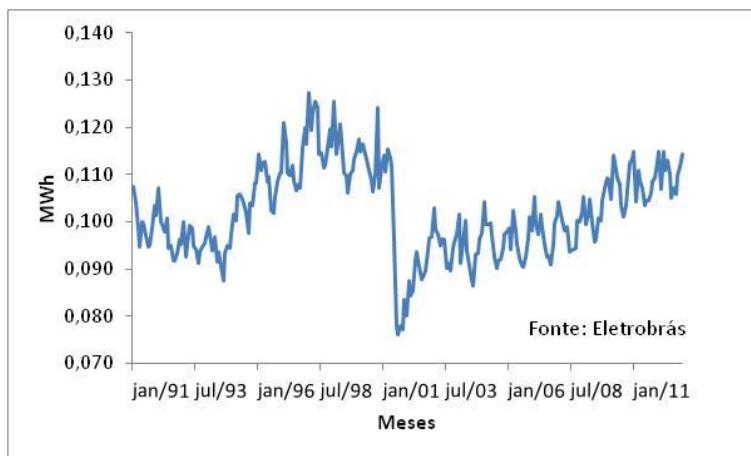
Tabela 6
Taxas de Crescimento (% a.a.): Norte

Ano	Consumo	Consumidores	Consumo PC
2000	8,19%	7,0%	1,1%
2001	-4,18%	3,7%	-7,6%
2002	2,41%	6,0%	-3,3%
2003	3,40%	5,7%	-2,1%
2004	3,08%	4,7%	-1,5%
2005	5,62%	4,7%	0,9%
2006	2,69%	4,7%	-1,9%
2007	5,50%	4,8%	0,7%
2008	6,82%	3,8%	2,9%
2009	5,54%	5,2%	0,3%
2010	12,57%	5,3%	6,9%
2011	4,66%	4,9%	-0,2%
2012	5,41%	4,9%	0,5%

III.6) Nordeste

Analisando-se as séries de dados que serão utilizadas no modelo para a região Nordeste. O consumo PC de energia elétrica residencial no Nordeste entre janeiro de 1991 a dezembro de 2012 apresentou uma taxa de crescimento média de 0,11% a.m. e de 0,63% a.a., acima da média mensal do Brasil. Na Figura 8 pode-se observar a expansão da série, com decrescimento até agosto de 1994, seguido, provavelmente devido ao início do Plano Real, de crescimento até maio de 2001. A queda brusca por conta do Programa de Racionamento ocorreu de junho a agosto de 2001, de modo que o consumo PC de agosto de 2001 foi 31% menor que em maio de 2001. Em agosto desse mesmo ano, inicia-se uma trajetória de crescimento não muito acelerada, como observou-se para o Brasil e o Centro-Oeste.

Figura 8
Consumo PC: Nordeste



A Figura 9 mostra a evolução das variáveis explicativas referentes ao Nordeste. O rendimento médio real efetivamente recebido (Figura 9.a) apresentou uma trajetória de expansão de 1991 a 2001, seguida por um período de decrescimento até abril de 2004, com posterior crescimento até 2012. O preço dos eletrodomésticos (Figura 9.b) apresenta uma trajetória decrescente, enquanto a tarifa média mensal (Figura 9.c) apresenta uma trajetória de crescimento até 2006, depois uma de decrescimento até 2012. Finalmente, a Tabela 7 mostra as taxas médias de crescimento anual do consumo, número de consumidores, Consumo PC, rendimento do trabalho principal e preço dos eletrodomésticos.

Figura 9: Evolução das Variáveis Explicativas para o Nordeste

Figura 9.a) Rendimento Médio Real Efetivamente Recebido: Nordeste

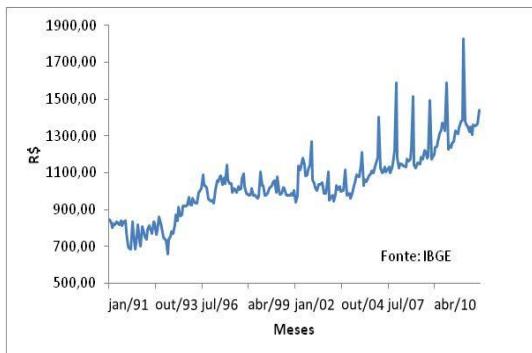


Figura 9.b) Preço dos Eletrodomésticos e Equipamentos Deflacionado: Nordeste

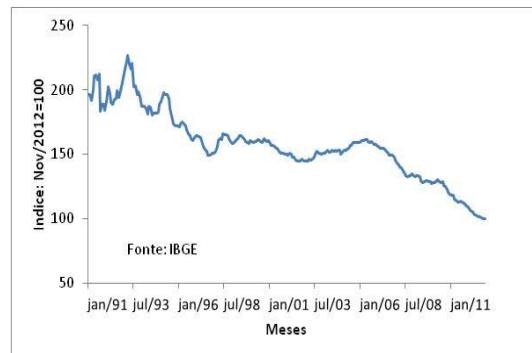


Figura 9.c) Tarifa Média Mensal:

Nordeste

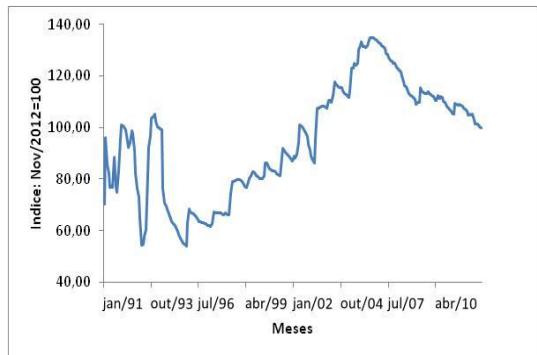


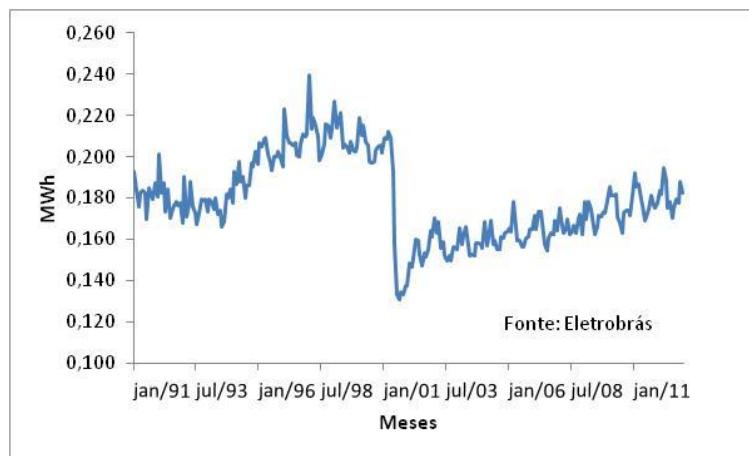
Tabela 7
Taxas de Crescimento (% a.a.): Nordeste

