

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DEMANDA SETORIAL POR ENERGIA ELÉTRICA

Alessandra Bensusan

No. de matrícula: 9816685

Orientador: Marco A.F.H. Cavalcanti

Dezembro de 2001

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

DEMANDA SETORIAL DE ENERGIA ELÉTRICA

Alessandra Bensusan

No. de matrícula: 9816685

Orientador: Marco A.F.H. Cavalcanti

Dezembro de 2001

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor.”

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

## ÍNDICE DE CAPÍTULOS

I - Objetivo .....	7
II- Introdução .....	8
III - Cenário Macroeconômico .....	12
A. Comportamento da Demanda nos Anos 90 .....	13
B. Comportamento das Tarifas.....	17
IV - Ação do Governo diante da crise .....	19
V – Análise das séries escolhidas .....	22
VI – Estimação da Demanda Comercial.....	25
VII – Estimação da Demanda Industrial.....	34
VIII – Estimação da Demanda Residencial.....	40
IX – Conclusões .....	43
X - Apêndice.....	46
XI - Bibliografia Utilizada.....	50

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Consumo Residencial Real em logaritmo niperiano(ln) .....	13
Gráfico 2: Consumo Comercial Real (em ln).....	15
Gráfico 3: Consumo Industrial Real (em ln) .....	16
Gráfico 4: Tarifas Setoriais.....	18
Gráfico 5: Tarifas por Região de Setembro de 2000 a Junho de 2001 .....	18
Gráfico 6: Produto Industrial Bruto Dessazonalizado.....	23
Gráfico 7: Resíduos da Estimação da Demanda Comercial .....	27
Gráfico 8: Teste Jarque-Bera (Demanda Comercial) .....	30
Gráfico 9: Índice de Preços de Máquinas e Equipamentos Industriais .....	34
Gráfico 10: Resíduos da Estimação da Demanda Industrial .....	36

## ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 : Consumidores Residenciais e Consumo por Consumidor.....	14
Tabela 2: Teste de Estacionariedade (ADF) com as séries em nível .....	26
Tabela 3: Teste de Estacionariedade (ADF) com as séries em diferença.....	26
Tabela 4: Teste de Correlação dos resíduos (comercial).....	29
Tabela 5: Previsão Comercial para 2000 01 .....	31
Tabela 6 :Teste de Estacionariedade (ADF) das séries em nível .....	35
Tabela 7: Teste de Estacionariedade (ADF) das séries em primeira diferença: .....	35
Tabela 8: Prvisão Industrial para de 2000. ....	37
Tabela 9: Previsão Industrial para Janeiro de 2000 com Variação Tarifária em 1999 12... 38	
Tabela 10: Previsão do Consumo Industrial para Junho de 2001. ....	39
Tabela 11: Previsão Residencial para Janeiro de 2000 sem variação tarifária.....	42
Tabela 12: Previsão Residencial para Fevereiro de 2000.....	42

## I - OBJETIVO

Em meados de 2001, uma crise energética de graves proporções trouxe uma medida drástica para o país: o racionamento, que entraria em vigor a partir de Junho do mesmo ano, com o objetivo de reduzir o consumo agregado em 20%. Ele seria motivado por implementação de multas através dos preços pagos pela energia e, inclusive, através de ameaças de cortes no seu fornecimento.

O objetivo deste trabalho é estimar a demanda por energia elétrica no Brasil, a partir da qual será possível obter uma estimativa da magnitude da variação nas tarifas necessária para atingir a redução desejada no consumo.

Como cada segmento desse mercado têm características muito peculiares, as regressões serão estimadas separadamente para os setores comercial, industrial e residencial.

Apesar da taxação ser sobre valores que excedam a meta e por faixas de consumo, serão utilizadas variações nas tarifas médias para cada setor.

## II- INTRODUÇÃO

Em Maio de 2001, tornou-se público o desequilíbrio no mercado de energia elétrica. A ameaça do “apagão” trouxe de volta uma discussão que não tivera ainda uma resposta definitiva: seria a demanda neste mercado inelástica? O desequilíbrio seria um problema de restrição de oferta ou de excesso de demanda?

Como o setor energético foi monopólio estatal por muitos anos, cabia ao Governo controlar preços, volume de investimentos e até mesmo em que tecnologia investir dentro do próprio setor.

Já que o Brasil dispunha da maior bacia hidrográfica do mundo, a opção de geração de energia escolhida foi justamente a hidreletricidade. Hoje, com uns dos maiores parques hidrelétricos do mundo, mais de 90% da energia vem das águas, enquanto que na Europa a hidrogeração corresponde a 13% do total da energia elétrica produzida, e nos Estados Unidos e Japão este número de reduz para 8%<sup>1</sup>. Tiveram algumas outras experiências mas de pouca relevância, pelo menos até o início de 2001, como por exemplo as termelétricas baseadas em carvão no sul, a usina nuclear de Angra e algumas baseada em óleo e a gás. Apesar da previsão de um custo de geração baixo se realizada em grande escala, o custo de uma hidrelétrica já estabelecida é ainda mais baixo, já que seu investimento inicial já foi amortizado.

Outra barreira que este tipo de geração pode enfrentar é a dependência da importação de gás natural de países como a Argentina e Bolívia. Com isso os preços seriam cotados

---

<sup>1</sup> Números do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

em dólar e as tarifas estariam sujeitas a flutuações junto com as taxas de câmbio, o que poderia gerar pressões inflacionárias. Para resolver este problema foi decidido, em Junho de 2001, que o gás importado da Bolívia passaria a ter o preço fixo, cotado em Reais, por um período de doze meses. Esta decisão faz parte de um Programa Prioritário de Termelétricas (PPT), do qual mais de 80% do gás importado é boliviano.<sup>2</sup> No momento, apenas a PETROBRÁS supre o mercado nacional com gás importado, mas, com o desenvolvimento da demanda doméstica, espera-se a entrada de outros fornecedores. Nos doze meses em que o preço do gás natural permanece fixo, o supridor arca com a diferença entre o preço em Dólar (pago à companhia exportadora) e o preço em Reais (pago pela empresa geradora de energia elétrica). A fim de evitar perdas financeiras para o supridor, a diferença entre o preço pago à companhia exploradora e o preço pago pela empresa geradora será acumulada e capitalizada ao longo dos 12 meses pela taxa Selic. O oposto ocorreria em caso de ganhos.

Durante muito tempo as tarifas de energia foram subsidiadas. A sustentação dos preços se dava através da arrecadação de outros impostos (como por exemplo a arrecadação tributária), o representava menos recursos para investir em setores carentes, dada a restrição orçamentária. Logo, o Governo não teve capacidade de investir em tudo que era necessário, incluindo o próprio setor elétrico.

Muitas áreas que dependiam de recursos públicos também sofreram muito durante os períodos de hiperinflação. A partir de 94, com a relativa estabilidade de preços, o Governo pode recuperar parte da capacidade de investir. Na primeira metade nos anos 90 a capacidade de geração foi bem menor do que a segunda. Entre os projetos concluídos a partir de 1995 encontram-se a Hidrelétrica Itá, a Salto Caxias, a Usina Nuclear Angra II, o Gasoduto Bolívia-Brasil, e várias outras linhas de transmissão.<sup>3</sup>

Vale a pena lembrar que antes dos anos 90, havia ainda no Brasil uma política de controle das importações que estabelecia, entre outros, que um produto só poderia ser

---

<sup>2</sup> De acordo com o Ministério de Minas e Energia (MME)

<sup>3</sup> Todos eles tiveram investimentos públicos inicialmente. Mas, apesar de terem sido transferidos ao setor privado, a participação do Governo continuou sendo essencial durante o processo de transição.

importado quando fosse comprovado que não existia a possibilidade de produção doméstica daquele mesmo produto, ou similar. Esta política resultou em uma substituição de importações de vários produtos, principalmente dos bens de capital (como máquinas e equipamento industrial) gerando preços muito mais elevados do que os preços de produtos similares no mercado internacional. Como, muito provavelmente, a produção interna não era eficiente, ou seja, os bens de capital não eram os melhores, sua utilização poderia comprometer o desempenho econômico do país. Este tipo de política aliada às políticas de compras públicas podem ter resultado na ineficiência do sistema, já que geravam custos ainda maiores para empresas que estavam sob o poder público.

Este é um ponto importante pois enfatiza ainda mais a importância da livre escolha de suprimentos por parte das empresas para que gerem eficiência nos serviços.

Com o início das privatizações no setor, a distribuição de energia elétrica na maioria dos Estados foi transferido para as concessionárias privadas, entretanto boa parte do sistema de geração e transmissão de energia continua sob controle estatal. Embora haja forte debate político sobre questões como esta, o Governo está comprometido no avanço das privatizações. A reestruturação deste setor visa gerar um mercado competitivo e com estabilidade.

Foram criadas agências reguladoras, fortes e independentes com objetivos de supervisionar os mercados competitivos de energia. Com a criação da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), o Governo transfere algumas responsabilidades para as concessionárias, que devem seguir as regras estipuladas por ele. Nestas regras estão incluídos o controle de tarifas, qualidade e regularidade dos serviços e até mesmo as punições em alguns casos. O objetivo é, aos poucos, gerar a privatização deste setor, passando a concessão do Estado para empresas privadas. Estas empresas teoricamente não haveriam problemas de “limite” de capital de investimento e nem estariam submetidas a políticas de compras públicas. O papel da ANEEL é extremamente importante já que sua função primordial é gerar concorrência no setor de energia elétrica impedindo que as novas empresas que entrem no mercado simplesmente extraiam lucro.

Apesar do novo modelo proposto para o mercado de energia representar excelentes oportunidades para investidores privados, ainda há muito o que melhorar, principalmente em termos regulamentações, para que o modelo possa gerar incentivos certos.

