

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 489

**ELASTICIDADE RENDA E PREÇO DA
DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGIA
ELÉTRICA NO BRASIL**

Thompson A. Andrade^{*}
Waldir J. A. Lobão^{**}

Rio de Janeiro, junho de 1997

^{*} Professor titular da Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ e pesquisador-visitante do IPEA.

^{**} Professor da Escola Nacional de Ciências Estatísticas do IBGE e da Universidade Santa Úrsula e bolsista ANPEC/PNPE na Diretoria de Pesquisa do IPEA.



O IPEA é uma fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento e Orçamento, cujas finalidades são: auxiliar o ministro na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

Presidente

Fernando Rezende

Diretoria

Claudio Monteiro Considera

Luís Fernando Tironi

Gustavo Maia Gomes

Mariano de Matos Macedo

Luiz Antonio de Souza Cordeiro

Murilo Lôbo

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação pelo Instituto, para informar profissionais especializados e colher sugestões.

ISSN 1415-4765

SERVIÇO EDITORIAL

Rio de Janeiro – RJ

Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 14º andar – CEP 20020-010

Telefax: (021) 220-5533

E-mail: editrj@ipea.gov.br

Brasília – DF

SBS Q. 1 Bl. J, Ed. BNDES – 10º andar – CEP 70076-900

Telefax: (061) 315-5314

E-mail: editbsb@ipea.gov.br

© IPEA, 1998

É permitida a reprodução deste texto, desde que obrigatoriamente citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são rigorosamente proibidas.

SUMÁRIO

RESUMO

ABSTRACT

| | |
|---|----|
| 1 - INTRODUÇÃO..... | 1 |
| 2 - ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DOS CONSUMOS TOTAL E RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA..... | 1 |
| 3 - ESTIMAÇÃO DA DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA | 6 |
| 4 - PREVISÃO PARA O CONSUMO RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA | 15 |
| 5 - OBSERVAÇÕES FINAIS..... | 18 |
| BIBLIOGRAFIA | 20 |

RESUMO

Este trabalho analisa a evolução do consumo residencial de energia elétrica no Brasil no período 1963/95, estima as elasticidades renda e preço desta demanda e usa o modelo econométrico estimado para fazer projeções das quantidades demandadas desta energia no período 1997/2005. Para atualizar as estimativas feitas para estas elasticidades, o modelo utilizado considera a influência sobre a demanda que a queda no preço real dos eletrodomésticos está tendo no aumento da posse destes equipamentos nas residências. O exercício de projeção objetiva não apenas quantificar os volumes demandados de eletricidade no futuro, mas também avaliar o efeito que políticas de recuperação do valor tarifário — seja para aumentar o potencial de rentabilidade das empresas do setor a serem privatizadas, seja para diminuir o crescimento da demanda desta energia — teriam sobre as quantidades demandadas.

ABSTRACT

This study analyzes the growth of the household consumption of electric energy in Brazil in the period 1963/95, estimates the income and price elasticities of its demand and makes projections for the quantities to be demanded in the period 1997/2005. The econometric model used to update these demand elasticities takes explicitly into account the indirect impact upon the demand for electricity of the observed fall the real prices of electrical household appliances have shown in the last two decades, allowing the expansion of this stock. The projection exercise aims not only to quantify the yearly volume demanded in the future, but also to assess the effect that pricing policies to recover the real value of the electricity tariffs — enforced either to induce better profits for the public utilities to be privatized, or to ration the quantities demanded by users — would have upon this demand.

1 - INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é o de analisar a evolução do consumo residencial de energia elétrica no Brasil no período 1963/95 e estimar a elasticidade renda e preço da sua demanda agregada. Este trabalho é, em certa medida, uma atualização de parte do estudo feito por Modiano (1984), o qual também estimou esses parâmetros usando as observações de consumo, de preço e de renda dos anos 1963 a 1981. Além de o conjunto de dados incorporar informações mais recentes, este trabalho aplica métodos econométricos mais eficientes para analisar a sensibilidade da função demanda residencial deste serviço de utilidade pública.

Os parâmetros estimados têm importância no planejamento energético na medida em que eles mostram como o conjunto de usuários do serviço reage às tarifas médias a eles cobradas, bem como qual o efeito que a variação do rendimento total das famílias tem sobre as quantidades consumidas neste serviço. Como tanto as tarifas médias, quanto a renda agregada dos usuários residenciais de energia elétrica passaram por significativas variações reais no período em análise, será possível isolar os efeitos que estas variações provocaram nas quantidades consumidas neste tipo de serviço e avaliar como o seu consumo se comportará no futuro próximo. Esse trabalho faz simulações para projetar o consumo residencial total de energia elétrica no período 1997/2005 com o objetivo de comparar os valores previstos pela Eletrobrás para aqueles anos com os obtidos com o modelo estimado, no pressuposto de que a demanda estimada contribui para uma melhor quantificação do consumo futuro.

Na Seção 2 deste trabalho é feita uma análise da evolução do consumo residencial e da tarifa média residencial de energia elétrica no período 1963/95. Na Seção 3 faz-se a estimação da demanda residencial de energia elétrica. Estima-se a função demanda por residência desta fonte de energia usando-se como uma das variáveis explicativas a tarifa média cobrada por este serviço.¹ Na Seção 4 são feitas as projeções e analisados os resultados obtidos. Finalmente, na Seção 5 são feitos alguns comentários finais sobre os resultados do trabalho.

2 - ANÁLISE DA EVOLUÇÃO DOS CONSUMOS TOTAL E RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA

O consumo total de energia elétrica no Brasil cresceu em média à taxa anual de 7,8% nas últimas três décadas. A quantidade consumida passou de cerca de 23 mil Gwh em 1963 para quase 250 mil Gwh em 1995. A participação mais importante nesse consumo é do a setor industrial, correspondendo aproximadamente à metade da quantidade total consumida dessa fonte de energia. O segundo

¹Ver em Andrade *et alii* (1995) as especificidades a serem levadas em conta para se estimar adequadamente a função demanda de uma residência quando a estrutura tarifária do serviço, como no caso da energia elétrica, tem tarifas marginais que variam segundo blocos de consumo. Na presente estimação foi usada a tarifa média como **proxy** e não as tarifas marginais porque essa informação não é disponível.

setor em ordem de importância é o residencial, responsável atualmente por 1/4 do consumo total. Os setores comercial e outros quase que dividem igualmente o restante da quantidade consumida. A Tabela 1 registra as quantidades consumidas de eletricidade no período 1963/95.