Ano	Consumo	Consumidores	Consumo PC	Rendimento do Trabalhador	Preço Eletrodomésticos	Tarifa
2000	4,13%	4,6%	-0,50%	2,6%	-0,6%	3,6%
2001	-12,37%	4,7%	-16,27%	-2,9%	-4,1%	5,0%
2002	-0,34%	3,3%	-3,55%	12,1%	-4,3%	9,1%
2003	10,51%	6,4%	3,89%	-7,1%	1,0%	7,0%
2004	3,87%	4,9%	-0,99%	-3,0%	2,6%	12,1%
2005	7,51%	4,9%	2,48%	4,8%	2,8%	7,1%
2006	4,42%	4,6%	-0,14%	7,1%	1,9%	9,0%
2007	6,05%	3,9%	2,10%	3,8%	-5,0%	-4,0%
2008	6,32%	6,4%	-0,05%	2,0%	-9,9%	-8,8%
2009	9,17%	5,2%	3,76%	0,8%	-4,6%	-3,6%
2010	11,90%	5,4%	6,13%	8,5%	-2,9%	-1,5%
2011	4,49%	3,8%	0,64%	3,5%	-10,2%	-2,8%
2012	5,68%	3,7%	1,92%	-7,4%	-16,9%	-12,2%

III.7) Sudeste

O consumo PC na região Sudeste teve uma taxa de crescimento média de 0,07% a.m. e de 0,15% a.a., acima da média mensal e anual do Brasil. No Figura 10, pode-se observar a evolução da série, com uma expansão relativamente constante até março de 2001, ao passo que, em junho e julho de 2001, o consumo PC teve uma queda brusca de média de 17%, devido ao Programa de Racionamento de Energia Elétrica. Em agosto de 2001, volta-se para uma trajetória de consumo relativamente estável, que se mantém até dezembro de 2012.

Figura 10
Consumo PC: Sudeste



A Figura 11 mostra a evolução das variáveis explicativas referentes à região Sudeste. O rendimento médio real efetivamente recebido (Figura 11.a) teve uma trajetória de expansão de 1991 a 1997, seguido por um declínio até fins de 2003, voltando a uma trajetória de crescimento até 2011. O preço dos eletrodomésticos (Figura 11.b) apresenta uma trajetória decrescente, enquanto a tem média mensal (Figura 11.c) revela uma expansão sazonal. Finalmente, a Tabela 8 mostra as taxas de crescimento anual do consumo, número de consumidores, Consumo PC, rendimento do trabalho principal e preço dos eletrodomésticos.

Figura 11: Evolução das Variáveis Explicativas para o Sudeste

Figura 11.a) Rendimento Médio Real Efetivamente Recebido: Sudeste

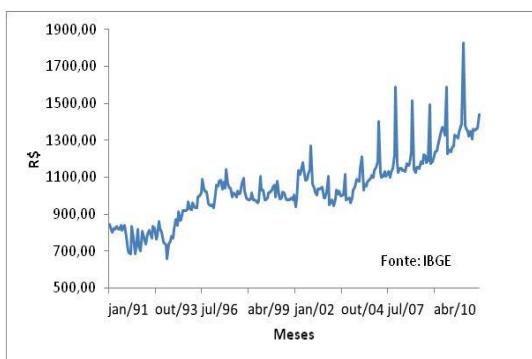
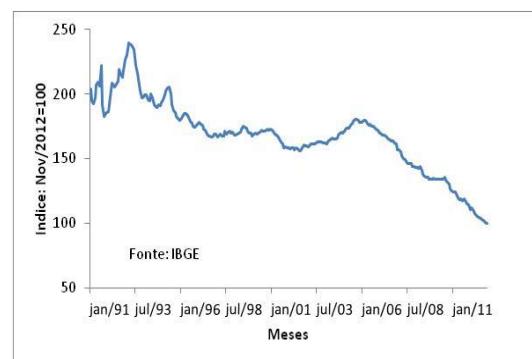


Figura 11.b) Preço dos Eletrodomésticos e Equipamentos Deflacionado: Sudeste



11.c) Tarifa Média Mensal:

Sudeste

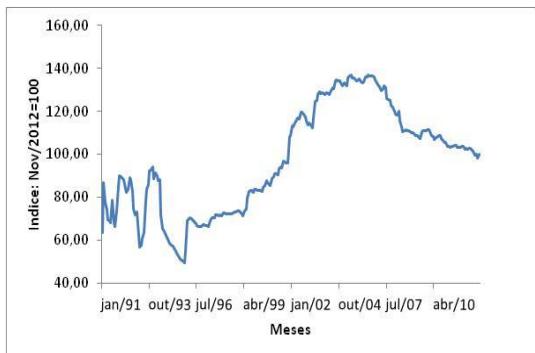


Tabela 8
Taxas de Crescimento (% a.a.): Sudeste

Ano	Consumo	Consumidores	Consumo PC	Rendimento do Trabalhador	Preço Eletrodomésticos	Tarifa
2000	1,76%	4,26%	-2,41%	-0,8%	0,0%	8,9%
2001	-14,92%	3,99%	-18,19%	-3,9%	-3,9%	12,6%
2002	-2,68%	5,20%	-7,48%	-1,8%	-3,7%	20,8%
2003	4,27%	1,77%	2,46%	-12,4%	2,3%	5,9%
2004	3,04%	3,04%	-0,01%	0,0%	2,7%	6,8%
2005	5,11%	3,04%	2,01%	3,0%	6,3%	2,4%
2006	4,38%	3,04%	1,30%	4,7%	-0,6%	0,4%
2007	4,34%	3,07%	1,23%	3,9%	-6,1%	-5,9%
2008	4,92%	3,57%	1,31%	4,5%	-10,0%	-10,9%
2009	5,71%	2,44%	3,19%	2,6%	-7,1%	-3,1%
2010	4,36%	2,52%	1,80%	4,7%	-4,0%	-2,0%
2011	4,55%	2,43%	2,07%	3,3%	-10,5%	-3,8%

CAPÍTULO IV: MODELAGEM DO CONSUMO RESIDENCIAL

O capítulo apresenta os resultados dos modelos estimados para o Brasil e as regiões Sudeste, Nordeste e Sul. O capítulo é dividido em duas seções. Na primeira, foi estimado o modelo conceitual proposto por BRAGA(2001). Na segunda seção faz-se uso da estimação dos mecanismo de correção de erros e o consumo PC é estimado para as regiões Sudeste e Nordeste antes e depois do racionamento.

IV.1) Modelo Conceitual

Inicialmente, foi realizado o teste Dickey-Fuller aumentado nas variáveis de consumo PC do Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul. Na Tabela 9 encontra-se o resultado do teste para cada uma das séries, não pôde-se rejeitar a hipótese a 5% e a 1% de significância que as séries tenham raiz unitária, ou seja, aceita-se a hipótese que elas sejam não estacionárias.

Tabela 9

Resultado do teste Dickey-Fuller Aumentado: Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul

Consumo PC (em log)	Estatística de teste (ADF)	Valor crítico	
		1%	5%
Brasil	-2,05	-3,46	-2,87
Sudeste	-2,00	-3,46	-2,87
Nordeste	-2,28	-3,46	-2,87
Sul	-2,50	-3,46	-2,87

Estimou-se então o modelo conceitual proposto com apenas o consumo PC como variável endógena. Contudo, não foi possível eliminar a auto-correlação dos resíduos, e com a FAC e FACP apresentando certa sazonalidade foram consideradas dummies sazonais indicando o mês. O critério de informação utilizado para determinar as defasagens do consumo foi o Schwarz. Os resultados da estimação seguem na Tabela 10. Cabe relembrar que a *dummie* 1 estima o efeito temporário do racionamento, a *dummie* 2 o efeito permanente e a *dummie* 3 o efeito "manteiga".