Apesar da oferta de energia ter passado por uma série de limitações a demanda cresceu e ainda tem crescido significativamente nos últimos. Ao se analisar o comportamento das taxas de expansão da oferta do setor elétrico brasileiro, verifica-se que, enquanto na década de 70 o ritmo de aumento da capacidade instalada de geração cresceu à taxa média de 11,8% ao ano, na década de 80 baixou para 4,1% ao ano, reduzindo-se ainda mais nos anos 90, quando chegou a 2,6% ao ano<sup>4</sup>. Mas como vimos anteriormente a segunda metade dos anos 90 apresentou taxas de investimento bem superiores à primeira.

O crescimento da demanda pode ter sido resultante não só do aumento da população como do aumento do número de famílias ligadas a rede elétrica, da modernização da economia, expansão das áreas atendidas e principalmente em função do aumento da renda do país. A implementação do Plano Real também teve sua função já que gerou o aumento do poder de compra da população. Mas os preços têm também um papel fundamental.

Qual seria o papel dos preços na demanda? Esta é a resposta que estará sendo buscada neste trabalho.

---

<sup>4</sup> Dados do BNDES.

### III - CENÁRIO MACROECONÔMICO

A falta de chuvas nos final de 2000 e nos primeiros meses de 2001, problemas estruturais do mercado e outros vários fatores, podem ter gerado a crise energética.

A grande extensão territorial permite uma enorme capacidade de armazenamento através dos reservatórios. Isso possibilita uma transferência de energia de períodos onde há abundância de chuvas para períodos de secas. Por outro lado pode não evidenciar uma situação de desequilíbrio entre oferta e demanda, já que de alguma forma os reservatórios estariam abastecendo o mercado em momentos de crise.

A partir de 1995, abriu-se o mercado de energia elétrica ao setor privado. O objetivo era o de ampliar o atendimento, principalmente através da concorrência entre os novos agentes, para dar conta da demanda que crescera e continua a crescer.

A sucessão de crises mundiais, como a crise da Rússia, do México, Ásia e Argentina, afastaram de alguma forma os investidores internacionais no final dos anos 90. A própria crise cambial acabou retardando a análise de projetos privados, como a própria construção de termelétricas, já que estas envolveriam grande volume de importação de gás natural num período de grandes variações cambiais.

Em 2001, o índice pluviométrico atingiu taxas muito baixas em algumas regiões do Brasil, principalmente no Sudeste, onde estão as principais usinas. Em função da restrição de investimentos ao longo dos anos 90, a margem de segurança operacional da hidrelétrica

foi bastante reduzida, e, junto com ela, o nível dos reservatórios, que em 2001 atingiu cerca de 20% de armazenamento nos reservatórios do Sudeste.<sup>5</sup>

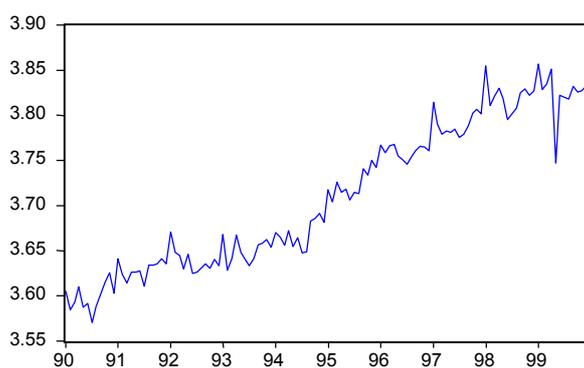
Os reservatórios atingiram níveis ainda mais baixos nas regiões Norte e Nordeste, desencadeando uma crise, que seria ainda mais agravada por uma previsão ainda bastante pessimista de chuvas para o decorrer do ano.

#### A.COMPORTAMENTO DA DEMANDA NOS ANOS 90

Ao observar o consumo residencial no Gráfico 1 é possível notar um crescimento quase que contínuo da demanda.

A partir de 1994, o Plano Real teve sua grande contribuição. O *boom* foi motivado pelo aumento do poder aquisitivo dos trabalhadores, que influenciou o aumento do consumo de forma direta. Nesse período de relativa estabilidade, as vendas industriais de eletrodomésticos aumentaram consideravelmente, impulsionado também pelo restabelecimento dos mecanismos de crédito, que geraria uma variação ainda maior no consumo.

Gráfico 1: Consumo Residencial Real em logaritmo niperiano(ln)



Fonte: Eletrobrás

---

<sup>5</sup> Operador Nacional do Sistema Elétrico

Aumentou também o número de consumidores de energia, através da legalização do abastecimento de vários deles. Esta variação positiva pode ter sido um resultado do alto grau de urbanização, pois o país vinha deixando de ser um país agrário, tornando-se cada vez mais urbano e industrial.

No segmento residencial um fator relevante para a aceleração do consumo tem sido também o aumento da economia informal, que transfere para as residências algumas atividades, antes consignadas nos segmentos industrial ou comercial, como pequenos escritórios e oficinas de prestação de serviços.

É importante lembrar, porém, que o aumento é visto em função de uma média. Várias regiões do Brasil não tiveram este resultado, havendo portanto grandes diferenças de região para região, restando ainda um grande potencial de crescimento para algumas delas através da elevação do consumo por consumidor. Mesmo assim as regiões menos desenvolvidas já vem apresentando taxas de crescimento mais altas que as mais desenvolvidas. De acordo com o boletim anual de 2000, divulgado pela Petrobrás, enquanto o consumo médio residencial no Sudeste atingiu 2386 Kwh, no Nordeste, este número cai para 1323 Kwh. O consumo médio, e o número de consumidores de todas as regiões do Brasil podem ser observados na tabela abaixo:

Tabela 1 : Consumidores Residenciais e Consumo por Consumidor

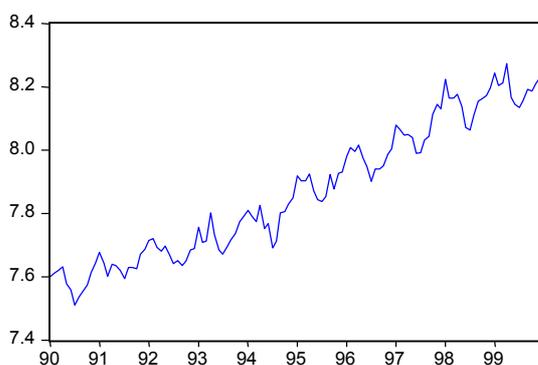
	Número de consumidores residenciais - 10 <sup>3</sup> UNID.			kWh/Cons
	1998	1999	2000	2000
BRASIL	36.905	38.574	40.463	2.063
Região Norte	1.693	1.839	1.966	1.977
Região Nordeste	8.460	8.953	9.358	1.323
Região Sudeste	18.480	19.174	20.186	2.386
<i>São Paulo</i>	<i>9.695</i>	<i>9.991</i>	<i>10.409</i>	<i>2.645</i>
Região Sul	5.788	6.002	6.211	2.098
Região Centro-Oeste	2.484	2.606	2.742	2.202

Fonte: SIESE

Outro fator que pode ter sido determinante no aumento da demanda a partir de 1994, é a queda do valor real da tarifa, já que no período de alta inflação os aumentos reais são dificilmente percebidos. Mas este comportamento só é verificado, na realidade, até 1999 quando se intensificou o processo de privatização. Mesmo neste período o consumo continuou a crescer, o que pode indicar relativa inelasticidade da demanda.

O consumo comercial também tem crescido bastante nos últimos anos, junto com o aumento da população. O próprio crescimento vegetativo gera aumento da demanda por bens e serviços. Mais uma vez o Plano Real teve sua contribuição assim como no caso do consumo residencial.

Gráfico 2: Consumo Comercial Real (em ln)



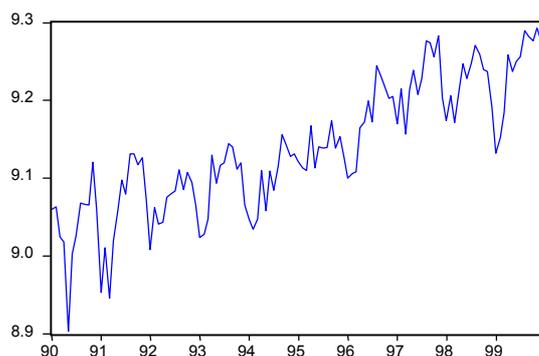
Fonte: Eletrobrás

A construção e instalação de diversos estabelecimentos com elevado padrão de consumo, atividades ligadas ao turismo e lazer, introdução de novas modalidades de serviços podem ter tido uma grande influência. A crescente urbanização teve também efeitos no consumo comercial já que ela gerou um processo de dinamização e modernização das atividades desse setor além da ampliação dos serviços e dos horários de funcionamento.

O consumo industrial seguiu a mesma tendência de crescimento dos outros setores. Nos anos 90, apesar de ter crescido, o consumo foi bastante moderado ao comparar com aquele verificado após o Plano Real.

Em 1999, o consumo total sofreu uma queda, refletindo uma retração da atividade produtiva, em função das crises que ocorreram sucessivamente na Rússia e na Ásia, assim como a crise da desvalorização do Real.

Gráfico 3: Consumo Industrial Real (em ln)



Fonte: Eletrobrás

A recuperação foi resultado do aumento do consumo de alguns setores específicos, que pegaram carona na desvalorização, passando de importadores a exportadores. Foi o caso das indústrias de alumínio, cimento e celulose.

A indústria (incluindo extrativa mineral, construção civil e serviços industriais de escala pública) responde pela maior parte do consumo, seguida pelo setor residencial e por último o comercial. Mas pelo gráfico é possível notar notar que é justamente ele o que cresce a taxas menores. Este menor ritmo de crescimento pode refletir uma modernização do setor e até mesmo um uso mais eficiente de energia. De fato, uma pesquisa realizada pela Confederação Nacional das Indústrias em Julho de 2001 mostrou que, antes mesmo do racionamento, 50,3% das empresas já tinham adotado medidas de eficiência energética. Ao olhar apenas para as empresas de grande porte este número sobe para 75,6%, entre as médias cai para 56,6%. Ao concentrar-se apenas nas pequenas há na verdade uma inversão dos resultados: 58,8% não adotaram medida alguma.