Tabela 1
Brasil: consumo total de energia elétrica — 1963/95

(Em Gwh)

| Ano | Total | Industrial | Residencial | Comercial | Outros | Residencial/ Total (%) |
|------|--------|------------|-------------|-----------|--------|------------------------------|
| 1963 | 22618 | 11555 | 4843 | 3051 | 3169 | 21,41 |
| 1964 | 23521 | 11958 | 5123 | 3126 | 3314 | 21,78 |
| 1965 | 24268 | 12108 | 5320 | 3372 | 3468 | 21,92 |
| 1966 | 26494 | 13597 | 5739 | 3570 | 3588 | 21,66 |
| 1967 | 27988 | 13861 | 6327 | 3824 | 3976 | 22,61 |
| 1968 | 31399 | 16116 | 7070 | 4325 | 3888 | 22,52 |
| 1969 | 34514 | 17266 | 7763 | 4778 | 4707 | 22,49 |
| 1970 | 38152 | 19535 | 8365 | 5158 | 5094 | 21,93 |
| 1971 | 44846 | 22302 | 9228 | 5679 | 7637 | 20,58 |
| 1972 | 49839 | 25307 | 9932 | 6396 | 8204 | 19,93 |
| 1973 | 54928 | 29514 | 10943 | 7237 | 7234 | 19,92 |
| 1974 | 61630 | 33536 | 12020 | 8117 | 7957 | 19,50 |
| 1975 | 68180 | 36949 | 13210 | 8987 | 9034 | 19,38 |
| 1976 | 77572 | 42690 | 14877 | 9911 | 10094 | 19,18 |
| 1977 | 86985 | 48184 | 17133 | 10534 | 11134 | 19,70 |
| 1978 | 97186 | 54525 | 18946 | 11389 | 12326 | 19,49 |
| 1979 | 108928 | 61836 | 21020 | 12560 | 13512 | 19,30 |
| 1980 | 120748 | 68662 | 23263 | 13804 | 15019 | 19,27 |
| 1981 | 124017 | 68079 | 25052 | 14485 | 16401 | 20,20 |
| 1982 | 131333 | 70833 | 27071 | 15485 | 17944 | 20,61 |
| 1983 | 143390 | 75536 | 29736 | 16741 | 21377 | 20,74 |
| 1984 | 159144 | 87189 | 30926 | 17683 | 23346 | 19,43 |
| 1985 | 163808 | 89508 | 32681 | 18467 | 23152 | 19,95 |
| 1986 | 177236 | 97155 | 35792 | 19611 | 24678 | 20,19 |
| 1987 | 181950 | 97376 | 38407 | 20472 | 25695 | 21,11 |
| 1988 | 192736 | 103636 | 40564 | 21354 | 27182 | 21,05 |
| 1989 | 201471 | 107194 | 43718 | 22377 | 28182 | 21,70 |
| 1990 | 205309 | 104422 | 48053 | 23814 | 29020 | 23,41 |
| 1991 | 214429 | 107622 | 51109 | 24961 | 30737 | 23,83 |
| 1992 | 218425 | 108882 | 51865 | 25938 | 31740 | 23,74 |
| 1993 | 227121 | 113422 | 53629 | 27403 | 32667 | 23,61 |
| 1994 | 235420 | 116571 | 55955 | 28879 | 34015 | 23,77 |
| 1995 | 249857 | 117964 | 63522 | 32142 | 36229 | 25,42 |

Fontes: Eletrobrás e Ministério das Minas e Energia.

Notas: 1995, **Boletim do Siese**; 1985 a 1994, **Relatório Anual 1994**; 1970 a 1984, **Balço Energético Nacional 1986**; 1963 a 1969, [Modiano (1984)]; a coluna Outros foi obtida pela diferença [Total - (Industrial + Residencial + Comercial)].

O consumo residencial total de energia elétrica aumentou à taxa média anual de 8,4% nestes 32 anos, o que fez com que sua participação no consumo total passasse de pouco mais de 21 para cerca de 25%. O grande dinamismo mostrado pelo consumo residencial já ocorria nos anos 60, quando o crescimento anual foi de 8,2%, mas se acentuou na década de 70, quando cresceu a 10,5% a.a.

Mesmo nos anos 80, na chamada década perdida, a evolução da quantidade consumida de eletricidade nas residências mostrou um grande dinamismo, crescendo 7,6% a.a., índice que se sustentou até 1991. De 1992 até 1994, embora o crescimento do consumo tenha perdurado, houve taxas bem mais modestas em comparação com a experiência histórica. Finalmente, em 1995, o crescimento foi de 13,5%, observando-se provavelmente uma recuperação da expansão represada pelos altos índices inflacionários dos anos imediatamente anteriores. A Tabela 2 registra estas taxas de crescimento e também as respectivas taxas para o consumo de energia elétrica por residência.

A análise da Tabela 2 mostra uma estreita associação entre as variações no consumo residencial total de energia elétrica no país e no seu consumo por residência.

Tabela 2

Taxas médias de crescimento do consumo residencial total e do consumo médio por residência

(em %)

| Período | Consumo residencial total | Consumo por residência |
|---------|---------------------------|------------------------|
| Anos 60 | 8,2 | 5,2 |
| Anos 70 | 10,5 | 7,8 |
| Anos 80 | 7,6 | 5,5 |
| 1990/91 | 6,4 | 4,3 |
| 1991/92 | 1,5 | 0,0 |
| 1992/93 | 3,4 | 1,9 |
| 1993/94 | 4,3 | 2,9 |
| 1994/95 | 13,5 | 12,0 |
| 1963/95 | 8,4 | 6,0 |

Fontes dos dados originais: Centrais Elétricas Brasileiras S.A., Eletrobrás e Ministério de Minas e Energia.

Fica claro no exame dos dados da Tabela 2 que o aumento na utilização da eletricidade nas residências tem contribuído bastante para o grande dinamismo apresentado pelo consumo residencial total, embora não se possa desprezar o efeito da expansão da quantidade de domicílios no país e do maior acesso destes às redes de distribuição da energia elétrica.² Esta ampliação no consumo da energia elétrica em cada residência certamente é decorrente da crescente entrada

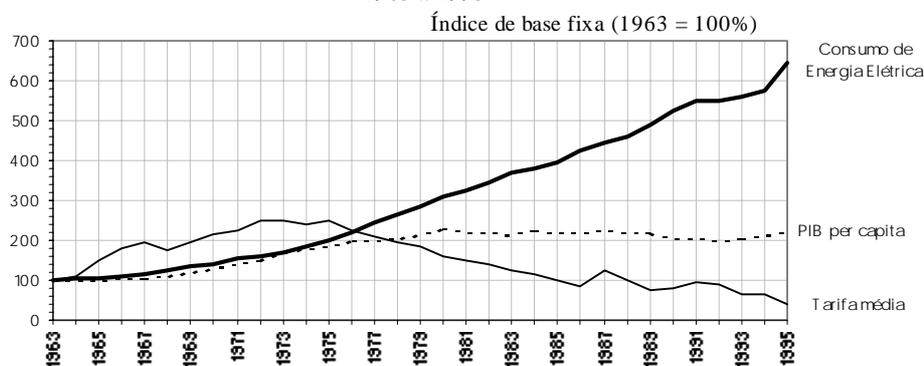
²A percentagem de domicílios particulares permanentes com iluminação elétrica passou de 39% em 1960 (Censo Demográfico do mesmo ano) para 90 % em 1993, segundo a PNAD.

de aparelhos eletroeletrônicos no ambiente doméstico, aumentando o estoque total dos mesmos, e provavelmente do maior uso do equipamento existente. O maior estoque de eletrodomésticos foi permitido pela duplicação do PIB real per capita no período, enquanto a intensificação do uso da eletricidade resultou tanto do crescimento da renda, quanto da queda real observada nas tarifas médias cobradas aos usuários deste serviço.

O Gráfico 1 exhibe ano a ano como o consumo por residência, o PIB per capita e a tarifa média evoluíram no período em análise.