Tabela 10

Estimação do Consumo PC: Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul

	log(Brasil(t))			log(Sudeste(t))		
	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística-t
$\Delta \log(R(t))$	0,139	(0,039)	[3,556]	0,158	(0,047)	[3,371]
$\Delta \log(P(t))$	0,095	(0,096)	[0,994]	0,041	(0,103)	[0,395]
$\Delta \log(\Gamma(t))$	0,091	(0,039)	[2,335]	0,124	(0,044)	[2,816]
$\log(R(t-1))$	0,121	(0,02)	[6,023]	0,146	(0,022)	[6,498]
$\log(P(t-1))$	-0,049	(0,018)	[-2,698]	-0,066	(0,021)	[-3,237]
$\log(\Gamma(t-1))$	0,005	(0,012)	[0,388]	0,017	(0,015)	[1,158]
Dummy_1	-0,131	(0,017)	[-7,536]	-0,203	(0,023)	[-8,86]
Dummy_2	-0,065	(0,012)	[-5,358]	-0,103	(0,016)	[-6,602]
Dummy_3	-0,161	(0,023)	[-6,916]	-0,211	(0,027)	[-7,756]
Jan	-1,265	(0,25)	[-5,062]	-1,51	(0,274)	[-5,52]
Fev	-1,338	(0,247)	[-5,425]	-1,576	(0,27)	[-5,84]
Mar	-1,317	(0,247)	[-5,329]	-1,553	(0,27)	[-5,743]
Abr	-1,318	(0,247)	[-5,331]	-1,563	(0,27)	[-5,785]
Mai	-1,347	(0,247)	[-5,448]	-1,594	(0,27)	[-5,893]
Jun	-1,354	(0,248)	[-5,463]	-1,605	(0,271)	[-5,92]
Jul	-1,359	(0,248)	[-5,473]	-1,612	(0,272)	[-5,934]
Ago	-1,334	(0,249)	[-5,359]	-1,582	(0,272)	[-5,805]
Set	-1,314	(0,249)	[-5,283]	-1,563	(0,272)	[-5,743]
Out	-1,324	(0,248)	[-5,332]	-1,573	(0,272)	[-5,79]
Nov	-1,322	(0,248)	[-5,325]	-1,572	(0,272)	[-5,788]
Dez	-1,354	(0,249)	[-5,432]	-1,605	(0,273)	[-5,883]
$\log(C(t-1))$	0,453	(0,063)	[7,142]	0,364	(0,064)	[5,726]
$\log(C(t-2))$	0,167	(0,054)	[3,091]	0,158	(0,052)	[3,019]

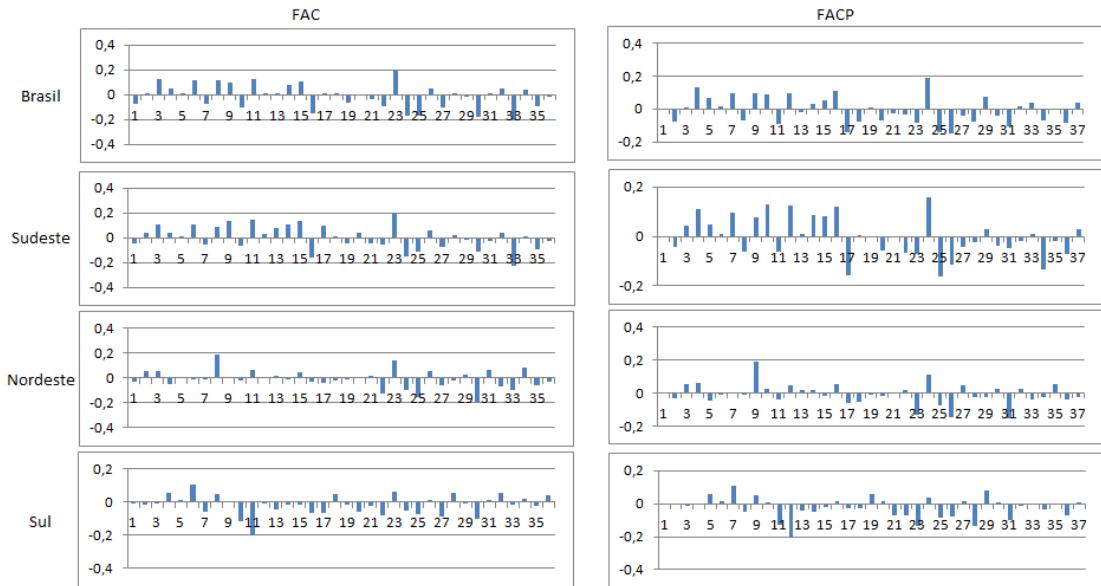
	log(Nordeste(t))			log(Sul(t))		
	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística-t	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística-t
$\Delta \log(R(t))$	0,14	0,036	3,937	0,087	0,046	1,899
$\Delta \log(P(t))$	0,097	0,101	0,964	0,03	0,133	0,224
$\Delta \log(\Gamma(t))$	0,03	0,04	0,757	-0,01	0,053	-0,184
$\log(R(t-1))$	0,165	0,03	5,526	0,067	0,032	2,061
$\log(P(t-1))$	-0,055	0,026	-2,121	-0,013	0,032	-0,412
$\log(\Gamma(t-1))$	-0,013	0,013	-1,022	-0,008	0,013	-0,628
Dummy_1	-0,146	0,017	-8,398	-0,012	0,015	-0,785
Dummy_2	-0,071	0,013	-5,421	-0,009	0,01	-0,907
Dummy_3	-0,126	0,027	-4,708	-0,07	0,037	-1,885
Jan	-1,613	0,338	-4,771	-0,536	0,395	-1,356
Fev	-1,682	0,335	-5,022	-0,646	0,393	-1,644
Mar	-1,646	0,336	-4,905	-0,66	0,393	-1,679
Abr	-1,652	0,335	-4,931	-0,648	0,393	-1,647
Mai	-1,666	0,336	-4,966	-0,683	0,393	-1,737
Jun	-1,694	0,336	-5,04	-0,66	0,394	-1,675
Jul	-1,71	0,336	-5,081	-0,648	0,394	-1,644
Ago	-1,704	0,337	-5,05	-0,637	0,394	-1,616
Set	-1,675	0,338	-4,959	-0,647	0,394	-1,641
Out	-1,645	0,338	-4,873	-0,664	0,394	-1,687
Nov	-1,64	0,337	-4,867	-0,641	0,394	-1,628
Dez	-1,666	0,338	-4,927	-0,667	0,395	-1,687
$\log(C(t-1))$	0,394	0,065	6,081	0,664	0,064	10,424
$\log(C(t-2))$	0,077	0,066	1,173	0,185	0,063	2,949
$\log(C(t-3))$	0,174	0,065	2,676	-	-	-
$\log(C(t-4))$	-0,039	0,056	-0,686	-	-	-

O teste Dickey-Fuller foi realizado sobre os resíduos das quatro estimativas, as estatísticas indicaram que os resíduos nas quatro estimativas são estacionários, de modo que a regressão não foi considerada espúria.