Vale a pena lembrar que várias destas empresas passaram a produzir sua própria energia através de geradores, reduzindo assim a taxa de crescimento da demanda por energia.

## B. COMPORTAMENTO DAS TARIFAS

A política tarifária de energia elétrica praticada pelo mercado ao longo dos últimos anos sofreu um profundo processo de transformação, passando de um regime equalizado, para um regime não equalizado, mas regulado, e considerando o processo de privatização do setor tenderá para um regime de competição.

Atualmente, as tarifas cobradas dos consumidores finais estruturam-se tanto por nível de tensão (alta, média e baixa) como por classe de consumo (residencial, industrial, comercial, rural, serviços públicos, poderes públicos, iluminação pública). Os consumidores ligados em alta tensão têm a possibilidade de escolher tarifas diferenciadas por horário de consumo (ponta e fora de ponta) e por época do ano (período úmido e período seco), enquanto que para os consumidores da classe residencial, ligados em baixa tensão, dependendo de seu nível de consumo foram criadas faixas onde são aplicadas tarifas sociais.

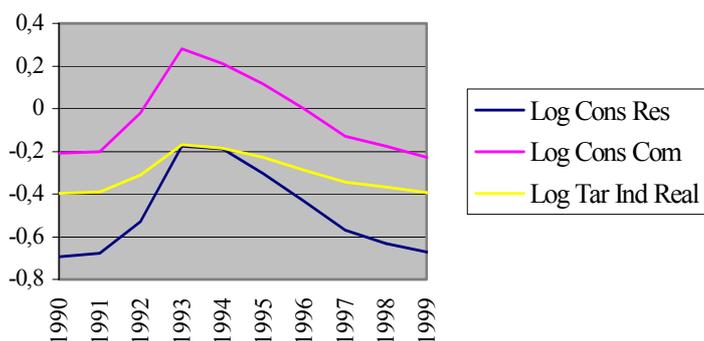
As concessionárias devem oferecer ao consumidor a tarifa mais vantajosa. Dentre os consumidores residenciais existem ainda três categorias que são classificadas pela localização da propriedade ou pelo nível sócio econômico: residencial de renda baixa, rural agropecuária residencial e residencial. As concessionárias usam critérios diferentes para determinar quem são os consumidores de renda baixa, que são beneficiados com tarifas mais baixas. A ANEEL, junto com a Fundação Instituto de Pesquisa de São Paulo, está realizando um estudo para padronizar os critérios em todo Brasil.

Os consumidores industriais foram os mais beneficiados com as regras de diferenciação de consumidores estabelecida pela ANEEL, já que por serem grandes consumidores de energia ganharam o benefício de poder escolher seus fornecedores no mercado competitivo, conseqüentemente a tarifas mais baixas.

No período que antecede o Plano Real, o baixo valor tarifário pode ter sido responsável pelo péssimo desempenho técnico do suprimento e fornecimento de energia, que geravam grandes perdas durante a transmissão. Em 1990 esta perda representava 13% de toda energia gerada.

A partir de 94, podemos perceber que as tarifas sofreram uma redução em termos reais. No entanto, sabe-se que a partir de 1999, o nível tarifário sofreu uma elevação, não sendo, no entanto, um fator inibidor do crescimento do consumo, inclusive nas classes residenciais e comerciais, que possuem tarifas mais elevadas. Este aumento é fundamental para a atratividade da atividade da geração de energia.

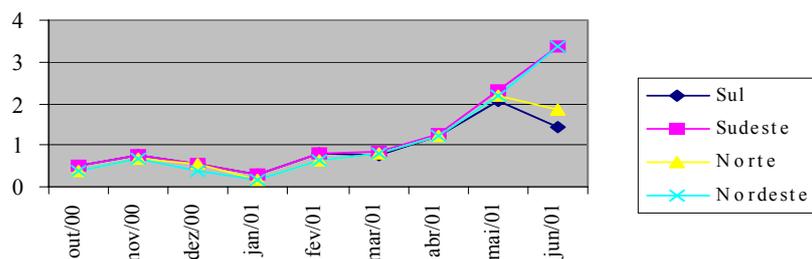
Gráfico 4: Tarifas Setoriais



Fonte: Eletrobrás

A elevação das tarifas após o início das privatizações pôde ser percebido em todas as regiões, de acordo com o Gráfico 5 .

Gráfico 5: Tarifas por Região de Setembro de 2000 a Junho de 2001



Fonte: Eletrobrás

#### IV - AÇÃO DO GOVERNO DIANTE DA CRISE

O Governo pode utilizar vários instrumentos de gestão do setor elétrico. Estes seriam as políticas públicas, regulação e finalmente planejamento<sup>6</sup>.

Dentre as políticas públicas estariam incentivos fiscais e/ou creditícios a determinados agentes. Já a regulação seria através de agências reguladoras que seriam responsáveis por controles que vão desde tarifas exercidas até o controle dos serviços. Elas teriam surgido em um contexto onde o setor elétrico era visto como um monopólio natural e seu papel era o de proteger o consumidor dos abusos que poderiam vir a sofrer pelo monopolista.

Outro papel deste agente regulador seria o de garantir taxas de retorno aos agentes a fim de assegurar o interesse pelo fornecimento de energia. Planejamento abrangeria não apenas as metas estipuladas pelo Governo (por agências, estatais ou até mesmo autarquias), assim como um acompanhamento de suas execuções. As metas poderiam ter um caráter obrigatório, ou ainda caráter indicativo, ou seja, a participação de agentes seria voluntária, podendo o Governo oferecer prêmios em contrapartida. Resumindo: enquanto o planejamento seria uma decisão do Governo vigente, a regulação teria um caráter mais estável, sendo responsabilidade de Estado.

O exemplo mais recente de agência reguladora é a própria ANEEL, que foi criada em Dezembro de 1996 com o papel de regulação e fiscalização que vão desde transmissão à distribuição, de comercialização à garantias de serviços. Controle de tarifas, realização de investimentos e estímulos a competição são também de competência da ANEEL.

---

<sup>6</sup> Bajay e Carvalho (1998).

O problema imposto pela tendência de crescimento da demanda e pela característica do abastecimento brasileiro estava exposto. A possibilidade de um apagão em algumas regiões do Brasil levou o Governo a optar por um dos instrumentos que tem a sua disposição.

No início de Julho de 2001, o presidente Fernando Henrique Cardoso se comprometeu a acelerar os investimentos em energia. As medidas tomadas iriam desde redução na taxação sobre investimentos em energia a construção e conclusão de hidrelétricas e termelétricas. Mas estas medidas só trariam resultados no longo prazo.

A única saída, no curto prazo, seria o racionamento. As regiões que foram convocadas a participar foram Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e os estados do Pará, Tocantins e parte do Maranhão.

Metas de consumo foram estipuladas em todos os setores. Os consumidores residenciais, os industriais de baixa tensão e os consumidores comerciais teriam que reduzir seu consumo em 20% e reduções de 15 a 20% para consumidores industriais de alta tensão. As metas seriam calculadas com base na média dos meses de Maio, Junho e Julho de 2000.

O objetivo era o de reduzir o consumo agregado em aproximadamente 20%. Para que a população respeitasse a meta foram calculadas multas e sobretaxas que incidiriam sobre o valor excedente à meta estipulada. Falou-se em multas, cortes de luz e aumento de preços, gerando grande polêmica. Mas por determinação da Câmara de Gestão da Crise de Energia Elétrica ficou estabelecido que:

Para residências com consumo médio até 100 Kwh não seria preciso haver redução. Mas a cada Real economizado, o consumidor ganharia dois Reais em bônus. Neste caso, se ele economizar 17%, gastará menos 50%.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Valores publicados pelo Departamento de Engenharia de Energia e Automoção Elétricas da Escola Politécnica da USP em “Programa Emergencial de Redução do Consumo de Energia Elétrica” em 2001

Se o consumo médio ficasse 100 e 200 Kwh seria necessário consumir até o equivalente a 80% da média. Em caso de excesso de uso de Kwh seria cobrada uma taxa de 50% sobre o excedente. Aqui, no caso de redução, cada Real gasto a menos viraria um Real em bônus.

Entre 200 e 500 Kwh a meta é a mesma que nos casos anteriores. O consumo entre estes valores estará sujeito a uma taxa de 50%, e aquele acima de 500, de 200% .

Em todos os casos, o não cumprimento da meta estaria sujeito a cortes de energia.

Mas neste trabalho estas variações serão desconsideradas, supondo apenas para uma tarifa média, que será uma variável exógena já que ela é estipulada pelo Governo (não funciona como um mercado competitivo), sendo apenas diferenciada em setores distintos.

Afinal, qual seria a tarifa capaz de gerar a redução necessária no consumo?

## V – ANÁLISE DAS SÉRIES ESCOLHIDAS

Para montar o modelo de regressão foi preciso escolher as séries de dados que gerariam um melhor resultado possível.

As séries selecionadas são mensais, sendo a primeira observação de Janeiro de 1990 e a última de Dezembro de 1999, num total de 120 observações mensais. Como o número de observações é relativamente baixo, quanto menor o número de regressores utilizados como variáveis explicativas maior será o grau de liberdade. Por isso serão utilizadas o mínimo possível, uma vez que será imprescindível o uso de defasagens das mesmas.

As séries de consumo residencial, comercial e industrial são expressas em gigawats (Gwh) e a fonte é a Eletrobrás. A primeira transformação realizada nas séries é logaritmo neperiano, gerando novas série onde os valores serão dados pelo ln dos valores originais. Uma das vantagens dessa transformação é reduzir de forma bastante satisfatória a sazonalidade que originalmente existe nas séries.