Gráfico 1

Evolução do Consumo de Energia Elétrica
por Residência, PIB Per Capita e Tarifa Média
1963 a 1995



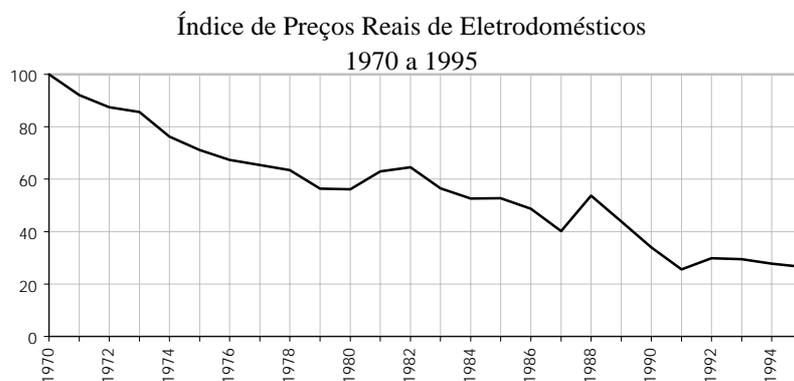
Fonte: Eletrobrás e IBGE

Pode-se observar que enquanto o PIB per capita subiu do nível 100 em 1963 para 200 em meados dos anos 70 (ficando mais ou menos constante daí em diante), a tarifa média aplicável ao consumo residencial sofreu contínua queda em termos reais, provavelmente estimulando a expansão do consumo por residência, fazendo-o crescer mais de 500%. O valor real da tarifa residencial de energia elétrica, que tinha atingido um índice ápice de cerca de 250 em meados dos anos 70, entrou em queda continuada a partir daí, reduzindo o seu valor real para cerca de 50, ou seja, o custo da utilização desta energia nas residências caiu pela metade, incentivando o maior uso dos aparelhos eletrodomésticos existentes.

Também há informações que mostram que o preço médio real dos aparelhos eletrodomésticos sofreu uma queda acentuada no período em análise, permitindo que as famílias aumentassem o estoque domiciliar desses bens, contribuindo dessa forma para o maior consumo médio de eletricidade nas residências. O Gráfico 2

exibe a evolução do índice de preços de eletrodomésticos no período 1970/95³ e como se vê, o preço real teve uma queda de cerca de 70% no período.

Gráfico 2



No tocante à tarifa, havia uma predisposição das autoridades do setor em recuperar pouco a pouco as perdas reais que as tarifas vinham tendo, o que estava prejudicando os seus resultados operacionais e impedindo que a receita tarifária pudesse financiar parte do custo de expansão da infra-estrutura de geração, transporte e de distribuição de energia elétrica. Ensaiou-se mesmo tal recuperação, fazendo-se reajustes tarifários acima da desvalorização provocada pela inflação nos anos iniciais desta década, mas, com o advento do Plano Real em meados de 1994 e a estabilização de preços operada por este plano, a recuperação planejada para as tarifas foi deixada para segundo plano.⁴ Em 1994 e em 1995, o consumo residencial médio de eletricidade persistiu crescendo, sendo que neste último ano cresceu mais de 12 %.

A função demanda residencial média de energia elétrica que será estimada usará as seguintes variáveis explicativas: a tarifa média dessa energia, a renda familiar média e o estoque domiciliar de eletrodomésticos. Na realidade, o trabalho usa o PIB per capita como proxy para a renda familiar média (fazendo-se a hipótese de que as variações desta foram semelhantes às variações do Produto), enquanto o estoque de eletrodomésticos supõe-se depender diretamente da renda familiar e inversamente dos preços destes produtos. O detalhamento do modelo estimado se conhece na Seção 3.

³ O índice foi construído encadeando-se os índices de preços de atacado (1970/89) e de preços ao consumidor (1990/95) de eletrodomésticos apurados pela Fundação Getulio Vargas, publicados na **Conjuntura Econômica**, deflacionados pelo IPC/FGV.

⁴ Além do estancamento da recuperação tarifária, a implementação do Plano Real consolidou um nível tarifário mais baixo: com a adoção da URV, a tarifa foi convertida pelo valor médio da tarifa praticada nos quatro meses anteriores a março de 1994. Ver uma descrição deste processo em Simões Neto (1996, p. 21-22).

3 - ESTIMAÇÃO DA DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta seção apresentamos um modelo de demanda residencial de energia elétrica e os resultados de sua estimação econométrica, realizada com dados anuais e para o período 1970/95, a qual permitirá uma nova estimativa para as elasticidades renda e preço para este serviço e também fazer previsões a respeito das quantidades demandadas futuras deste serviço. Com estes objetivos, um modelo teórico foi construído utilizando-se as seguintes hipóteses básicas:

a) Para os consumidores residenciais ligados à rede de distribuição, assume-se que toda a quantidade de energia elétrica por eles demandada é efetivamente fornecida. Ou seja, de uma forma geral ou para grande parte dos consumidores, admite-se que não exista o problema de demanda reprimida e que a oferta do serviço seja infinitamente elástica. Com esta hipótese, pode-se utilizar a quantidade consumida com uma boa aproximação para a quantidade demandada.

b) Com relação ao comportamento da demanda residencial ao longo do tempo, considera-se que o mesmo seja influenciado por três variáveis fundamentais: a tarifa cobrada pelo serviço, a renda familiar e o estoque domiciliar de aparelhos eletrodomésticos. Teoricamente, espera-se que o consumo reaja negativamente aos aumentos de tarifa e, positivamente, aos aumentos de renda e do estoque de eletrodomésticos, de acordo com a seguinte função não-linear:

$$C_t = K \cdot P_t^\alpha \cdot Y_t^\beta \cdot E_t^\delta \quad (1)$$
$$K > 0, \alpha < 0, \beta > 0 \text{ e } \delta > 0$$

onde:

C_t : consumo residencial de energia elétrica no tempo t;

P_t : tarifa residencial de energia elétrica no tempo t;

Y_t : renda familiar no tempo t;

E_t : estoque domiciliar de aparelhos eletrodomésticos no tempo t.

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

$$E_t = \Delta \cdot PE_t^\mu \cdot Y_t^\theta \quad (2)$$
$$\Delta > 0, \mu < 0 \text{ e } \theta > 0$$

Então, substituindo-se (2) em (1) e tomando o logaritmo, chega-se à seguinte equação linear para a demanda residencial de energia elétrica:

$$c_t = \phi_1 + \phi_2 \cdot p_t + \phi_3 \cdot y_t + \phi_4 \cdot pe_t \quad (3)$$

onde:

c_t , p_t , y_t e pe_t são, respectivamente, os logaritmos de C_t , P_t , Y_t e PE_t ,
 $\phi_1 = \ln(K\Delta^\delta)$, $\phi_2 = \alpha < 0$, $\phi_3 = \beta + \delta \cdot \theta > 0$ e $\phi_4 = \delta \cdot \mu < 0$.