Contudo, apenas os resíduos da estimativa realizada para a região Sul não apresentaram autocorrelação serial de acordo com os resultados obtidos pelo teste Breush-Godfrey. Adicionalmente, e os gráficos da FAC e FACP (Figura 12) apresentaram certa sazonalidade nas estimativas, principalmente no Brasil, Sudeste e Nordeste, estes podem ser vistos na figura. Portanto, a inclusão das componentes sazonais não conseguiu retirar o efeito sazonal nos resíduos.

Figura 12

Gráficos da FAC e FACP das estimativas do consumo PC do Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul considerando as componentes sazonais



Portanto, no caso do Brasil no curto prazo apenas a renda afeta o consumo PC em torno de 0,13, já no longo prazo o preço do eletrodomésticos também apresentaram uma relação significante, um aumento de 1% no preço dos eletrodomésticos reduz em 0,10% o consumo e de 1% na renda aumenta em 0,32% o consumo. Desconsiderou-se a estimação encontrada para a relação com a tarifa, pois estes foram positivos. Adicionalmente, todas as componentes sazonais foram significantes. No que diz respeito a modelagem do racionamento, encontrou-se que o efeito temporário, permanente e "manteiga" foram significantes, sendo seu impacto de queda de 13%, 6% e 16%. O efeito temporário encontrado por Sweet (2006) foi maior, estimado em 17% e o efeito permanente também, foi de 17%.

No caso do Sudeste, assim como no Brasil apenas a renda apresentou ter um efeito de curto prazo sobre o consumo, sendo este efeito de 0,15%. No longo prazo, o preço dos eletrodomésticos também foi significante afetando o consumo com uma redução de 0,12% com um aumento de 1%, e a renda em 0,30%. O efeito do racionamento temporário foi uma redução de 20%, permanente uma queda em 10%, e o efeito "manteiga" de 21%. Como esperado os resultados obtidos para a região Sudeste

são bem próximos aos do Brasil. Os resultados de efeito temporário encontrado foi parecido ao que Sweet estimou, 21%, já o permanente não, foi de 25%.

Na região Nordeste novamente no curto prazo apenas a renda foi significante, apresentando um efeito de 0,13%. No longo prazo a renda e o preço dos eletrodomésticos foram significantes, o aumento de 1% no preço dos eletrodomésticos reduz em 0,14% o consumo e uma aumento de 1% da renda aumenta em 0,42% o consumo, efeitos maiores que no Brasil. Os efeitos temporários e permanentes do racionamento também foram significantes, sendo uma redução de 14% e 7%, e um efeito "manteiga" com redução de 12%. Os efeitos temporário e permanente do racionamento encontrados por Sweet foram de 22% e 14%, os dois maiores que no presente trabalho.

Na região Sul no curto prazo todas as variáveis explicativas foram não significantes, dessa maneira, no curto prazo o consumo PC nesta região seria inelástico. No longo prazo, apenas a renda foi significante, o aumento de 1% na renda aumenta em 0,44% o consumo. Encontrou-se que os efeitos do racionamento, tanto temporário quanto permanente, nesta região foram não significantes. Este resultado foi um pouco diferente do encontrado por Sweet(2006), em que existiria um efeito permanente do racionamento sobre o consumo PC no Sul apesar da região não ter participado do racionamento, pode-se entender que este resultado foi encontrado pelo autor pois a base de dados disponível a época foi menor que a utilizada no presente trabalho.

IV.2) Modelo VECM

A estimação pelo mecanismo de correção de erros foi realizada em períodos separados, antes (Jan/1991 a Dez/2000) e pós racionamento (Jun/2003 a Nov/2012), devido ao resultado do teste de quebra estrutural, que encontra-se no apêndice A, de rejeitar a hipótese de não ter ocorrido quebra estrutural ao estimar o modelo para o período todo. Cabe destacar que a série de renda ficou em unidades de mil reais para que a estimação fosse melhor interpretada.

Inicialmente então verificou-se a estacionaridade das séries de consumo PC e de renda em cada um dos dois períodos estimados pelo teste Dickey-Fuller aumentado.

Na tabela encontra-se o resultado do teste para a série de consumo PC do Brasil, Sudeste Nordeste e Sul, em todas não podemos rejeitar a hipótese de não estacionaridade da série.

De acordo com os resultados da Tabela 12, verifica-se que não se pode rejeitar que cada uma das séries de consumo PC analisadas seja não estacionária ao nível de significância de 1% (isto é não é possível rejeitar a hipótese nula: há presença de raiz unitária nas séries). Já ao nível de significância de 5% a hipótese sobre a série que representa o logaritmo do consumo no Nordeste é rejeitada.

Na Tabela 13 encontra-se o resultado do teste para a série do logaritmo da renda do Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul. Verifica-se que neste caso a hipótese de não estacionaridade da série não pode ser rejeitada em nenhuma das séries aos níveis 1% e 5% de significância.

Tabela 12

Testes da raiz unitária (ADF): Consumo PC

Consumo PC (em log)	Período	Estatística de teste (ADF)	Valor crítico		
			1%	5%	10%
Brasil	Antes	-1,58	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	1,52	-3,49	-2,89	-2,58
Sudeste	Antes	-1,80	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	0,90	-3,49	-2,89	-2,58
Nordeste	Antes	-0,95	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	0,67	-3,49	-2,89	-2,58
Sul	Antes	-2,00	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	1,47	-3,49	-2,89	-2,58

Tabela 13
Testes da raiz unitária (ADF): Rendimentos

Rendimentos (em log)	Período	Estatística de teste (ADF)	Valor crítico		
			1%	5%	10%
Brasil	Antes	-1,18	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-0,25	-3,49	-2,89	-2,58
Sudeste	Antes	-2,29	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-0,25	-3,49	-2,89	-2,58
Nordeste	Antes	-1,08	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	0,30	-3,49	-2,89	-2,58
Sul	Antes	-1,76	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	0,63	-3,49	-2,89	-2,58

Adicionalmente, foram realizados os testes de raiz unitária para as primeiras diferenças do consumo e da renda, os resultados estão nas Tabelas 14 e 15. Observa-se se pode rejeitar a hipótese de não estacionaridade a 10% de significância para séries de primeiras diferenças do Sudeste, Nordeste e Sul, sendo que não se pode rejeitar a hipótese para a série de primeira diferença do consumo no Brasil antes racionamento. E ao nível 5% de significância não se pode rejeitar a hipótese de não estacionaridade para a série de primeiras diferenças no consumo do Nordeste antes do racionamento.

Para o caso das séries de rendimento a hipótese de não estacionaridade pode ser rejeitada ao nível de 10% para todas as séries, sendo que a hipótese sobre a série de primeira diferença da renda no pós racionamento no Brasil não pode ser rejeitada a 1% e 5% de significância e sobre a série de primeira diferença da renda antes do racionamento no Sudeste não pode ser rejeitada a 1% de significância. Logo, todas as séries do Sudeste, Nordeste e Sul são I(1) e podemos esperar que sejam cointegradas.