As outras séries escolhidas foram as tarifas médias de cada setor segundo a Eletrobrás. Como seus valores originais, expressos em Reais, são nominais, será preciso deflacioná-las. O deflator escolhido foi o Índice Geral de Preços (IGP) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Uma alternativa para a tarifa residencial seria o uso de um índice de preços ao consumidor, mas como os resultados não apresentam diferenças significativas, o mesmo índice será utilizado para todas as séries.

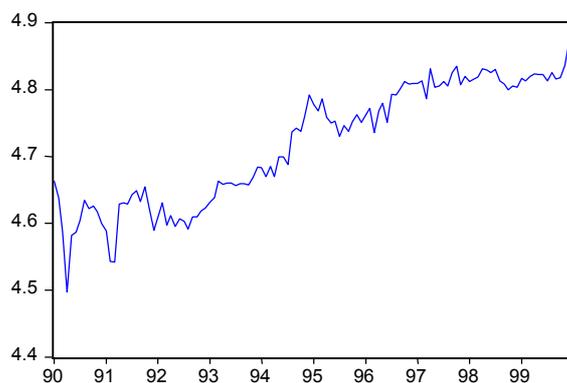
Após deflacionar os dados a mesma transformação aplicada às outras séries foi aplicada às tarifas.

Para estimar a demanda por eletricidade é preciso, além dos preços, inserir outras variáveis no modelo, como por exemplo a renda.

Uma boa proxy para a renda pode ser o Produto Interno Bruto (PIB) que é publicado pelo IPEADATA. Além de ter uma alta correlação com a renda média do trabalhador, funciona perfeitamente como uma variável de controle de renda, ou seja, mantendo as outras variáveis incluídas no modelo constantes, variações no PIB podem mostrar o efeito que a renda tem no consumo.

O PIB foi transformado em uma nova série através da transformação logarítma (ln) e logo após dessazonalizado. Pode-se observar sua tendência nos últimos anos no Gráfico abaixo.

Gráfico 6: Produto Industrial Bruto Dessazonalizado



Fonte: IPEADATA

Várias outras séries poderiam ser utilizadas no modelo, como número de eletrodomésticos vendidos, ou ainda o estoque domiciliar de aparelhos domésticos que seriam função dos preços dos mesmos.<sup>8</sup> Outra variável que ainda poderia ser usada nos modelos é o grau de urbanização, que entraria na regressão com um coeficiente positivo.

As séries de tarifas e PIB serão utilizadas na estimação da demanda em todos os setores. A utilização de séries distintas, porém, poderão vir a ser utilizadas de acordo com

---

<sup>8</sup> Como fizeram Andrade e Lobão (1997)

as características da demanda de cada setor, sendo, no caso de utilização, apresentadas ao longo do trabalho.

Será imprescindível, também, o uso de dummies já que as séries podem apresentar outliers.

## VI – ESTIMAÇÃO DA DEMANDA COMERCIAL

Como visto anteriormente, o consumo mensal de energia no comércio tem crescido bastante. Este aumento pode ser explicado de várias formas utilizando diversas variáveis que tenham alguma correlação com o consumo.

Para a estimação da demanda, neste trabalho, no entanto foram escolhidas três séries: o próprio consumo mensal, medido em GWh; a tarifa média mensal no comércio em Reais e a série de Produto Interno Bruto (PIB). A série de consumo assim como o PIB, foi dessazonalizada.

Como as série apresentam alguns outliers, dummies serão adicionadas ao modelo de forma a melhorar a estimação. Elas serão referentes aos meses de Março e Abril de 1994 e 1996 respectivamente.

Após as transformações descritas no capítulo anterior o próximo passo foi testar a estacionariedade das séries. Há várias formas de diagnosticá-la.

Pelos gráficos é fácil notar que consumo têm uma forte tendência de crescimento positivo, o que pode indicar a não estacionariedade. Mesmo assim muitas vezes ainda ficamos na dúvida sobre a presença ou não de raiz unitária no processo gerador.

Uma alternativa seria certificar-nos através da observação das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial das séries, que no caso de raiz unitária apresentam um decaimento lento.

Como estes procedimentos não são precisos, é necessário realizar um teste mais formal: teste de Dickey-Fuller (DF). Para o consumo, devido à tendência da série, a própria tendência e o intercepto são incluídos no teste, além das defasagens das diferenças das variáveis, constituindo, na realidade, em um teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Já no caso da tarifa, apenas o intercepto foi incluído no teste já que a tendência não é determinística. Os resultados foram:

Tabela 2: Teste de Estacionariedade (ADF) com as séries em nível

Séries	Valores Observados	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Consumo Comercial	-2,4145	-4,0400	-3,4491	-3,1495
Tarifa Comercial	-2,4923	-3,4890	-2,8870	-2,5802
PIB	-2,8122	-4,0400	-3,4491	-3,1495

Sob hipótese nula tem-se presença de raiz unitária nas séries e sob hipótese alternativa um modelo estacionário em torno de uma média. Como as três séries apresentam valores menores que os valores críticos, não é possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária.

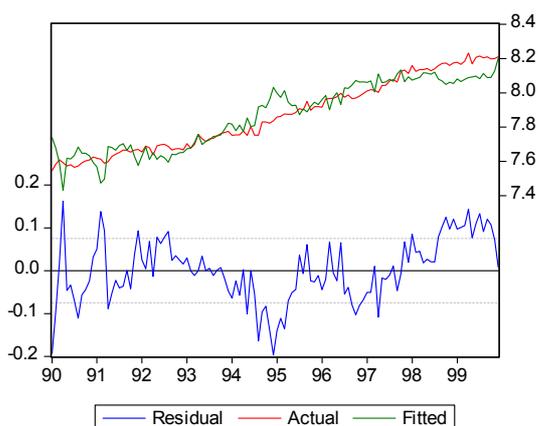
Dado este resultado, diferenciamos as séries de modo a torná-las estacionárias. Para verificar o resultado realizamos o mesmo teste Dickey-Fuller. Como todas as séries são integradas de primeira ordem (olhar resultados na próxima página) pode existir uma relação de longo prazo entre as variáveis.

Tabela 3: Teste de Estacionariedade (ADF) com as séries em diferença.

Séries	Valores Observados	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Consumo Comercial	-6,6405	4,0407	-3,4494	-3,1497
Tarifa Comercial	-5,8306	-3,4885	-2,8868	-2,5801
PIB	-6,7878	-4,0400	-3,4491	-3,1495

Para verificar se existe uma relação de longo prazo faz-se o teste de cointegração de Engle-Granger, ou seja, faz-se a regressão do consumo nas outras variáveis em nível e observamos o resíduo desta regressão. Para que haja cointegração, o resíduo deve ser estacionário, o que não é o caso já que a estatística Durbin-Watson apresentou valor muito baixo: 0,59. Os resíduos, como mostra o gráfico, não são estacionários.

Gráfico 7: Resíduos da Estimação da Demanda Comercial



Pode-se concluir portanto que não existe uma combinação linear das séries das séries de consumo, tarifa e PIB que gere um processo estacionário, logo, não existe uma relação de longo prazo.

Geralmente ocorrem casos onde séries integradas de mesma ordem são cointegradas mesmo sendo variáveis que não tenham uma relação econômica. Quando isso acontece dizemos que há regressão espúria. Como as séries aqui não são cointegradas não é preciso entrar em detalhes.

Já que as séries não são cointegradas deve-se utilizar as séries em diferença nas regressões, começando por um modelo geral até chegar ao melhor resultado, que seria o modelo específico. A priori, o modelo continha cinco defasagens de cada variável, inclusive consumo, constituindo um modelo ADL (Augmented Distributed Lags). A retirada de cada regressor foi baseada na estatística do teste t, ou seja, quando ela apresentasse

valores menores que os valores críticos ao nível de 10%, eram retiradas<sup>9</sup>. Em função disso, o comportamento dos coeficientes se alteravam a cada retirada. Ao final, não só todos os coeficientes apresentavam valores estatisticamente significantes assim como os sinais esperados.

Os critérios de Schwarz e Akaike também foram levados em consideração na busca do melhor resultado. A regressão foi estimada através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), no E-Views 3.1.

A estimação por MQO se baseia em diversas hipóteses, como a linearidade dos parâmetros, valor médio zero das perturbações, variância constante ou homocedasticidade dos resíduos, erros normalmente distribuídos, entre outros.

Portanto é fundamental atender à esses pressupostos para que os testes de hipóteses possam ser realizados, ou seja, para que as estatísticas da regressão sejam consistentes.

O resultado final encontrado foi:

$$D(\text{CONS\_COMERCIAL}) = 0.007 - 0.421 * D(\text{CONS\_COMERCIAL}(-1)) - 0.163 * D(\text{CONS\_COMERCIAL}(-2)) - 0.05 * D(\text{TAR\_COMERCIAL}(-2)) + 0.367 * D(\text{PIB}(1)) + 0.026 * \text{DUMMY946} + 0.045 * \text{DUMMY934}.^{10}$$

Como dito anteriormente, para que a estimação seja eficiente, ela deve obedecer a algumas restrições.

Para conferir o comportamento dos resíduos da regressão final, vários testes foram realizados. O Durbin-Watson, que aparece no layout do E-Views, é uma estatística que é calculada dos resíduos da regressão por MQO e é usada para testar autocorrelação de primeira ordem. Quando não há autocorrelação, a estatística do teste Durbin Watson,  $d$ , é aproximadamente 2. Quanto mais próximo de 2 for a estatística, maiores são os indícios de

<sup>9</sup> Com exceção da Dummy de Junho de 1994, que está muito próxima do valor crítico.

<sup>10</sup> O output da regressão se encontra no apêndice.

não haver autocorrelação nos resíduos. O inverso vale para valores distantes de 2. Como depende das observações das variáveis explicativas do modelo, não existe uma tabela com os valores críticos.<sup>11</sup>

O valor de Durbin-Watson encontrado foi aproximadamente 1,84, que é bastante próximo de 2, indicando provável ausência de autocorrelação.