Os coeficientes ϕ_2 , ϕ_3 e ϕ_4 representam, respectivamente, as elasticidades da demanda residencial de energia elétrica com relação ao preço de energia elétrica, renda familiar e preço dos eletrodomésticos. Deve-se notar que no caso das elasticidades renda e preço dos eletrodomésticos, as elasticidades estimadas medem efeitos diretos e indiretos que estas variáveis têm sobre as quantidades demandadas. Por exemplo, para a elasticidade-renda, o valor a ser estimado para este parâmetro refere-se ao efeito direto que a variação da renda tem sobre a quantidade demandada de eletricidade + o efeito indireto sobre esta quantidade como resultado da variação do estoque de eletrodomésticos (provocada pela variação da renda). Em outras palavras, uma renda maior possibilita um uso maior do equipamento existente e permite um crescimento do estoque de equipamentos, ambos contribuindo para uma quantidade maior demandada de eletricidade. Assim, essa elasticidade mede o efeito uso e o efeito de variação daquele estoque. No caso da elasticidade-preço dos aparelhos eletrodomésticos, sua elasticidade estimada será a resultante do efeito que este preço tem sobre o estoque e de como este estoque afeta a quantidade demandada de eletricidade.

Para a estimação da equação (3), foram utilizadas as seguintes informações para as variáveis:

c_t : consiste no logaritmo da razão entre o consumo residencial total de energia elétrica em (Gwh) e o número total de consumidores residenciais. A fonte dos dados é a Eletrobrás S/A;

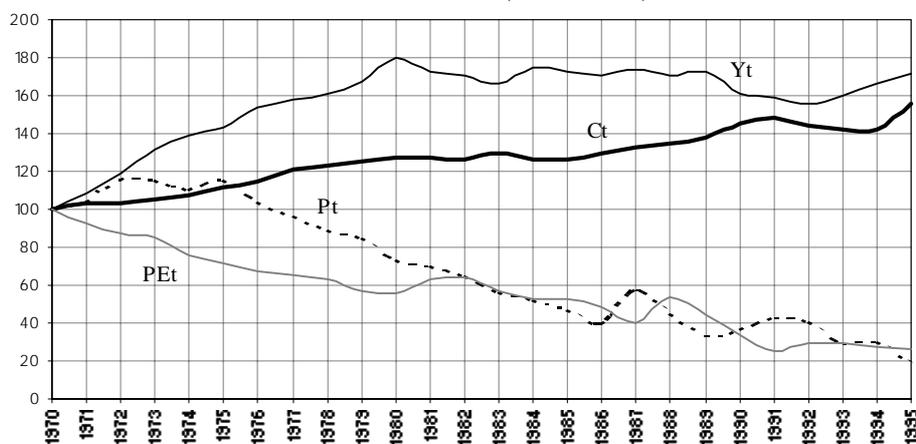
p_t : logaritmo da tarifa residencial média em valores reais de 1995. A fonte dos dados nominais é a Eletrobrás S/A e os valores foram deflacionados pelo IGP-DI da FGV (média 1995 = 100%);

y_t : como proxy para o logaritmo da renda familiar real, utilizou-se o logaritmo do PIB per capita em valores reais de 1995. A fonte dos dados é IBGE (Contas Nacionais);

pe_t : logaritmo dos preços de eletrodomésticos em valores reais de 1995. A fonte dos dados é a FGV/RJ (**Revista Conjuntura Econômica**, vários números).

Gráfico 3

Variáveis no Tempo - 1970 a 1995
índices de base fixa (1970 = 100%)



Com a finalidade de se chegar a resultados estatisticamente robustos, a equação (3) foi estimada por três diferentes métodos, amplamente conhecidos e usualmente utilizados em estudos desta natureza. O primeiro a ser utilizado foi o tradicional método de mínimos quadrados ordinários (MQO) sob as hipóteses do modelo linear geral. Entretanto, em se tratando da estimação de um modelo de demanda, é provável que a hipótese de correlação nula entre regressor e erro, fortemente requerida neste contexto de estimação, possa estar sendo violada devido à existência de uma eventual simultaneidade entre o consumo e a tarifa de energia elétrica. Por este motivo, apresenta-se uma estimação de variáveis instrumentais (VI), do tipo dois estágios, com o intuito de corrigir os possíveis vieses gerados pela estimação direta de (MQO).

O terceiro método a ser aplicado consistiu na modelagem de um vetor autoregressivo (VAR) sob a representação de um modelo de correção de erro (VEC), utilizando-se os procedimentos de estimação e testes desenvolvidos por Johansen (1988 e 1991) e ainda Johansen e Juselius (1990). Deve-se ressaltar que no caso de modelagem de séries temporais não-estacionárias, que é o caso específico deste estudo conforme mostra o Gráfico 3, este método é o que fornece o tratamento estatístico e econométrico mais indicado, tanto para estimar a função demanda de longo prazo quanto para realizar previsões do consumo futuro de energia elétrica.

Inicialmente são analisados de forma conjunta os resultados referentes às duas primeiras estimações, os quais estão reportados na Tabela 3.

Tabela 3

Estimação da demanda residencial

Equação: $c_t = \phi_1 + \phi_2 \cdot p_t + \phi_3 \cdot y_t + \phi_4 \cdot pe_t + \varepsilon_t$

| Variável Explicativa | Estimativa de MQO | | Estimativa de VI | |
|---|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | (A) | (B) | (C) | (D) |
| constante | -0,0136* (-0,832) | – | -0,0369* (-1,610) | – |
| p_t | -0,0582 (-2,772) | -0,0648 (-3,354) | -0,0392* (-1,338) | -0,0581 (-2,095) |
| y_t | 0,2375 (5,762) | 0,2110 (8,119) | 0,2830 (5,363) | 0,2133 (6,829) |
| pe_t | -0,1686 (-6,226) | -0,1624 (-6,283) | -0,1861 (-5,119) | -0,1672 (-4,692) |
| Testes de Diagnóstico e Qualidade do Ajuste | | | | |
| R^2 | 0,9641 | 0,9919 | 0,9522 | 0,9899 |
| F-teste | 197,03 | – | 139,56 | – |
| LM-teste | 4,1715 | 6,0282* | 0,4402 | 1,9821 |
| Normalidade-teste | 3,5742 | 3,5177 | 1,7849 | 2,9708 |
| ARCH-teste | 0,6262 | 0,6028 | 0,3586 | 0,3368 |
| White-teste | 1,1728 | 1,5162 | 2,3069 | 2,2087 |

Notas: As estimativas de (VI) foram realizadas utilizando-se como instrumentos a variável pe_t e os valores defasados de p_t e y_t . Os valores entre parênteses representam as estatísticas-t relativas a cada coeficiente. F-teste é o teste de nulidade conjunta dos coeficientes do modelo; LM-teste é o Lagrange Multiplier tests para a primeira ordem de autocorrelação residual, sua hipótese nula é a de inexistência de autocorrelação; ARCH-teste e o White-teste testam a hipótese nula de homocedasticidade do modelo. Todos estes testes apresentam estatísticas de teste na forma-F, exceto o teste de normalidade que está na forma- χ^2 . O símbolo * ressalta que a hipótese nula dos testes t e F é aceita e as dos demais testes são rejeitadas ao nível de significância de 5%.