Tabela 14

Testes da raiz unitária (ADF): Primeira Diferença Consumo PC

Δ Consumo PC (em log)	Período	Estatística de teste (ADF)	Valor crítico		
			1%	5%	10%
Brasil	Antes	-1,94	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-10,55	-3,49	-2,89	-2,58
Sudeste	Antes	-18,68	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-11,19	-3,49	-2,89	-2,58
Nordeste	Antes	-2,77	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-5,49	-3,49	-2,89	-2,58
Sul	Antes	-16,08	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-11,70	-3,49	-2,89	-2,58

Tabela 15

Testes da raiz unitária (ADF): Primeira Diferença Rendimentos

Δ Rendimentos (em log)	Período	Estatística de teste (ADF)	Valor crítico		
			1%	5%	10%
Brasil	Antes	-9,33	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-2,78	-3,49	-2,89	-2,58
Sudeste	Antes	-9,60	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-2,99	-3,49	-2,89	-2,58
Nordeste	Antes	-11,72	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-3,50	-3,49	-2,89	-2,58
Sul	Antes	-8,97	-3,49	-2,89	-2,58
	Pós	-4,84	-3,49	-2,89	-2,58

Em seguida, aplicou-se o teste de cointegração para as séries de log do consumo PC e logaritmo dos rendimentos nas regiões Sudeste, Nordeste e Sul. Na Tabela 16 pode-se ver que existe cointegração antes e pós racionamento para as séries do Sudeste e Nordeste ao nível de significância de 5%, sendo que para as séries do Sul, no período antes do racionamento foi aceita a hipótese de não existência de cointegração. Já a hipótese de que há no máximo um vetor de cointegração entre as variáveis não pode ser rejeitada em nenhum dos casos. Cabe destacar que para a região Sudeste a cointegração foi observada apenas retirando a série de tarifa como exógena.

Tabela 16

Teste de Cointegração (Traço)

Região	Período	Autovalor	Estatística do teste	Valor crítico		Hipótese nula Nº Eq. Coint.
				1%	5%	
Sudeste*	Antes	0,158	19,808	19,937	15,495	Nenhuma
		8.00E-05	0,009	6,635	3,841	Máx. 1
	Pós	1,489	19,030	19,937	15,495	Nenhuma
		0,004	0,488	6,635	3,841	Máx. 1
Nordeste	Antes	0,197105	28,511	19,937	15,495	Nenhuma
		0,027991	3,265	6,635	3,841	Máx. 1
	Pós	0,164	22,427	19,937	15,495	Nenhuma
		0,016	1,874	6,635	3,841	Máx. 1
Sul	Antes	0,086	11,870	19,937	15,495	Nenhuma
		0,013	1,520	6,635	3,841	Máx. 1
	Pós	0,187	24,024	19,937	15,495	Nenhuma
		0,002	0,184	6,635	3,841	Máx. 1

*Considerando apenas logaritmo do preço dos eletrodomésticos e as componentes sazonais como variáveis exógenas

Estimou-se então pelo mecanismo de correção de erros o vetor de cointegração o consumo PC das regiões Sudeste e Nordeste considerando o critério de informação Schwarz. Encontram-se os coeficientes que correspondem a relação de longo prazo entre consumo PC e renda, e entre consumo PC e uma constante. Adicionalmente, estima-se as relações de curto prazo entre as variáveis endógenas e as variáveis exógenas, neste estudo estamos interessados apenas na equação de determinação do consumo PC. Nas Tabelas 17, 18, 19, 20 e 21 encontram-se a estimativa do vetor de cointegração e as relações com as variáveis exógenas no Sudeste e Nordeste.

Aplicando o teste LM para verificação da autocorrelação encontrou-se que os resíduos das quatro estimativas realizadas não apresentavam autocorrelação serial.

Cabe destacar que, como era esperado, o consumo apareceu como não significante nas equações de determinação da renda nas quatro estimativas realizadas.

Portanto, no caso do Sudeste no curto prazo os preços dos eletrodomésticos e a renda não influenciam o consumo PC, já no longo prazo um aumento na renda aumenta o consumo PC em 0,31% e 0,45%, nos modelos estimados antes e depois do racionamento, respectivamente, tem-se então que houve uma pequena variação no efeito de longo prazo das variáveis.

Diferentemente do resultado encontrado anteriormente esse se aproxima ao encontrado por Sweet(2006) em que a elasticidade-renda foi de 0,41, e que para o Sudeste não havia efeito de curto prazo da renda, dos preços dos eletrodomésticos e da

tarifa sobre o consumo PC. Resultados de curto prazo diferentes da estimação anterior em que encontra-se relação positiva de curto prazo entre renda e consumo.

Nas estimativas para a região Nordeste no curto prazo antes do racionamento a tarifa tinha um efeito negativo sobre o consumo PC, e desconsiderou-se a estimação encontrada para a relação com a renda, pois esta foi negativo. Adicionalmente, depois do racionamento nem a renda, os preços dos eletrodomésticos ou a tarifa tiveram efeito sobre o consumo PC. No longo prazo um aumento na renda aumenta o consumo PC em 0,82 e 0,60, nos modelos estimados antes e depois do racionamento, respectivamente, considerando o erro-padrão de ambos o efeito da renda no longo prazo não variou.

Ora, Sweet também encontrou que não havia efeito de curto prazo da renda, dos preços dos eletrodomésticos e da tarifa sobre o consumo PC, já o efeito de longo prazo da renda sobre o consumo ele encontrou incorporado a um efeito de riqueza que também tinha uma relação positiva com o consumo PC. Adicionalmente, a elasticidade-renda de longo prazo encontrada nessa segunda estimação foi bem maior que na estimação anterior nos dois períodos estimados.

Tabela 17

Coeficientes do Vetor de Cointegração Normalizados: Sudeste

Antes do Racionamento:

C(t)	R(t)	Constante
1,000	-0,314231	1,993
	(0,07836)	
	[-4,00993]	

Após o Racionamento:

C(t)	R(t)	Constante
1,000	-0,453	1,993
	(-0,06767)	
	[-6,70071]	

Tabela 18

Coeficientes do Vetor de Cointegração Normalizados: Nordeste

Antes do Racionamento:

C(t)	R(t)	Constante
1,000	-0,82112	2,1684
	(-0,13622)	
	[-6,02794]	

Após Racionamento:

C(t)	R(t)	Constante
1,000	-0,606987	2,394
	(-0,16807)	
	[-3,61150]	

Tabela 18

Estimação Sudeste (Antes do racionamento)