Outro teste utilizado com o mesmo propósito é o Breusch-Godfrey LM. A estatística do teste é calculada pela multiplicação do número de observações pelo  $R^2$ , que tem uma distribuição  $\chi^2(p)$ , onde  $p$  é o número de defasagens. A hipótese nula é a de que não há correlação. Este teste só pode ser realizado em regressões estimadas por Mínimos Quadrados. O resultado do teste encontra-se é o seguinte:

Tabela 4: Teste de Correlação dos resíduos (comercial)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.959528	Probability	0.145903
Obs*R-squared	4.096975	Probability	0.128930

Como o p-valor da estatística é razoavelmente alto, não há correlação nos resíduos.

O próximo passo foi testar a heterocedasticidade dos resíduos. Há na verdade várias formas de detectá-la. Uma delas pode ser através da inspeção visual. Neste caso, plota-se um gráfico dos resíduos contra a variável explicativa a qual pode existir uma relação. Se os resíduos aparentam ter variâncias constantes para qualquer valor da variável, pode-se desconfiar da presença de homocedasticidade.

Outra forma é através do teste de Goldfeld-Quandt, onde as observações da variável que possa ter relação com os resíduos são ordenadas e omite-se algumas observações centrais. Roda-se regressões para cada grupo e observa-se a soma total dos resíduos de cada uma. A relação entre elas é uma estatística F, e deve ter valor próximo de um.

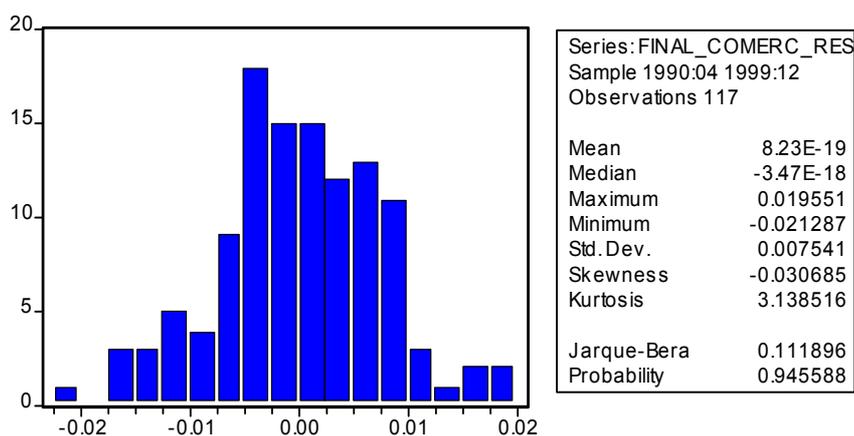
<sup>11</sup> Olhar Griffiths, Hill e Judge em “Learning and Practicing Econometrics”.

Mas o mais utilizado é o teste de White, já que ele não exige normalidade dos erros. Ele examina se a variância dos erros é afetada por qualquer uma das variáveis independentes, por seus valores ao quadrado ou ainda por seus produtos cruzados. Calcula-se o  $R^2$  da regressão que inclui estes termos (regressão auxiliar). A estatística do teste é calculada pela multiplicação deste  $R^2$  pelo número de observações e tem distribuição  $\chi^2(k)$ , onde  $k$  é o número de regressores da regressão auxiliar. A não rejeição da hipótese nula significa que os erros são homocedásticos, independentes dos regressores e que a especificação linear do modelo está correta.

Aqui, foi utilizado o teste de White sem os produtos cruzados. O valor observado da estatística foi 9,13. Como o valor crítico da  $\chi^2(11)$  é 19,67 ao nível de 5%, aceita-se a hipótese nula de homocedasticidade<sup>12</sup>.

O último teste realizado nos resíduos foi o de normalidade, Jarque-Bera. É fundamental que os resíduos sejam normais para que se possam realizar os testes de hipótese. A distribuição dos erros da regressão encontram-se na próxima página.

Gráfico 8: Teste Jarque-Bera (Demanda Comercial)



Como o valor-p encontrado é razoavelmente alto, a hipótese nula de normalidade não é rejeitada.

<sup>12</sup> O teste realizado no E-Views encontra-se no Apêndice.

O último teste realizado foi o de Chow, para quebra estrutural, que poderia ter sido causada pela implementação do Plano Real em Julho de 1994. Para isto foi criada uma dummy que assumiu valores nulos para o período anterior ao plano e um para o posterior. Apesar da dummy parecer significativa a sua inclusão no modelo gerou grandes mudanças nos parâmetros das outras variáveis, fazendo com que algumas delas assumisse valores opostos aos esperados.

Visto isso pode-se adotar o modelo para calcular o aumento de tarifa necessário para reduzir o consumo em 20%, utilizando os valores obtidos na regressão do consumo comercial.

A regressão estimada equivale a :

$$C_t = 0,007 + 0,579 * C_{t-1} + 0,258 * C_{t-2} + 0,163 * C_{t-3} - 0,05 * T_{t-2} + 0,05 * T_{t-3} + 0,367 * PIB_{t-1} - 0,367 * PIB_{t-2} + 0,026 * DUMMY946 + 0,045 * DUMMY934.^{13}$$

Para realizar esta regressão foram utilizados dados de 1990 a 1999. Dados os valores de todos os regressores, a previsão para Janeiro de 2000 é 8,2378.

Tabela 5: Previsão Comercial para 2000 01

T	Ct	Ct-1	Ct-2	Ct-3	Tt-2	Tt-3	PIBt-1	PIBt-2
2000 01	8,2378	8,2292	8,2115	8,1873	-0,301	-0,277	4,868	4,836

Utilizando a equação estimada chega-se ao consumo em Janeiro de 2000 de 8,2378. Para reduzi-lo em 20% é preciso encontrar uma tarifa em Novembro de 1999 que gere um consumo equivalente a  $8,2378 - 0.2$ . Como as séries estão em logaritmo, a própria diferença equivale aproximadamente à variação percentual.

Neste caso um aumento de **400%** na tarifa, de  $-0,3013$  para  $3,7$ , em Novembro gera uma redução de 20% no consumo, passando de 8,2378 para 8,0377.

---

<sup>13</sup> Ct é corresponde ao logaritmo neperiano (ln) do consumo comercial dessazonalizado em t, Tt-2 ao ln da tarifa comercial em t-2 e PIBt-2 ao ln do PIB dessazonalizado.

Para montar o intervalo de confiança deve-se proceder da seguinte forma:

$$C_{\text{estimado}} - t_{\alpha/2} (\delta^2 x' (X'X)^{-1} x)^{1/2} \leq E(C/ x) \leq C_{\text{estimado}} + t_{\alpha/2} (\delta^2 x' (X'X)^{-1} x)^{1/2}$$

C é o ln consumo comercial dessazonalizado;

X'X corresponde a matriz com os regressores;

X é o vetor que contém os valores dados das variáveis X

$\delta^2$  é a variância do erro;

t é o valor da estatística t a  $\alpha/2$  %.

X é uma matriz 117 x 8, onde a primeira coluna equivale ao consumo em Março de 1990 até Novembro de 1999. A Segunda ao de Fevereiro de 1990 a Outubro de 1999 e assim por diante, de acordo com os regressores e a ordem de defasagem. Esta matriz foi montada e calculada no MATLAB<sup>14</sup>. O inverso da multiplicação da transposta desta matriz ela própria matriz, X'X, assume valor igual a 0,0123.

A variância do erro é calculada a partir do somatório dos resíduos da estimação que é dividido pelo número de observações menos o número de parâmetros estimados. O resultado foi 0,0003.

Usaremos um intervalo de confiança de 95%. Substituindo os valores ficamos com:

$$7,8221 \leq E(C/ x) \leq 8,2533$$

O intervalo previsto para o consumo para Janeiro de 2000, após a variação na tarifa é:

$$2495,14 \leq E(C/ x) \leq 3840,28$$

Existe porém um problema de especificação neste modelo. Como as variáveis em diferença, uma aumento da tarifa em Novembro reduz o consumo em Janeiro, mas aumenta em Fevereiro. Seria necessário portanto promover um novo aumento na tarifa de Dezembro em relação ao seu valor original. Sem este, o ln do consumo seria 8,2926, que é

---

<sup>14</sup> MATLAB versão 6.0

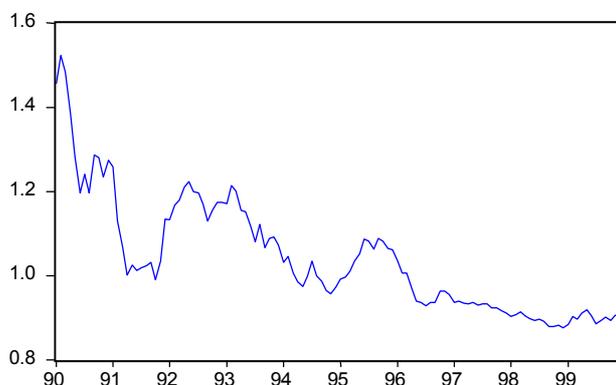
maior do que no caso onde não há variação na tarifa. Para reduzi-lo em 20%, mais uma vez é necessário aumentar a tarifa em Dezembro em **339%** (de  $-0,117$  para  $3,7$ ).

## VII – ESTIMAÇÃO DA DEMANDA INDUSTRIAL

Apesar de representar a maior fatia da demanda total de energia, o setor industrial apresenta as menores taxas de crescimento de consumo nos anos 90. A reestruturação do parque industrial, ausência de importante expansão na indústria de eletrointensivos e o incremento da autoprodução de energia podem justificar o modesto crescimento, além das próprias medidas de racionamento adotadas pelas empresas antes mesmo do problema da energia.

Um outro fator que pode ser determinante é o nível de preços dos equipamentos e máquinas industriais utilizados no processo de produção. Antes dos anos 90, devido às restrições de importações, os preços no mercado doméstico eram bem mais elevados. Com a abertura comercial houve uma redução nos preços, como podemos observar abaixo.