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

As demais estimativas apresentam algum tipo de problema e não passam em todos os testes de diagnóstico utilizados, como por exemplo: nos casos (A) e (C), o termo constante apresenta estatísticas-t muito baixas e a hipótese de nulidade dos mesmos não pode ser rejeitada a níveis de significância superiores a 10%; o caso (B) apresenta problema de autocorrelação de primeira ordem nos resíduos. Portanto, dentre estes resultados a melhor especificação e estimativa para demanda residencial é a equação estimada na coluna (D).

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

Tabela 4
Teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado)

| Variável | Equação de teste | Ordem de (k) | Estatística - t (ADF) | Valor Crítico (MacKinnon) | |
|---------------|-------------------------------|--------------|-----------------------|---------------------------|--------|
| | | | | 5% | 1% |
| c_t | constante + tendência | (1) | -2,741 | -3,612 | -4,394 |
| Δc_t | somente constante | (1) | -3,433 * | -2,997 | -3,750 |
| p_t | constante + tendência | (0) | -3,152 | -3,603 | -4,374 |
| Δp_t | somente constante | (0) | -5,145 ** | -2,991 | -3,734 |
| y_t | constante + tendência | (0) | -3,285 | -3,603 | -4,374 |
| Δy_t | sem constante e sem tendência | (0) | -2,991 ** | -1,956 | -2,665 |
| pe_t | constante + tendência | (0) | -2,782 | -3,603 | -4,374 |
| Δpe_t | somente constante | (0) | -5,397 ** | -2,991 | -3,734 |

Notas: (k) é o número de termos defasados na equação de teste. */ ** denotam que a hipótese de raiz unitária é rejeitada aos níveis de significância de 5 e 1% , respectivamente.

Os resultados dos testes ADF (Dickey-Fuller Aumentado) indicam que as variáveis do modelo são todas integráveis de ordem 1 [I(1)], o que é confirmado pelos testes nas primeiras diferenças onde todas se apresentam como estacionárias [I(0)]. Uma vez que as variáveis têm a mesma ordem de integração I(1), o próximo passo é a realização da análise de co-integração com vistas a testar a existência de vetores de co-integração e, em caso positivo do teste, estimar estes vetores e as relações de longo prazo existentes.

Para a realização da análise de co-integração é necessário que se defina a ordem do modelo VAR que será utilizado na análise. Com esta finalidade foram realizados dois testes cujos resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5
Estrutura de defasagens do modelo VAR(p)

| (p) | Schwarz | Hannan-Quinn |
|-----|---------|--------------|
| 1 | -21,76* | -22,21 |
| 2 | -21,50 | -22,30* |
| 3 | -20,97 | -22,10 |
| 4 | -20,77 | -22,25 |

O número de defasagens do modelo VAR(p), o qual envolve as variáveis (c_t , p_t , y_t e pe_t), foi determinado através dos conhecidos critérios de informação de Schwarz

e Hannan-Quinn. O critério de Schwarz, conforme mostra a Tabela 5, indica que o modelo deve ser especificado com apenas uma defasagem, enquanto o critério Hannan-Quinn aponta que devem ser utilizadas duas defasagens. Devido ao pequeno tamanho da amostra disponível, decidiu-se trabalhar com o menor número de defasagens ($p = 1$) seguindo-se a indicação do critério de Schwarz. Feito isto, o modelo foi estimado em primeiras diferenças e o teste de co-integração realizado, gerando os resultados mostrados na Tabela 6.

Tabela 6
Testes de co-integração

| <i>teste $\lambda_{\text{traço}}$</i> | | | | <i>teste λ_{max}</i> | | | |
|--|---------------------------------|----------------------|-------------------|--|---------------------------------|----------------------|-------------------|
| Hipótese nula $H_0 :$ | Hipótese alternativa $H_1 :$ | Estatística de teste | Valor crítico 95% | Hipótese nula H_0 | Hipótese alternativa $H_1 :$ | Estatística de teste | Valor crítico 95% |
| $r = 0$ | $r > 0$ | 45,150* | 39,9 | $r = 0$ | $r = 1$ | 29,400* | 23,8 |
| $r \leq 1$ | $r > 1$ | 20,260 | 24,3 | $r = 1$ | $r = 2$ | 13,350 | 17,9 |
| $r \leq 2$ | $r > 2$ | 6,905 | 12,5 | $r = 2$ | $r = 3$ | 6,468 | 11,4 |
| $r \leq 3$ | $r > 3$ | 0,438 | 3,8 | $r = 3$ | $r = 4$ | 0,438 | 3,8 |

Notas: O símbolo * indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%;
 r = posto de co-integração.

Os testes de co-integração indicam que as variáveis do modelo (c_t , p_t , y_t e pe_t) são co-integráveis. Observa-se na Tabela 6 que, tanto pelas estatísticas do traço quanto pelas estatísticas do autovalor máximo, não é possível rejeitar a hipótese nula de que o posto de co-integração é igual a ($r = 1$), ou seja, de que existe uma relação de co-integração entre as variáveis. Portanto, as variáveis co-integram e a relação de co-integração é dada pelo seguinte vetor normalizado:

Tabela 7
Vetor de co-integração

| c_t | p_t | y_t | pe_t |
|--------|---------|---------|--------|
| 1,0000 | 0,05084 | -0,2132 | 0,1864 |

Então, pela análise de co-integração a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo fica assim estimada:

$$c_t = -0,05084 p_t + 0,2132 y_t - 0,1864 pe_t \quad (4)$$

Comparando os resultados obtidos pelos três diferentes métodos de estimação, verifica-se que as estimativas produzidas para a demanda residencial de longo prazo são muito parecidas, onde os coeficientes estimados diferem em magnitudes muito pouco significativas, o que, evidentemente, garante a robustez dos

resultados encontrados. A semelhança entre os parâmetros estimados pode ser observada na Tabela 8.

Tabela 8
Elasticidades estimadas

| Método de Estimação | Elasticidade | | |
|------------------------|--|--------------------------|--|
| | Tarifa Resid. de E. Elétrica (p_t) | Renda Familiar (y_t) | Preços de Eletrodomésticos ($p_{e,t}$) |
| MQO [equação (B)] | -0,06480 | 0,2110 | -0,1624 |
| VI [equação (D)] | -0,05810 | 0,2133 | -0,1672 |
| Johansen (equação (4)) | -0,05084 | 0,2132 | -0,1864 |

Verifica-se que a demanda residencial de energia elétrica no Brasil, embora sensível, na forma esperada, às variações da tarifa, da renda e dos preços dos eletrodomésticos, é bastante inelástica a estas variáveis explicativas da quantidade demandada deste serviço. As estimativas feitas por Modiano (1984) para estes parâmetros eram -0,118 e -0,4027 para as elasticidades preço de curto e longo prazos, respectivamente, e 0,332 e 1,133 para as elasticidades respectivas da renda. Como se vê, suas estimativas são superiores às encontradas no presente trabalho. Deve-se notar que, segundo Modiano, esta demanda seria perfeitamente elástica à renda. Este autor, entretanto, não estava feliz com suas estimativas, admitindo, na página 15 do seu trabalho, que elas poderiam estar viesadas pela existência de simultaneidade.

O survey clássico de Taylor (1975) registra diversas estimativas para estes parâmetros. A comparabilidade dos resultados é prejudicada pela diferença entre modelos utilizados. A principal discrepância daqueles resultados com os encontrados no presente trabalho se refere ao fato de que nelas a demanda no longo prazo foi encontrada como preço-elástica.