Error Correction:	D(LOG(SUDESTE))	D(LOG(RENDASUDESTE))
CointEq1	-0.289232 (0.07611) [-3.80034]	-0.177167 (0.11051) [-1.60314]
D(LOG(SUDESTE(-1)))	-0.531086 (0.09758) [-5.44256]	-0.075736 (0.14169) [-0.53450]
D(LOG(SUDESTE(-2)))	-0.180221 (0.09003) [-2.00180]	-0.156407 (0.13073) [-1.19642]
D(LOG(RENDASUDESTE(-1)))	-0.085147 (0.07010) [-1.21473]	-0.138286 (0.10178) [-1.35861]
D(LOG(RENDASUDESTE(-2)))	0.036290 (0.06518) [0.55673]	-0.302478 (0.09465) [-3.19571]
C	0.293253 (0.13382) [2.19133]	-0.161790 (0.19432) [-0.83258]
LOG(ELETRO_SUDESTE)	-0.042454 (0.02567) [-1.65385]	0.017255 (0.03727) [0.46293]
FEVEREIRO	-0.074471 (0.01783) [-4.17600]	0.086597 (0.02589) [3.34415]
MARCO	-0.061438 (0.01535) [-4.00237]	0.064040 (0.02229) [2.87308]
ABRIL	-0.068276 (0.01338) [-5.10144]	0.074798 (0.01943) [3.84878]
MAIO	-0.081309 (0.01224) [-6.64085]	0.105990 (0.01778) [5.96157]
JUNHO	-0.105486 (0.01169) [-9.02437]	0.058875 (0.01697) [3.46868]
JULHO	-0.112095 (0.01273) [-8.80455]	0.068632 (0.01849) [3.71245]
AGOSTO	-0.074915 (0.01263) [-5.93200]	0.064198 (0.01834) [3.50076]
SETEMBRO	-0.041178 (0.01242) [-3.31601]	0.086791 (0.01803) [4.81317]
OUTUBRO	-0.054676 (0.01279) [-4.27573]	0.072053 (0.01857) [3.88039]
NOVEMBRO	-0.063234 (0.01269) [-4.98351]	0.095217 (0.01842) [5.16785]
DEZEMBRO	-0.086400 (0.01205) [-7.17111]	0.140346 (0.01750) [8.02203]

Tabela 19
Estimação Sudeste (Depois do racionamento)

Error Correction:	D(LOG(SUDESTE))	D(LOG(RENDASUDESTE))
CointEq1	-0.734623 (0.15805) [-4.64818]	0.101196 (0.10847) [0.93298]
D(LOG(SUDESTE(-1)))	-0.119376 (0.13324) [-0.89594]	-0.032395 (0.09144) [-0.35427]
D(LOG(SUDESTE(-2)))	-0.128015 (0.09948) [-1.28681]	0.051872 (0.06827) [0.75977]
D(LOG(RENDASUDESTE(-1)))	-0.125982 (0.15146) [-0.83176]	-0.324219 (0.10395) [-3.11903]
D(LOG(RENDASUDESTE(-2)))	-0.087068 (0.14594) [-0.59661]	-0.106496 (0.10016) [-1.06331]
C	0.039893 (0.06813) [0.58554]	-0.113486 (0.04676) [-2.42712]
LOG(ELETRO_SUDESTE)	-0.005059 (0.01196) [-0.42304]	-0.005188 (0.00821) [-0.63218]
FEVEREIRO	-0.012776 (0.05224) [-0.24455]	0.086262 (0.03585) [2.40603]
MARCO	0.016020 (0.05255) [0.30484]	0.108742 (0.03607) [3.01501]
ABRIL	0.014864 (0.03274) [0.45396]	0.136545 (0.02247) [6.07654]
MAIO	-0.018055 (0.03210) [-0.56239]	0.134644 (0.02203) [6.11105]
JUNHO	-0.041558 (0.03170) [-1.31091]	0.145903 (0.02176) [6.70624]
JULHO	-0.047717 (0.02971) [-1.60607]	0.150068 (0.02039) [7.35985]
AGOSTO	-0.023452 (0.02861) [-0.81984]	0.146315 (0.01963) [7.45299]
SETEMBRO	-0.010179 (0.02910) [-0.34979]	0.142690 (0.01997) [7.14466]
OUTUBRO	-0.005918 (0.02958) [-0.20009]	0.143243 (0.02030) [7.05644]
NOVEMBRO	0.001773 (0.02929) [0.06053]	0.201088 (0.02010) [10.0039]
DEZEMBRO	-0.016091 (0.02215) [-0.72653]	0.323676 (0.01520) [21.2951]

Tabela 20
Estimação Nordeste (Antes do racionamento)

Error Correction:	D(LOG(NORDESTE))	D(LOG(RENDA_NORDESTE))
CointEq1	-0.180594 (0.07413) [-2.43608]	0.312801 (0.11861) [2.63716]
D(LOG(NORDESTE(-1)))	-0.489809 (0.09988) [-4.90388]	-0.293899 (0.15981) [-1.83905]
D(LOG(NORDESTE(-2)))	-0.339191 (0.10510) [-3.22727]	-0.125609 (0.16816) [-0.74695]
D(LOG(RENDA_NORDESTE(-1)))	-0.135629 (0.06791) [-1.99731]	-0.094715 (0.10865) [-0.87175]
D(LOG(RENDA_NORDESTE(-2)))	-0.059893 (0.06474) [-0.92519]	-0.226833 (0.10358) [-2.19001]
C	-0.013358 (0.16182) [-0.08255]	0.564489 (0.25891) [2.18023]
LOG(ELETR_NORDESTE)	0.044603 (0.02684) [1.66190]	-0.039734 (0.04294) [-0.92530]
LOG(TARIFA_NE)	-0.034863 (0.01609) [-2.16616]	-0.089015 (0.02575) [-3.45676]
FEVEREIRO	-0.082409 (0.01557) [-5.29227]	0.018052 (0.02491) [0.72455]
MARCO	-0.065820 (0.01437) [-4.58115]	-0.030689 (0.02299) [-1.33500]
ABRIL	-0.073586 (0.01568) [-4.69265]	0.014368 (0.02509) [0.57267]
MAIO	-0.065164 (0.01314) [-4.95857]	0.044184 (0.02103) [2.10133]
JUNHO	-0.089054 (0.01278) [-6.96648]	0.015518 (0.02045) [0.75874]
JULHO	-0.102278 (0.01374) [-7.44126]	0.024927 (0.02199) [1.13348]
AGOSTO	-0.114239 (0.01396) [-8.18313]	0.040519 (0.02234) [1.81403]
SETEMBRO	-0.067751 (0.01376) [-4.92410]	0.052693 (0.02201) [2.39357]
OUTUBRO	-0.033455 (0.01358) [-2.46380]	0.027105 (0.02173) [1.24761]
NOVEMBRO	-0.032546 (0.01374) [-2.36898]	0.037375 (0.02198) [1.70030]
DEZEMBRO	-0.047600 (0.01300) [-3.66199]	0.090365 (0.02080) [4.34500]

Tabela 21

Estimação Nordeste (Depois do racionamento)