Gráfico 9: Índice de Preços de Máquinas e Equipamentos Industriais



Fonte: Fundação Getúlio Vargas

Assim como a produção industrial apresenta sazonalidade, a demanda por energia neste setor também apresenta, já que em períodos de maior produção, o consumo também é significativamente maior. É portanto imprescindível a utilização da série dessazonalida para a estimação.

Para a estimação da demanda industrial serão utilizadas as séries de consumo, tarifa, índice de preços de máquinas e equipamentos industriais, que chamaremos de IPA para simplificar (série da FGV ) e série de PIB mensal publicada pelo IPEADATA.

Com exceção da série de tarifa industrial, nenhuma série é estacionária. O consumo, o PIB e o IPA são integrados de primeira ordem. Como as séries não tem a mesma ordem de integração não pode-se testar cointegração. Só seria possível se, além das séries de consumo, IPA e PIB, a tarifa também fosse integrada de primeira ordem.

Tabela 6 :Teste de Estacionariedade (ADF) das séries em nível

Séries	Valores Observados	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Consumo Industrial	-3,0567	-4,0414	-3,4497	-3,1499
Tarifa Industrial	-3,6334	-3,4880	-2,8865	-2,5799
Preços Máq e Equip.	-3,1582	-4,0400	-3,4491	-3,1495
PIB	-2,8155	-4,0400	-3,4491	-3,1495

Tabela 7: Teste de Estacionariedade (ADF) das séries em primeira diferença:

Séries	Valores Observados	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
D(Consumo Industrial)	-7,1838	-4,0407	-3,4494	-3,1497
D(Preços Máq e Equip.)	-6,2159	-4,0407	-3,4494	-3,1497
D(PIB)	-6,2693	-4,0407	-3,4494	-3,1497

Ou seja, deve-se trabalhar com as séries em diferença como no caso anterior, e no caso da tarifa, em nível. Não há uma relação de longo prazo entre as variáveis utilizadas no modelo. De fato este resultado é bastante previsível uma vez que no longo prazo existe expectativas quanto a novos tipos de geração de energia, que não apenas a elétrica. Há vários outros fatores que podem também ser decisivos na demanda de longo prazo.

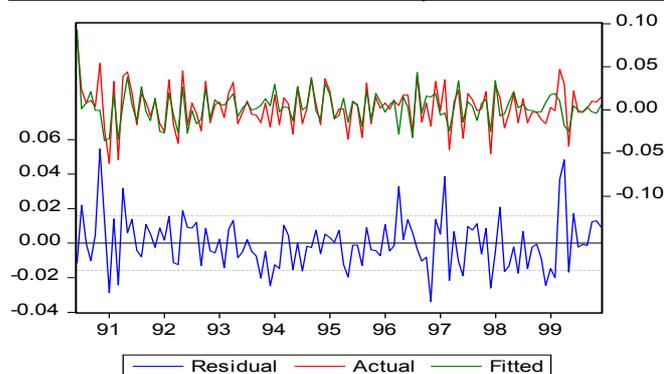
Utilizando o mesmo método de estimação usado no caso da demanda comercial encontra-se o seguinte resultado para o caso da demanda industrial:

$$D(\text{CONS\_INDUSTRIAL}) = -0.019 - 0.632*D(\text{CONS\_INDUSTRIAL}(-1)) - 0.39*D(\text{CONS\_INDUSTRIAL}(-2)) - 0.272*D(\text{CONS\_INDUSTRIAL}(-3)) - 0.023*TAR\_INDUSTRIAL(-1) - 0.085*D(\text{IPA\_EQUIP\_IND}(-4)) + 0.76*D(\text{PIB}(-1)) + 0.377*D(\text{PIB}(-2)) + 0.275*D(\text{PIB}(-3)) + 0.219*D(\text{PIB}(-4))^{15}$$

Esta regressão gera uma série de resíduos estacionária, a estatística Durbin-Watson é 2,06, que como vimos anteriormente, por ser bastante próxima de 2, indica estacionariedade da série. Além da avaliação visual, o teste de raiz unitária confirma o resultado, já que o valor a estatística do teste Dickey-Fuller Aumentado(ADF) foi - 4,56, quando o valor crítico ao nível de 1% é -3,49.

No próximo gráfico, além dos resíduos, é possível observar a série de consumo estimada pela regressão acima, que apresenta  $R^2$  igual a 0,6, e concluir que ela é bastante eficiente.

Gráfico 10: Resíduos da Estimação da Demanda Industrial



<sup>15</sup> Output da regressão encontra-se no Apêndice.

Os testes de heterocedasticidade e autocorrelação nos resíduos também nos garantem as propriedades desejáveis de variância constante, ou homocedasticidade, e ausência de autocorrelação nos resíduos, enquanto que o de normalidade, Jarque-Bera deixa a desejar.

Como o Plano Real gerou grandes mudanças para a Economia Brasileira, valia a pena realizar um teste de quebra estrutural da série de consumo industrial, mas não houve resultados significantes.

A partir da regressão estimada chegamos a:

$$C_t = -0,019 + 0,368*C_{t-1} + 0,242*C_{t-2} + 0,118*C_{t-3} + 0,272*C_{t-4} - 0,023*T_{t-1} - 0,085*IPAt_{t-4} + 0,085*IPAt_{t-5} + 0,76*PIB_{t-1} - 0,383*PIB_{t-2} - 0,102*PIB_{t-3} - 0,056*PIB_{t-4} - 0,219*PIB_{t-5}$$

Para estimar o Consumo Industrial em período t, precisamos dos regressores da equação acima que é dado por:

Tabela 8: Prvisão Industrial para de 2000.

Previsão	Ct <sub>1</sub>	Ct <sub>2</sub>	Ct <sub>3</sub>	Ct <sub>4</sub>	Tt <sub>1</sub>	IPAt <sub>4</sub>	IPAt <sub>5</sub>	PIB <sub>t-1</sub>	PIB <sub>t-2</sub>	PIB <sub>t-3</sub>	PIB <sub>t-4</sub>	PIB <sub>t-5</sub>	
2000 01	9,296	9,28	9,26	9,26	9,25	-0,97	0,90	0,89	4,87	4,84	4,82	4,82	4,83

De acordo com a regressão, o valor esperado do ln do consumo industrial em Janeiro de 2000 é 9,2955. Ou seja, o consumo esperado de 10888,91.

Apesar os resíduos não serem distribuídos normalmente é possível montar o teste de hipótese em função já que o grau de liberdade é bastante elevado.

Para achar o intervalo de confiança deve-se fazer o mesmo que no caso da demanda comercial:  $C_{\text{estimado}} - t_{\alpha/2} (\delta^2 x'(X'X)^{-1}x)^{1/2} \leq E(C_t/x) \leq C_{\text{estimado}} + t_{\alpha/2} (\delta^2 x'(X'X)^{-1}x)^{1/2}$

$$\delta^2 = 0,0002$$

$$x'(X'X)^{-1}x = 0,0878$$

O intervalo de 95% de confiança é:  $9,286 \leq E(Ct/ x) \leq 9,386$

Ou seja, o consumo deveria estar entre 10785 e 10888’.

Para calcular a variação na tarifa para reduzir o consumo em 20% deve-se proceder da mesma forma que no caso anterior. Ou seja, o consumo de passar de 9,296 para 9,096. Para isso a tarifa varia 867%, passando de -0,97 para 7,702.

Tabela 9: Previsão Industrial para Janeiro de 2000 com Variação Tarifária em 1999 12

Previsão		Ct <sub>1</sub>	Ct <sub>2</sub>	Ct <sub>3</sub>	Ct <sub>4</sub>	Tt <sub>1</sub>	IPAt <sub>4</sub>	IPAt <sub>5</sub>	PIB <sub>t-1</sub>	PIB <sub>t-2</sub>	PIB <sub>t-3</sub>	PIB <sub>t-4</sub>	PIB <sub>t-5</sub>
2000 01	9,096	9,28	9,26	9,26	9,25	7,702	0,90	0,89	4,87	4,84	4,82	4,82	4,83

Para prever a redução para Junho de 2001 fica muito mais complicado. Como não temos informações a respeito do consumo mensal e das tarifas médias nos meses de 2001, as previsões para o final deste mesmo ano ficam distorcidas.

O melhor que pode-se fazer é utilizar os dados disponíveis e considerar como constantes os outros. Neste caso, para estimar o consumo em junho, mês que o racionamento entrou em vigor, será considerado o consumo referente aos meses do ano anterior, ou seja, Fevereiro, Março, Abril e Maio de 2000. No caso do PIB e Índice de preços de máquinas e equipamentos industriais (IPA) o mesmo será feito, logo os valores utilizados serão correspondentes aos meses de Janeiro, Fevereiro, Março, Abril e Maio de 2000 e Janeiro e Fevereiro de 2001 respectivamente. Já a tarifa utilizada na previsão será aquela verificada em Dezembro de 1999, já que é a última informação que disponível.

Na realidade existem vários valores de tarifas médias publicadas. Mas como em nenhuma delas está explicitada a fórmula de cálculo, haveria o risco de usar, na previsão, uma tarifa calculada de outra forma que não da utilizada na série de 1990 a 1999.

Neste caso, a previsão para Junho de 2001 é 9,323, que corresponde 11192,51.

Tabela 10: Previsão do Consumo Industrial para Junho de 2001.

Previsão		Ct <sub>1</sub>	Ct <sub>2</sub>	Ct <sub>3</sub>	Ct <sub>4</sub>	Tt <sub>1</sub>	IPAt <sub>4</sub>	IPAt <sub>5</sub>	PIBt <sub>1</sub>	PIBt <sub>2</sub>	PIBt <sub>3</sub>	PIBt <sub>4</sub>	PIBt <sub>5</sub>
2001 06	9,323	9,29	9,33	9,29	9,2	-0,97	0,882	0,881	4,88	4,86	4,87	4,81	4,78
2001 06	9,123	9,29	9,33	9,29	9,24	7,73	0,88	0,88	4,88	4,86	4,87	4,81	4,78

O objetivo desta previsão é justamente calcular a variação necessária na tarifa para reduzir o consumo previsto em 20%, ou seja, passar de 11192,51 para 8954,01.