Embora as elasticidades tarifa e preço de eletrodomésticos sejam pequenas, a continuada diminuição de ambos os preços tem contribuído positivamente para o aumento na quantidade demandada de energia elétrica residencial, provocando um aumento significativo no seu consumo. Como há indicações de que os preços dos eletrodomésticos continuam a cair, como resultado da maior concorrência entre produtos importados e produtos nacionais, é de se esperar que a quantidade demandada residencial de energia elétrica esteja crescendo por força da expansão dos equipamentos eletrodomésticos.

Com o objetivo de realizar previsões para o consumo residencial de energia elétrica, o modelo de correção de erros foi estimado utilizando-se como variável explicativa para o termo de correção a relação de longo prazo estimada em (4). Deve-se notar que, no caso particular do modelo VAR(1) especificado, a sua representação (VEC) fica determinada apenas com os termos de correção de erros, ou seja:

$$\begin{aligned} \text{Representação VAR(1)} \quad x_t &= A_0 + A_1 \cdot x_{t-1} + \xi_t \\ \text{Representação VEC} \quad \Delta x_t &= A_0 + \alpha \cdot u_{t-1} + \xi_t \end{aligned}$$

onde $x_t = (c_t, p_t, y_t, pe_t)'$ é o vetor de variáveis dependentes do modelo (supostamente endógenas); A_0 é o vetor de constantes; A_1 é a matriz de coeficientes das variáveis explicativas (x_{t-1} : endógenas defasadas); ξ_t é o vetor de erros, supostamente normais, homocedásticos e independentes; Δx_t é o vetor de primeiras diferenças de x_t ; u_{t-1} é a relação de co-integração em t-1 ($u_{t-1} = c_{t-1} + 0,05084 p_{t-1} - 0,2132 y_{t-1} + 0,1864 pe_{t-1} = \beta'x_{t-1}$, onde β é o vetor de co-integração); e α é o vetor de coeficientes de correção de u_{t-1} .

Das equações do VEC, pode-se perceber que as variáveis p_t , y_t , pe_t e c_t estão simultaneamente relacionadas e são claramente endógenas, o que impede que a equação Δc_t seja estimada tendo do seu lado direito as variáveis Δp_t , Δy_t e Δpe_t . Entretanto, a hipótese de endogeneidade destas variáveis depende exclusivamente da não-nulidade dos coeficientes do vetor α . Caso esta hipótese não possa ser sustentada e os coeficientes sejam considerados nulos, o modelo VEC se reduzirá a uma única equação Δc_t e estas variáveis poderão ser caracterizadas como exógenas e utilizadas na estimação da equação de consumo.

Tabela 9
Estimação do Modelo de Correção de Erros - VEC

| Variável Explicativa | 1ª Equação Dc _t | 2ª Equação Dp _t | 3ª Equação Dy _t | 4ª Equação Dpe _t |
|---|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|
| constante | 0,01235 (2,168) | -0,07548* (-1,887) | 0,01243* (1,305) | -0,06453 (-2,185) |
| u _{t-1} | -0,02386 (-2,229) | 0,01035* (0,138) | -0,01542* (-0,862) | -0,05429* (-0,978) |
| Testes de Diagnóstico e Qualidade do Ajuste | | | | |
| R ² | 0,1914 | 0,0009 | 0,0341 | 0,0436 |
| F-teste | 4,970 | 0,019* | 0,742* | 0,957* |
| LM-teste | 0,7138 | 1,5478 | 0,1434 | 0,1511 |
| Normalidade-teste | 0,5596 | 8,0619* | 0,4501 | 3,1052 |
| ARCH-teste | 2,9256 | 0,0001 | 0,7857 | 1,3266 |
| White-teste | 2,5681 | 2,6569 | 3,2419 | 0,3669 |

Notas: Os valores entre parênteses representam as estatísticas-t relativas a cada coeficiente. F-teste é o teste de nulidade conjunta dos coeficientes do modelo; LM-teste é o Lagrange Multiplier tests para a primeira ordem de autocorrelação residual, sua hipótese nula é a de inexistência de autocorrelação; ARCH-teste e o White-teste testam a hipótese nula de homocedasticidade do modelo. Todos estes testes apresentam estatísticas de teste na forma-F, exceto o teste de normalidade que está na forma- χ^2 . O símbolo * ressalta que a hipótese nula dos testes t e F é aceita e as dos demais testes são rejeitadas ao nível de significância de 5%.

Os resultados da estimação do modelo VEC indicam pelos testes-F que apenas a primeira equação tem evidência empírica significativa; para as demais equações a hipótese de nulidade dos coeficientes de u_{t-1} não pode ser rejeitada ao nível de significância de 5%, o que mostra a irrelevância das mesmas. Estes resultados garantem a exogeneidade das variáveis p_t , y_t e pe_t , e ao mesmo tempo reduzem o modelo a uma única equação, Δc_t . Conseqüentemente, a equação Δc_t pode estar omitindo variáveis significativas em seu ajuste. Por esta razão foram testadas diversas especificações para Δc_t acrescentando-se à equação original as variáveis Δp_t , Δy_t , Δpe_t , Δc_{t-1} e as suas primeiras defasagens. O melhor resultado obtido é o que se apresenta na Tabela 10.

Tabela 10
Estimação de Δc_t

| Var. Explicativa | Coefficiente | Teste - t | t - Prob. | Testes e ajuste |
|------------------|--------------|-----------|-----------|------------------------------|
| constante | -0,00133 | -2,2120 | 0,0402 | $R^2 = 0,716$; $F = 11,348$ |
| u_{t-1} | -0,03598 | -4,9920 | 0,0001 | LM = 0,0285 |
| Δc_{t-1} | 0,60512 | 3,2980 | 0,0040 | Norm. = 0,1579 |
| Δp_t | -0,09274 | -3,8980 | 0,0011 | ARCH = 0,6825 |
| Δpe_t | -0,13854 | -4,7640 | 0,0002 | White = 0,2781 |

Os resultados da Tabela 10 mostram uma boa qualidade de ajuste, onde os coeficientes estimados são fortemente significativos e os resíduos não apresentam problemas quanto a autocorrelação, normalidade e heterocedasticidade. Deve-se ressaltar que a primeira diferença da variável renda (Δy_t) não se mostrou significativa e por isso não faz parte desta equação final. Portanto, conclui-se a estimação do modelo com a seguinte expressão, que representa as dinâmicas de curto e longo prazos para o consumo residencial de energia elétrica:

$$\Delta c_t = - 0,00133 - 0,03598 u_{t-1} + 0,60512 \Delta c_{t-1} - 0,09274 \Delta p_t - 0,13854 \Delta pe_t \quad (5)$$

4 - PREVISÃO PARA O CONSUMO RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta seção apresenta-se um exercício de previsão do consumo residencial de energia elétrica para o período 1997/2005 que tem como objetivo principal mostrar que a demanda deste serviço de utilidade pública pode evoluir de diferentes formas, dependendo fundamentalmente da política tarifária que seja adotada para este setor.