Error Correction:	D(LOG(NORDESTE))	D(LOG(RENDAS_NORDESTE))
CointEq1	-0.233427 (0.09061) [-2.57632]	0.389716 (0.13168) [2.95946]
D(LOG(NORDESTE(-1)))	-0.353203 (0.10776) [-3.27781]	-0.241244 (0.15661) [-1.54040]
D(LOG(NORDESTE(-2)))	-0.265225 (0.09604) [-2.76157]	-0.038662 (0.13959) [-0.27698]
D(LOG(RENDAS_NORDESTE(-1)))	-0.049730 (0.07286) [-0.68255]	-0.232013 (0.10589) [-2.19101]
D(LOG(RENDAS_NORDESTE(-2)))	-0.015603 (0.06804) [-0.22932]	-0.114778 (0.09889) [-1.16069]
C	0.217524 (0.13524) [1.60843]	-0.533118 (0.19656) [-2.71228]
LOG(ELETR_NORDESTE)	0.039626 (0.02763) [1.43415]	-0.085744 (0.04016) [-2.13520]
LOG(TARIFA_NE)	-0.080288 (0.04857) [-1.65290]	0.170583 (0.07060) [2.41629]
FEVEREIRO	-0.068110 (0.02749) [-2.47733]	0.086839 (0.03996) [2.17323]
MARCO	-0.007190 (0.02600) [-0.27652]	0.104003 (0.03779) [2.75202]
ABRIL	-0.021457 (0.01942) [-1.10513]	0.130865 (0.02822) [4.63748]
MAIO	-0.030611 (0.01758) [-1.74081]	0.133686 (0.02556) [5.23093]
JUNHO	-0.064553 (0.01770) [-3.64781]	0.148021 (0.02572) [5.75510]
JULHO	-0.074998 (0.01716) [-4.37032]	0.155392 (0.02494) [6.23028]
AGOSTO	-0.051274 (0.01691) [-3.03156]	0.169626 (0.02458) [6.90048]
SETEMBRO	-0.036654 (0.01587) [-2.30981]	0.167819 (0.02306) [7.27641]
OUTUBRO	0.001149 (0.01560) [0.07367]	0.165138 (0.02268) [7.28229]
NOVEMBRO	0.009514 (0.01579) [0.60266]	0.183984 (0.02294) [8.01898]
DEZEMBRO	0.002964 (0.01487) [0.19928]	0.328698 (0.02161) [15.2071]

CONCLUSÃO

O presente trabalho, de natureza empírica, procurou analisar os efeitos do racionamento de energia elétrica em 2001 e 2002 sobre o consumo por consumidor (consumo PC). Mais especificamente, o objetivo foi analisar e quantificar a existência de impactos temporários e/ou permanentes sobre o consumo PC.

Com este objetivo, os efeitos do Programa de Racionamento foram captados com a inclusão de três *dummies* no modelo. Uma captando o efeito transitório do racionamento, compreendendo o período em que este durou; e a segunda captou o efeito permanente, compreendendo os anos subsequentes ao programa, e outra captando um efeito "manteiga".

Os resultados encontrados no Capítulo IV na estimação do modelo conceitual mostraram que ocorreu uma redução no padrão de consumo PC em caráter temporário e permanente no Brasil e nas regiões Nordeste e Sudeste, regiões que passaram pelo programa de racionamento. Contudo, na região Sul, que não participou do programa, não foi observada uma redução permanente ou temporário no consumo PC após a implementação do programa. Cabe destacar que o modelo não foi aplicado para as regiões Centro-Oeste e Norte porque os dados de renda não se encontraram disponíveis.

Dessa forma, no Brasil foi estimado que o efeito temporário foi uma redução em 13% e o efeito permanente foi uma redução de 6%. No Sudeste, uma redução temporária de 20% e permanente de 10%. Por fim, no Nordeste o efeito temporário foi de 14% e o permanente foi 7%. Todos os efeitos transitórios e permanentes são menores ou iguais aos encontrados por Sweet(2006), como destacado no capítulo IV.

Dessa maneira, de forma adicional a demanda por EE residencial foi realizada a tentativa de estimar o consumo PC para o Brasil, Sudeste, Nordeste e Sul através do mecanismo de correção de erros e para os períodos antes e depois do racionamento. Entretanto, a estimação para o Brasil e para o Sul não puderam ser realizadas, pois as séries relativas ao Brasil não atenderam as hipóteses para cointegração e para as séries da região Sul, a hipótese de nenhuma cointegração não pôde ser rejeitada. Sendo então realizada a estimação para as regiões Sudeste e Nordeste.

Cabe destacar que de acordo com o VECM para a região Sudeste os efeitos de curto prazo da renda, dos preços de eletrodomésticos e da tarifa sobre o consumo PC foram não significantes, ou seja, o consumidor na hora de usufruir do consumo de energia elétrica sacia sua necessidade independente das variáveis observadas, sendo inelástica com relação a essas variáveis no curto prazo. No Nordeste, no curto prazo apenas na estimação realizada com as séries antes do racionamento o efeito da tarifa sobre o consumo PC foi significante e negativo. Resultado diferente do obtido pela estimação do modelo conceitual.

Portanto, pelos resultados encontrados, o consumo PC de energia elétrica residencial no Brasil sofreu uma redução, tanto temporária como permanente, por conta do racionamento de energia elétrica ocorrido em 2001 e 2002. Neste trabalho, pôde-se observar uma redução temporária e permanente do consumo PC apenas nas regiões participantes, durante o período em que a política foi implementada. Adicionalmente, pelos resultados obtidos houve uma mudança no padrão de consumo PC. Pode-se esperar que provavelmente a política de racionamento é um dos motivos para que tenha ocorrido esta mudança no padrão de consumo PC.

APÊNDICE A: RESULTADO TESTE CHOW

Neste apêndice estão os resultados de dois testes Chow realizados para testar a existência de quebra estrutural no modelo estimado VECM para as regiões Sudeste e Nordeste, sendo eles Forecast Chow e Sample-Split Chow. Foram realizados apenas

para o modelo nestas duas regiões, pois foram as únicas que pudemos estimar o modelo VECM, como está descrito na seção IV.2¹⁸.

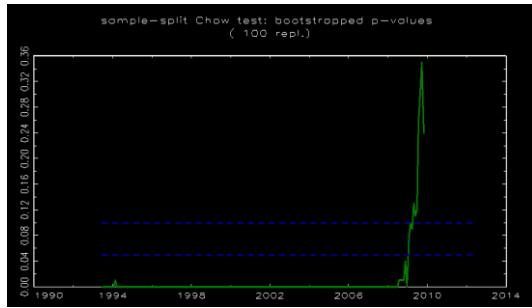
Inicialmente, analisando-se os resultados dos testes para a região Sudeste. A figura 13.a apresenta o p-valor do teste Sample-Split Chow em cada período entre dezembro de 1993 até abril de 2010. Pode-se ver que até o ano de 2009 o p-valor foi abaixo de 0,1, dessa maneira rejeitamos a hipótese nula de ausência de quebra estrutural em todos esses períodos e aceitamos a partir de outubro de 2009. Pode-se entender então que houve uma quebra estrutural no início da amostra que ao final da amostra perdeu sua força. Apesar deste teste não nos indicar em qual período ocorreu a quebra, indica que ocorreu.

Na figura 13.b apresenta o p-valor do teste Forecast Chow em cada período da amostra desde dezembro de 1993. Entre 1994 e 1996 o modelo previsto pelos anos anteriores foi significantemente igual ao estimado pela amostra toda, já no período entre 1996 e 2001 o p-valor se manteve em patamares bem baixos indicando que o modelo com os dados dos primeiros períodos era diferente do estimado pela amostra toda, indicando uma quebra estrutural. Entre 2001 e 2007, em alguns meses o p-valor foi menor que 0,1, mas a partir de 2008 o impacto da mudança foi perdendo a força e indicando a ausência de quebra estrutural. Dessa maneira, pelo resultados dos dois testes tem-se que ocorreu uma mudança estrutural no modelo muito provavelmente em meados dos anos 1990.