Pela tabela acima pode-se notar que no primeiro caso, a tarifa equivale a de Dezembro de 1999, por falta de dados. A redução do consumo previsto para Junho de 2001, exige uma redução na tarifa de Maio de  $7,73 - (-0,97) = 870\%$ .

Vale a pena lembrar que o fato de utilizar dados de períodos anteriores pode gerar distorções nos resultados.

Nas duas tentativas, a regressão nos diz que o aumento na tarifa deve ser de aproximadamente **870%** em um período para o que o consumo industrial possa ser reduzido em 20% no período subsequente.

Apesar de ser uma variação bastante distinta daquela proposta no Plano de Racionamento, ela mostra que dentre os três setores, o industrial apresenta menor elasticidade, ou seja, a tarifa deve sofrer uma mudança maior aqui do que nos outros setores.

## VIII – ESTIMAÇÃO DA DEMANDA RESIDENCIAL

O consumo residencial, a priori, parece apresentar maior elasticidade dentre os três. Este setor representa 27% do consumo total até 1999. Apesar de ter crescido bastante, o Brasil ainda apresenta uma das menores taxas de consumo por habitante refletindo a existência de um grande potencial de crescimento em algumas regiões do Brasil

A demanda de energia elétrica residencial vem em grande parte da utilização de eletrodomésticos. Dentre os equipamentos domésticos, os mais influentes são aqueles que utilizam energia por um período mais longo. Apesar de ter passado por grandes transformações tecnológicas que geraram a redução do consumo energético dos aparelhos, eles continuam tendo grande importância por ainda representarem altos níveis de consumo.

Portanto, uma série que poderia ser utilizada na estimação é o estoque de eletrodomésticos, mas não existe uma série com estes dados para o início dos anos 90<sup>16</sup>.

Um outro importante fator de consumo elétrico no Brasil é o aquecimento de água para banho que, segundo a Procel, corresponde a 6% de todo o consumo nacional de energia elétrica. De acordo com dados da Eletrobrás, em 1988, haviam em todo o país mais de 17 milhões de chuveiros, atingindo mais de 70% das residências.

O consumo residencial tem características tão específicas que implicam em diferenças entre o comportamento da elasticidade da demanda no curto e no longo prazo. O curto prazo se refere ao comportamento que também será refletido pelo estoque de aparelhos já

---

<sup>16</sup> O IPEA dispõe de algumas séries a partir de 1994.

existentes. Por exemplo, um aumento nas tarifas pode gerar uma redução no número de horas de funcionamento de ar condicionado. No longo prazo este “estoque” não é dado. Então esse aumento pode acabar inibindo a compra de aparelhos no futuro.

A preocupação aqui é justamente o comportamento da demanda no curto prazo, já que o racionamento exige uma redução imediata, ou seja, o estoque é “dado”.

É importante destacar que a elasticidade pode ainda diferir entre classes sociais diferentes. No caso de uma residência de classe alta, uma variação nos preços pode gerar pequeno impacto no consumo enquanto o inverso ocorre em classe baixa. Para diferenciar este efeito poderíamos utilizar uma dummy para classe social, mas mais uma vez esta informação não está disponível. Aqui, portanto, a elasticidade encontrada será uma média de todas as classes.

A proxy para a renda média será a série de Produto Industrial Bruto que reflete o nível de atividade da Economia. Quando o PIB apresenta um alto valor se comparado a períodos defasados, pode-se concluir que a mercado trabalhista encontra-se aquecido, e portanto os salários tendem a se valorizar.

A tarifa residencial também apresenta diferenças em regiões distintas. No entanto, a série de tarifas usada no modelo é a tarifa média, que foi deflacionada pelo IGP-DI da FGV.<sup>17</sup> Uma dummy foi utilizada para corrigir uma observação do consumo, ocorrida em Maio de 1995, que pode ser considerado um outlier (observar no gráfico da série).

Dadas as séries utilizadas no modelo, a regressão estimada foi:

$$D(\text{CONS\_RESIDENCISA}) = 0.012 - 0.675 * D(\text{CONS\_RESIDENCISA}(-1)) - 0.403 * D(\text{CONS\_RESIDENCISA}(-2)) - 0.219 * D(\text{CONS\_RESIDENCISA}(-3)) - 0.052 * D(\text{TAR\_RESIDENCIAL}(-2)) + 0.23 * D(\text{PIBSA}(-1)) - 0.203 * \text{DUMMY995}.^{18}$$

<sup>17</sup> A mesma série foi deflacionada pelo IPCA mas os resultados finais foram idênticos nos dois casos.

<sup>18</sup> O output da regressão encontra-se no Apêndice.

Nesta regressão os resíduos são descorrelatados e homocedásticos<sup>19</sup> no entanto não são normais. A partir da regressão acima obteve-se a seguinte:

$$C_t = 0,012 + 0,325*C_{t-1} + 0,272*C_{t-2} + 0,187*C_{t-3} + 0,216*C_{t-4} - 0,052*T_{t-2} + 0,052*T_{t-3} + 0,23*PIB_{t-1} - 0,23*PIB_{t-2} - 0,203*DUMMY995$$

Como sabe-se os valores dos regressores, pode-se estimar o valor do logaritmo do consumo no período seguinte, que é Janeiro de 2000:

Tabela 11: Previsão Residencial para Janeiro de 2000 sem variação tarifária.

T	Ct	Ct-1	Ct-2	Ct-3	Ct-4	Tt-2	Tt-3	PIBt-1	PIBt-2
2000 01	8,8431	8,8300	8,8160	8,8090	8,8310	-0,1740	-0,1507	4,8680	4,8360

Ocorre no consumo residencial o mesmo que ocorreu com o consumo comercial: um aumento da tarifa em Novembro gera uma redução no consumo de Dezembro, mas por outro lado aumenta em Fevereiro, dado que o coeficiente que multiplica a tarifa de três períodos anteriores é positivo.

Com a tarifa constante em Novembro de 1999, o ln do consumo em Fevereiro é 8,6950. Quando a tarifa aumenta **384%**, o consumo em Janeiro cai 20%, mas em Fevereiro sobe . Para reestabelecer a redução de 20% em Fevereiro, deve-se reduzir a tarifa de Dezembro em **270%**.

Tabela 12: Previsão Residencial para Fevereiro de 2000.

T	Ct	Ct-1	Ct-2	Ct-3	Ct-4	Tt-2	Tt-3	PIBt-1	PIBt-2
2000 01	8,8431	8,8300	8,8160	8,8090	8,8310	-0,1740	-0,1507	4,8680	4,836
2000 02	8,6950	8,8431	8,8300	8,8160	8,8310	-0,1763	-0,1740	4,78489	4,824
2000 02	8,8299	8,6432	8,8300	8,8160	8,8310	2,5150	3,6700	4,784894	4,82401

---

<sup>19</sup> Breusch-Godfrey e White foram usados os testes utilizados para testar autocorrelação e heterocedasticidade.

## IX – CONCLUSÕES

Todos os resultados obtidos nas regressões acima levam a crer que as variações tarifárias necessárias para reduzir o consumo em 20% são bastante elevadas e longe daquelas praticadas pelo Governo durante a crise. Uma política baseada apenas no fator preço seria totalmente inadequada já que estes teriam que sofrer uma grande variação. De fato, o Governo precisou utilizar vários artifícios para alcançar tal redução, como restrições quantitativas, incentivos através de bônus e ameaças de cortes de energia.

Há na verdade vários fatores que não foram levados em conta no processo de montagem dos modelos, a começar pela provável quebra estrutural que a crise pode ter gerado na demanda. Esta quebra não pôde ser verificada em função da própria limitação de dados disponíveis, que impediu uma análise da dinâmica do consumo nos anos de 2000 e início de 2001.

Como dito anteriormente, o consumo e principalmente as tarifas passaram por mudanças estruturais que podem ter gerado alterações na relação preço demanda. Se os resultados estiverem corretos para o período analisado, pode-se concluir que após quase dois anos, de 1999 a 2001, a demanda tornou-se mais elástica. Ou seja, no período estimado, os consumidores de modo geral eram muito menos sensíveis a variações nos preços da energia do que após o início do Racionamento. No trabalho realizado por Andrade e Lobão(1997), utilizando dados anuais de 1967 a 1995 chegou-se a mesma conclusão: a elasticidade preço demanda para o setor residencial estimada foi de  $-0,0648$ . Já Modiano(1984) encontrou elasticidades maiores:  $-0,118$  e  $-0,4027$  para o curto e longo prazo respectivamente. No entanto, segundo Lobão e Andrade, o autor não ficara satisfeito com estes resultados.

É verdade que hoje, a ameaça de cortes de energia e a própria campanha promovida pelo Governo é um importante fator que pode gerar uma maior resposta dos consumidores. Fatores como estes poderiam ser importantes variáveis a serem adicionadas ao modelo.

A relação entre o consumo e as previsões otimistas do mercado também pode ser facilmente verificada, já que, assim que foi anunciada a redução das metas previstas a partir de Dezembro de 2001, e a própria abundância de chuvas ocorridas durante o período intermediário ao racionamento, provocou uma elevação quase que imediata nos níveis de consumo, mesmo mantendo as taxas constantes em relação ao período anterior. Outro fator verificado após este anúncio foi a imediata elevação das vendas de aparelhos domésticos, principalmente ventiladores. Isso prova, que realmente uma política exclusiva de preços não seria eficiente.

Em relação aos resultados obtidos pode-se chegar a algumas conclusões:

O setor industrial exige um aumento tarifário bem mais elevado para a reduzir o consumo no curto prazo se comparado aos setores comercial e residencial.