Com esta finalidade foram construídos dois cenários que diferem, exclusivamente, na hipótese de evolução das tarifas ao longo do período de previsão. O primeiro cenário consiste em avaliar a evolução do consumo residencial de energia elétrica, dada a hipótese de que a tarifa deste serviço não mantenha a tendência de continuada desvalorização (conforme mostra o Gráfico 1 da Seção 2) e que, portanto, mantenha o valor real observado em 1995.

O segundo cenário procura quantificar quais seriam os efeitos sobre o consumo residencial caso o governo decida implementar uma política tarifária que, ao final de 10 anos, recupere em termos reais, pelo menos, parte da tarifa média antes praticada. Sabendo-se que a defasagem entre a tarifa real média praticada no período 1963/95 e a tarifa real praticada em 1995 é de aproximadamente 260%, seria necessário supor para a recuperação total desta tarifa que a tarifa dos serviços cresça em termos reais a uma taxa de 13,7% a.a. no período 1995/2005. Entretanto, levando-se em consideração o atual quadro e as perspectivas da economia brasileira, pode-se concluir que um aumento real de 13,7% a. a. é muito elevado e pouco provável de ser implementado pelo governo federal no contexto de uma política de estabilização como o Plano Real. Com base nisso, supõe-se para este cenário uma taxa de crescimento real mais tímida para a tarifa, na ordem de 5% a.a., o que representa ao fim do horizonte de previsão uma recuperação de apenas 63%, mas que no entanto nos parece mais factível de ser implementada.

Para a realização das previsões, utilizaram-se a equação (5) estimada na seção anterior e hipóteses adicionais comuns aos dois cenários, necessárias para a determinação do comportamento futuro das demais variáveis explicativas do modelo. As hipóteses comuns para o período de previsão são as de que: o PIB crescerá em termos reais a uma taxa média anual de 5%; os preços reais dos eletrodomésticos manter-se-ão constantes em valores de 1995; o número de consumidores residenciais crescerá em 1,2 milhão de usuários a cada ano e a população residente no país crescerá em 1,6% a.a. Deve-se ressaltar que estas hipóteses adicionais coincidem com as utilizadas pela Eletrobrás (GCPS - CTEM/95), para a realização de previsões do consumo de energia elétrica para o Brasil, constantes do Plano Decenal de Expansão 1996-2005.

A Tabela 11 mostra os resultados das previsões obtidos para estes dois cenários e compara estes resultados aos divulgados pela Eletrobrás para esta mesma classe de consumidores que aliás fazem parte do plano de expansão acima citado.

A projeção feita com o Cenário I (manutenção do valor real da tarifa) mostra um crescimento da quantidade demandada total de energia elétrica residencial de cerca de 47% no período 1995/2005, sendo que o consumo total passaria de 63,5 Twh para 93,3 Twh, resultante do crescimento do consumo médio por residência de 1.937 Kwh para 2.096 Kwh e do aumento do número de domicílios residenciais usuários deste serviço.

Tabela 11
Previsões para o consumo residencial de energia elétrica no Brasil — 1997/2005

| Período | Cenário I | | Cenário II | | Previsão da Eletrobrás | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|----------------------|
| | Consumo Total (Twh) | Consumo Médio (Kwh) | Consumo Total (Twh) | Consumo Médio (Kwh) | Consumo Total (Twh) | Consumo Médio (Kwh)* |
| 1997 | 74,0 | 2.119 | 73,1 | 2.095 | 68,9 | 1.973 |
| 1998 | 77,7 | 2.152 | 76,2 | 2.109 | 72,8 | 2.016 |
| 1999 | 80,7 | 2.163 | 78,4 | 2.100 | 76,7 | 2.055 |
| 2000 | 83,2 | 2.161 | 80,0 | 2.078 | 80,9 | 2.100 |
| 2001 | 85,4 | 2.151 | 81,4 | 2.049 | 85,2 | 2.145 |
| 2002 | 87,5 | 2.137 | 82,6 | 2.018 | 89,7 | 2.192 |
| 2003 | 89,4 | 2.123 | 83,7 | 1.988 | 94,4 | 2.241 |
| 2004 | 91,4 | 2.109 | 84,9 | 1.959 | 99,3 | 2.292 |
| 2005 | 93,3 | 2.096 | 86,0 | 1.933 | 104,5 | 2.347 |
| Taxas de crescimento anual | | | | | | |
| 1995/2000 | 5,5% a.a. | 2,2% a.a. | 4,7% a.a. | 1,4% a.a. | 5,0% a.a. | 1,6% a.a. |
| 2000/2005 | 2,3% a.a. | -0,6% a.a. | 1,5% a.a. | -1,4% a.a. | 5,3% a.a. | 2,2% a.a. |
| 1995/2005 | 3,9% a.a. | 0,8% a.a. | 3,1% a.a. | -0,02% a.a. | 5,1% a.a. | 1,9% a.a. |

Nota: *Os resultados da previsão da Eletrobrás para o consumo médio foram calculados pelos autores deste trabalho através da divisão da coluna de consumo total pelo número de domicílios residenciais projetado para cada ano.

A projeção fundamentada na hipótese que caracteriza o Cenário II (recuperação da tarifa real) apresenta crescimentos menores nas quantidades demandadas como é de se esperar, sendo que a demanda total residencial no ano 2005 seria de 86,0 Twh, quantidade maior em cerca de 35% daquela consumida em 1995, que foi de 63,5 Twh.

A recuperação prevista para a tarifa residencial no Cenário II provocaria uma freada na expansão da quantidade demandada por residência, revertendo a sua tendência de crescimento apresentada nos primeiros anos pós-95 e fazendo-a retornar em 2005 ao nível de consumo de 1.933 Kwh, que é aproximadamente o mesmo nível de consumo registrado em 1995, que foi de 1.937 Kwh. No Cenário I, embora não se trabalhe com a hipótese de aumento tarifário, a tendência de crescimento do consumo por residência também seria revertida, no entanto a demanda não retorna ao mesmo nível de 1995.

A comparação entre os resultados obtidos nos dois cenários serve para ilustrar o fato de que, a despeito de a elasticidade-preço da demanda residencial por eletricidade ser relativamente baixa, variando entre (-0,050) e (-0,065), conforme mostram as estimativas da Tabela 8, ela é um importante parâmetro a ser considerado em uma política de racionamento do consumo via preço: a elevação prevista na tarifa residencial média seria capaz de reduzir a quantidade total

demandada no ano 2005 de 93,3 Twh para 86,0 Twh, uma redução de cerca de 8%. Esta pode ser uma redução substancial na medida em que o consumo residencial de energia elétrica é cerca de 1/4 do consumo total desta fonte de energia, eventualmente adiando a necessidade de investimentos na expansão dos sistemas de geração. Este é um resultado importante a ser considerado na medida em que se imagina a possibilidade de **black outs** provocados pelo excessivo crescimento da demanda de energia elétrica e a dificuldade financeira em dar prosseguimento aos planos de expansão da oferta.⁵ Assim, a recuperação parcial do valor real da tarifa de energia elétrica, originalmente idealizada para aumentar a receita das empresas distribuidoras, permitindo-lhes expandir os seus investimentos, produziria um efeito colateral de conter a velocidade da expansão do consumo.