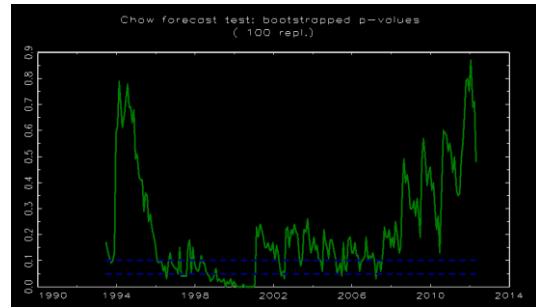
Figura 13
Testes Chow: Sudeste

¹⁸ Os resultados obtidos para o teste Break-point Chow, que não impõe a ausência de heterocedasticidade, foram semelhantes ao do teste Sample-Split Chow.

13.a) Sample-Split: Sudeste



13.b) Forecast Chow: Chow: Sudeste



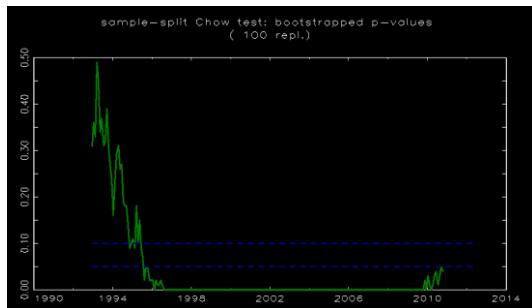
Adicionalmente, analisa-se os resultados dos testes para a região Nordeste. A figura 14.a apresenta o p-valor do teste Sample-Split Chow em cada período entre março de 1993 até outubro de 2010. Pode-se ver que a até junho de 1994 o p-valor foi acima de 0,05 e a partir deste mês o p-valor ficou abaixo de 0,1 em todos os períodos, dessa maneira rejeitamos a hipótese nula de ausência de quebra estrutural em todos depois de outubro de 1994. Pode-se entender então que, diferente do que ocorreu no caso da região Sudeste, ocorreu uma quebra estrutural no modelo no final no período estimado. Apesar deste teste não nos indicar em qual período ocorreu a quebra, indica que ocorreu.

Já a figura 14.b apresenta o p-valor do teste Forecast Chow em cada período da amostra desde março de 1993. Tem-se que até dezembro de 2011 o p-valor das estatísticas foram baixos, sendo abaixo de 0,1 na maioria deles, sendo um resultado diferente do esperado. Dessa maneira, pelo resultado do teste Sample-Split Chow pode-se concluir que ocorreu uma quebra estrutural no modelo da região Nordeste.

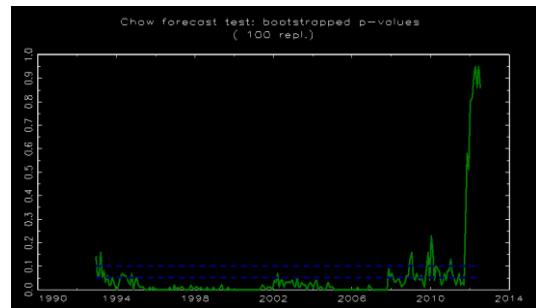
Figura 14

Testes Chow: Nordeste

14.a) Sample-Split: Nordeste



14.b) Forecast Chow: Chow: Nordeste



REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, T. A. LOBÃO,W. J. A. **Elasticidade Renda e Preço da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil.** Rio de Janeiro. IPEA. Texto para discussão nº 489.199

ANEEL. **Resolução nº 456**, de 29 de novembro de 2000.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Dados de séries temporais. Disponível em <http://www.bcb.gov.br/>, acesso em 20 de dezembro de 2012.

BRAGA, J. M. **A Modelagem da Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro. Dissertação de mestrado, IE/UFRJ, 2001.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 3.890-A/61**. Diário Oficial, 25 de abril.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 8.031/90**. Diário Oficial, 12 de abril.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 8.987/95**. Diário Oficial, 13 de fevereiro.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 9.074/95**. Diário Oficial, 07 de julho.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 9.427/96**. Diário Oficial, 26 de dezembro.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 9.648/98**. Diário Oficial, 27 de maio.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 10.847/04**. Diário Oficial, 15 de março.

BRASIL, Congresso Nacional. **Lei nº 10.848/04**. Diário Oficial, 15 de março.

BRASIL, Presidência da República. **Decreto nº 24.643/34**. Diário Oficial, 10 de julho.

BRASIL, Presidência da República. **Decreto nº 5.163/04**. Diário Oficial, 30 de julho.

BRASIL, Presidência da República. **Decreto-Lei nº 8.031/45**. Diário Oficial, 03 de outubro.

BRASIL, Presidência da República. **Medida Provisória nº 2.147/01**. Diário Oficial, 15 de maio.

CPTEC. **Banco de dados meteorológicos.** Dados disponíveis em <http://www.cptec.inpe.br/>, acesso em 05/12/2012.

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

GCE. **Resolução nº 4**, de 22 de maio de 2001.

GCE. **Resolução nº 117**, de 19 de fevereiro 2002.

GARCEZ, E. W. GHIRARD, A. G. **Elasticidade da Demanda Residencial de Energia Elétrica.** Bahia. ANPEC, 2003.

GOMES, A., C. D. ABARCA, et alli. O Setor Elétrico. In: São Paulo, E. M. de & KALACHE FILHO, J. (Ed.). **BNDES 50 Anos: Histórias Setoriais.** São Paulo, DBA Artes Gráficas, p. 321-347. 2002.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica.** São Paulo. Makron Books.2000.

IBGE. **Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).** Dados históricos disponíveis em <http://www.ibge.gov.br>, acesso em 18/12/2012.

IBGE. **Pesquisa Mensal de Emprego e Renda.** Dados históricos disponíveis em <http://www.ibge.gov.br>, acesso em 17/12/2012.

IPEA. Base de dados macroeconômicos do IPEA (IPEADATA). Disponível em <http://www.ipeadata.gov.br>, acesso em 09/12/2012.

LEITE, A. D. **A Energia do Brasil.** Rio de Janeiro: Editora Nova Fronteira, 1994.

LOSEKANN, L. D. **Reestruturação do Setor Elétrico Brasileiro – Coordenação e Concorrência.** Rio de Janeiro. Tese de Doutorado, IE/UFRJ, 2003.

MODIANO, E. M. **Elasticidade Renda e Preço da Demanda de Energia Elétrica no Brasil.** Departamento de Economia-PUC, Rio de Janeiro. Texto para discussão. 1984.

PINTO JÚNIOR, H. Q. P. (org.). **Economia da Energia: Fundamentos Econômicos, Evolução Histórica e Organização Industrial**. Rio de Janeiro: Campus, 2007.

SCHMIDT, C. A. J. LIMA, M. A. **Estimações e Previsões de Demanda por Energia Elétrica no Brasil**. Secretaria de acompanhamento econômico. 2004.

SIQUEIRA, M. L. HOLLANDA, H. **A Demanda Setorial por Energia Elétrica no Pós-Racionamento de 2001: Previsões de Longo Prazo para o Nordeste Brasileiro**. Trabalho Submetido ao X Encontro de Economia. 2005.

SWEET, E. I. S. **O impacto do Racionamento de 2001/02 no Consumo Residencial de Energia Elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro. Monografia de bacharelado, IE / UFRJ, 2006.

TAYLOR, L. D. The Demand for Electricity: A Survey. **Bell Journal of Economics and Management Science**, v.6, n.1, Spring, p. 74-110. 1975..