Como grande parte das empresas já utilizam energia de forma eficiente, já que ela consiste em um dos mais importantes custos de produção, a imposição de sua redução imediata se torna uma tarefa muito difícil.

Como a possibilidade de substituição deste importante insumo industrial é demorada e geralmente demanda um planejamento prévio, é quase que impossível reduzir o consumo energético sem reduzir a produção. Esta queda na produção das indústrias gera uma perda de receita que deve ser comparada com os “ganhos”<sup>20</sup> da redução dos custos incorridos em eletricidade.

Em função disso, a indústria apresenta menor elasticidade em relação aos preços no curto prazo.

---

<sup>20</sup> Na verdade, no caso do racionamento, a redução do consumo é imposto de tal forma que a indústria ao invés de reduzir seus custos, deixa de incorrer em aumentos gerados pelas multas ou até por cortes de luz.

Este resultado pode não se estender para o longo prazo já que as chances de geração própria de energia e até mesmo a tendência competitiva do mercado de energia pode indicar uma elasticidade menor no futuro.

Apesar dos setores comercial e residencial apresentarem maior elasticidade, elas são ainda relativamente baixas.

É importante lembrar que após o problema energético, os consumidores passaram a dar maior importância aos valores das tarifas já que eles se tornaram o centro das atenções em função das multas exercidas. Até então não havia grandes preocupações com níveis tarifários. Além disso os consumidores tornaram-se mais conscientes em relação aos gastos que cada eletrodoméstico gera, aprendendo a utilizá-los de forma eficiente, ou até substituí-los em alguns casos. Este aprendizado pode também ter um efeito sobre a elasticidade no longo prazo

Desta forma, o modelo montado neste trabalho pode não ter grande poder de explicação em um momento de profunda mudança estrutural. Seria necessário portanto adicionar variáveis que captassem mudanças deste tipo para que as previsões fossem mais próximas da realidade. Mas ainda assim, através dele foi possível chegar a alguns resultados importantes e bastante críveis.

## X - APÊNDICE

Nota 10 : Estimação da Demanda Comercial

Dependent Variable: D(CONS\_COMERCIALSA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:04 1999:12

Included observations: 117 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007016	0.001855	3.782140	0.0003
D(CONS_COMERCIALSA(-1))	-0.421124	0.082799	-5.086083	0.0000
D(CONS_COMERCIALSA(-2))	-0.163101	0.083257	-1.959001	0.0526
D(TAR_COMERCIAL(-2))	-0.049590	0.027748	-1.787177	0.0767
D(PIBSA(-1))	0.367100	0.081342	4.513047	0.0000
DUMMY934	0.044676	0.018186	2.456643	0.0156
DUMMY946	0.026028	0.018207	1.429565	0.1557
R-squared	0.419999	Mean dependent var		0.005137
Adjusted R-squared	0.388362	S.D. dependent var		0.022820
S.E. of regression	0.017847	Akaike info criterion		-5.156000
Sum squared resid	0.035037	Schwarz criterion		-4.990742
Log likelihood	308.6260	F-statistic		13.27579
Durbin-Watson stat	1.839526	Prob(F-statistic)		0.000000

## Nota 12: Teste de White

## White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.896950	Probability	0.538768
Obs*R-squared	9.127916	Probability	0.520008

## Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Sample: 1990:04 1999:12

Included observations: 117

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000255	5.59E-05	4.564778	0.0000
D(CONS_COMERCIALSA(-1))	0.001944	0.002215	0.877653	0.3821
(D(CONS_COMERCIALSA(-1)))^2	0.067338	0.045945	1.465607	0.1457
D(CONS_COMERCIALSA(-2))	0.000257	0.002182	0.117567	0.9066
(D(CONS_COMERCIALSA(-2)))^2	-0.022400	0.045567	-0.491580	0.6240
D(TAR_COMERCIAL(-2))	-0.000157	0.000763	-0.205575	0.8375
(D(TAR_COMERCIAL(-2)))^2	0.006601	0.005624	1.173757	0.2431
D(PIBSA(-1))	0.001535	0.002112	0.726636	0.4691
(D(PIBSA(-1)))^2	-0.028319	0.046970	-0.602912	0.5479
DUMMY934	-0.000353	0.000451	-0.782740	0.4355
DUMMY946	-0.000266	0.000453	-0.586662	0.5587
R-squared	0.078016	Mean dependent var		0.000299
Adjusted R-squared	-0.008963	S.D. dependent var		0.000439
S.E. of regression	0.000441	Akaike info criterion		-12.52703
Sum squared resid	2.06E-05	Schwarz criterion		-12.26734
Log likelihood	743.8313	F-statistic		0.896950
Durbin-Watson stat	1.878533	Prob(F-statistic)		0.538768

## Nota 15: Estimação da Demanda Industrial

Dependent Variable: D(CONS\_INDUSTRIASA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:06 1999:12

Included observations: 115 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019118	0.010970	-1.742655	0.0843
D(CONS_INDUSTRIASA(-1))	-0.631640	0.091973	-6.867678	0.0000
D(CONS_INDUSTRIASA(-2))	-0.390217	0.103569	-3.767694	0.0003
D(CONS_INDUSTRIASA(-3))	-0.271970	0.094245	-2.885766	0.0047
TAR_INDUSTRIAL(-1)	-0.023211	0.012335	-1.881774	0.0626
D(IPA_EQUIP_IND(-4))	-0.085431	0.051322	-1.664612	0.0990
D(PIBSA(-1))	0.759963	0.087991	8.636849	0.0000
D(PIBSA(-2))	0.376872	0.116099	3.246142	0.0016
D(PIBSA(-3))	0.274696	0.116609	2.355713	0.023
D(PIBSA(-4))	0.219252	0.104302	2.102086	0.0379
R-squared	0.597907	Mean dependent var		0.003191
Adjusted R-squared	0.563441	S.D. dependent var		0.023928
S.E. of regression	0.015810	Akaike info criterion		-5.373408
Sum squared resid	0.026245	Schwarz criterion		-5.134719
Log likelihood	318.9710	F-statistic		17.34815
Durbin-Watson stat	2.049070	Prob(F-statistic)		0.000000

## Nota 18: Estimação da Demanda Residencial:

Dependent Variable: D(CONS\_RESIDENCISA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1990:05 1999:12

Included observations: 116 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012333	0.001972	6.255335	0.0000
D(CONS_RESIDENCISA(-1))	-0.675098	0.065503	-10.30642	0.0000
D(CONS_RESIDENCISA(-2))	-0.403419	0.074944	-5.382943	0.0000
D(CONS_RESIDENCISA(-3))	-0.219342	0.064100	-3.421885	0.0009
D(TAR_RESIDENCIAL(-2))	-0.052302	0.023166	-2.257697	0.0260
D(PIBSA(-1))	0.229748	0.084198	2.728678	0.0074
DUMMY995	-0.203294	0.019352	-10.50523	0.0000
R-squared	0.706589	Mean dependent var		0.004603
Adjusted R-squared	0.690437	S.D. dependent var		0.034380
S.E. of regression	0.019129	Akaike info criterion		-5.016820
Sum squared resid	0.039883	Schwarz criterion		-4.850655
Log likelihood	297.9756	F-statistic		43.74866
Durbin-Watson stat	1.699545	Prob(F-statistic)		0.000000

## XI - BIBLIOGRAFIA UTILIZADA

Abreu, Marcelo (1997), “Procurement e Privatização dos serviços de eletricidade e telecomunicações no Brasil”

Akmal, Stern, (2001),”The Structure os Australian Residencial Energy Demand”, Department of Economics, Australian Nacional University.

Andrade e Lobão (1997), “Elasticidade-renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil”, Texto para discussão 489, IPEA

BNDES (1997), “Informe Infra-estrutura”, Área de Projetos de infra-estrutura N° 13

BNDES (1998), “A Expansão do Setor Elétrico 1998/2007”, Informe Infra-estrutura, Área de Projetos de infra-estrutura N° 25

BNDES (1999), “A Oferta de Energia Elétrica no Brasil”, Informe Infra-estrutura, Área de Projetos de infra-estrutura N° 37.

Cofederação Nacional da Indústria

ELETROBRÁS (2000), “Tarifas Médias do Mercado de Energia Elétrica”, Comitê Técnico para Estudos de Mercado.

Enders, Walter (1995), “Applied Econometric Time Series”, Wiley

## FGVDADOS

Giambiagi, Fabio (2001), “O cenário macroeconômico e as condições de oferta de energia elétrica no Brasil”, Texto para discussão 85, Departamento de Economia PUC-Rio

Griffiths, Hill e Judge, “Learning and practicing Econometrics”, Wiley.

Gujarati, Domador (1995), “Econometria Básica”, Makron Books

Halvorsen e Larsen (1999), “Factors determining the growth in residential electricity consumption”

Holtedahl, Joutz (2000), “Residencial Electricity Demand in Taiwan” Department of Economics, The George Washington University

## IPEADATA

Martins, Maria Paula (1999), “Inovação Tecnológica e Eficiência Energética”, Instituto de Economia, UFRJ

Melo, Henrique (1999) “Setor Elétrico Brasileiro Visão Política e Estratégica”, Escola Superior de Guerra

Milles, Pereyra, Rossi, (2000), “Income Elasticity os Enviromental Amenities”

Ministério de Minas e Energia

Motta (2001), “Eficiência e Equidade nos critérios e Instrumentos do Racionamento de Energia Elétrica” IPEA.

Nassif, Luís “A crise no modelo elétrico”. Folha de São Paulo, 30 de agosto de 2001

Procel

“Programa Emergencial de Redução de Consumo de Energia Elétrica”(2001), Departamento Engenharia de Energia e Automação Elétricas da Escola Politécnica da USP.

Werneck, Rogério (1997), “Privatização do Setor elétrico: especificidades do caso brasileiro”, Texto para discussão 373, Departamento de Economia PUC-Rio

Werneck, Rogério (2001), “A Alternativa ao Racionamento”.