A contenção da taxa de crescimento da demanda residencial total de energia elétrica (reduzida de uma taxa média anual de 3,9 para 3,1%) obtida no Cenário II foi conseguida no exercício de projeção por meio de aumentos anuais de tarifa de 5%. Em que medida a adoção de um programa tarifário como este pode ser implementado, nas circunstâncias de um plano de estabilização como o que ora está em vigência na economia brasileira, é algo que só pode ser devidamente avaliado conhecendo-se as demais restrições que condicionam o processo de decisão governamental. Em princípio, parece preferível ser céptico quanto a esta possibilidade e raciocinar eventualmente com as hipóteses do Cenário I ou quaisquer outras hipóteses de crescimento da renda e de crescimento populacional, desde que não exijam aumentos na tarifa residencial como os previstos no Cenário II. O resultado, neste caso, provavelmente seria uma expansão da demanda superior à projetada neste cenário.

A Tabela 11 também resume projeções das quantidades demandadas de energia elétrica para alguns períodos selecionados, segundo os dois cenários supostos, e as realizadas pela Eletrobrás.

O Plano Decenal de Expansão 1996-2005 do Grupo Coordenador do Planejamento dos Sistemas Elétricos (GCPS) da Eletrobrás, publicado em dezembro de 1995, fonte da qual foram extraídos os valores projetados por aquela empresa, não contém qualquer informação sobre a metodologia econométrica ou de cálculo adotada em suas projeções, embora apresente as hipóteses básicas utilizadas para este fim, conforme foi mencionado no início desta seção. Pode-se perceber, no entanto, que a taxa de crescimento implícita nos valores projetados, cerca de 5,2% é ,aproximadamente, a tendência histórica do crescimento do consumo residencial total nos 10 anos anteriores a 1995, o que leva a crer que possivelmente foi feita a extrapolação daquela tendência histórica.

Não vale comparar a projeção feita pela Eletrobrás com aquelas obtidas no Cenário II, pois esta pressupõe recomposições tarifárias. Comparando-a com a do

⁵ O **black out** é também uma forma de racionamento quantitativo do consumo, mas, economicamente menos eficiente que o racionamento via preço.

Cenário I, esta última mostra um valor previsto para o ano 2005 (igual a 93,3 Twh) que é 11% inferior ao projetado por aquela empresa (104,5 Twh), cujo efeito sobre a demanda total de energia elétrica no país pode ser significativo. Esta menor quantidade projetada para a demanda residencial pode aliviar, sem, contudo, eliminar as grandes preocupações que as autoridades do setor têm com a necessidade de expandir a oferta futura desta fonte de energia no Brasil.

Finalmente, não se pode esquecer de que as previsões realizadas neste trabalho visavam examinar o impacto de reajustamentos tarifários sobre as quantidades demandadas futuras de energia elétrica residencial, no pressuposto de um dado crescimento da renda e da população, mas sem considerar a possibilidade de continuação da tendência de queda nos preços dos eletrodomésticos, os quais já tinham sofrido uma redução substancial nos últimos 25 anos. Como se tem noticiado recentemente que estes preços continuam a cair, resta saber se para o período de projeção esta tendência persistiria. Nas projeções considerou-se mais adequado supor a estabilização destes preços. Isto significa que as projeções feitas podem estar subestimando as quantidades demandadas futuramente, se as vendas de eletrodomésticos persistirem em aumentar como resultado da diminuição dos preços destes equipamentos.

5 - OBSERVAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou melhorar as estimativas feitas por Modiano (1984) para as elasticidades preço e renda da demanda residencial de energia elétrica no Brasil. Na busca de fazer esta melhoria, usou-se um modelo econométrico que estima a quantidade demandada de energia elétrica por residência em função não apenas da tarifa deste serviço e da renda, mas também em função do preço dos equipamentos eletrodomésticos. Desta forma, a elasticidade-renda da demanda capta não apenas o efeito direto que a renda tem sobre o uso desse serviço, mas também o seu efeito indireto via impacto sobre a quantidade de eletrodomésticos. Por outro lado, estimou-se também o efeito do preço destes produtos sobre a demanda de eletricidade residencial, o qual reflete implicitamente a relação entre este preço e o estoque de eletrodomésticos e a pressão que o estoque tem sobre a quantidade demandada de energia.

A despeito de a elasticidade-renda incorporar implicitamente estes efeitos direto e indireto, as estimativas do modelo, feitas em diferentes métodos, mostraram-se bastante inelásticas em relação a esta variável, o mesmo acontecendo em relação às duas outras variáveis explicativas: a tarifa de energia elétrica e o preço dos eletrodomésticos. Apesar de estas elasticidades serem baixas, isso não implica que seu efeito possa ser negligenciado, principalmente observando-se as grandes quedas reais nas tarifas médias cobradas por este serviço e também nos preços reais dos equipamentos eletrodomésticos.

Na parte final do trabalho, fez-se um exercício de projeção para as quantidades demandadas de energia elétrica residencial até o ano 2005, testando-se o efeito que diferentes tendências relativas às tarifas venham a ocorrer no período de

projeção. Foram simulados aumentos reais nas tarifas, obtendo-se significativas reduções nas quantidades demandadas futuras deste serviço. Esta recomposição dos valores reais tarifários pode ser um cenário necessário para viabilizar a continuação do processo de privatização do setor, tornando mais atraente o resultado financeiro das empresas privadas que venham a se tornar ofertantes deste serviço. Por outro lado, o aumento tarifário pode se tornar um instrumento a ser usado para conter o crescimento do consumo da energia elétrica diante da dificuldade em expandir a oferta deste serviço no curto e médio prazos. Em ambos os casos, o exercício de simulação feito neste trabalho mostra o impacto que aumentos reais nas tarifas de eletricidade teriam sobre o consumo residencial deste serviço, afetando significativamente o ritmo de crescimento da quantidade demandada do mesmo.

Por último, cabe lembrar que existem outras variáveis que afetam a quantidade de energia elétrica consumida nas residências, entre as quais, o estoque de eletrodomésticos disponível nas mesmas. Este estoque tem se expandido claramente em função da queda real dos preços destes produtos, à parte a influência que a estabilização monetária e as maiores facilidades de acesso ao crédito têm sobre a aquisição dos mesmos. Isto significa que este é um fator que amplia a quantidade demandada deste serviço, o qual, a despeito de ter uma elasticidade da demanda também baixa, implica exigir que a oferta de energia elétrica se prepare para suprir esta quantidade ampliada.

BIBLIOGRAFIA

- ANDRADE, T. A. **et alii**. Saneamento urbano: a demanda residencial por água. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.25, n.3, p.427-448, dez. 1995.
- ELETROBRÁS. **CGPS - Plano Decenal de Expansão 1996-2005**. Dez. 1995.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, p. 231-254, 1988.
- _____. Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v.59, n.6, p.1.551-1.580, 1991.
- JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximun likelihood estimation and inference on cointegration, with application to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-210, 1990.
- MODIANO, E. M. **Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Dept. de Economia da PUC, maio 1984 (Texto para Discussão, 68).
- SIMÕES NETO, J. **Política e estrutura tarifária das “utilities” em um contexto de liberalização/privatização-energia elétrica**. (Trabalho escrito para o projeto Perspectivas da reestruturação financeira e institucional dos setores de infra-estrutura). IPEA, out. 1996 (versão preliminar).
- TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. **The Bell Journal of Economics**, v.6, p.74-110, Spring 1975.