

Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica

RESUMO

O objetivo deste trabalho é estimar elasticidades de preço e renda da demanda residencial por eletricidade através de modelos dinâmicos. Como objeto empírico foi escolhido o mercado do Estado da Bahia. As elasticidades preço e renda do consumo de eletricidade são estimadas usando dados mensais a nível regional durante o período 1994-2002. A elasticidade-preço de curto-prazo varia de -0.03 a -0.07 , enquanto que a elasticidade-renda varia de $0,127$ a $0,394$. Os resultados confirmam a natureza inelástica para o segmento residencial, mostrando que esse comportamento é ainda mais pronunciado na Bahia do que no país como um todo.

PALAVRAS-CHAVE

Demanda por Eletricidade, Elasticidade, Co-integração.

CLASSIFICAÇÃO JEL: C22, L94, Q41

ABSTRACT

This paper contains results from a study of residential demand for electricity. Empirical data refer to the state of Bahia. The results contain estimates of income and price elasticities estimated with dynamic demand models. Price and income elasticities are estimated based on monthly series for the period 1994-2002. Short-term price elasticity ranges from $-0,03$ to $-0,07$, while income elasticity ranges from $0,127$ to $0,394$. The results confirm the inelastic nature of residential electricity demand, and show that demand is more inelastic in Bahia than for the country taken as a whole.

KEYWORDS

Electricity demand, elasticity, Co-integration

Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica

Eduardo W. Garcez¹
André G. Ghirardi²

1. INTRODUÇÃO

A estimação da demanda agregada por energia elétrica no segmento residencial é intensamente estudada na literatura econométrica. A importância atribuída à análise do comportamento do consumidor doméstico de eletricidade remete a trabalhos empíricos e teóricos desde os anos 70 (TAYLOR, 1975). No entanto, existem poucas pesquisas empíricas no âmbito nacional sobre o consumo residencial de eletricidade (ANDRADE e LOBÃO, 1997).

A demanda residencial de eletricidade é derivada da demanda pelos serviços, tais como o aquecimento de água, resfriamento, preparação e armazenamento de alimentos e entretenimento, que são realizados pelo uso de aparelhos elétricos. Os determinantes do consumo doméstico de energia elétrica são o preço da eletricidade, a renda do consumidor, a estrutura residencial, características demográficas e climáticas. Este artigo examina as relações econométricas entre o consumo de eletricidade e as variáveis renda, preço e estoque de eletrodomésticos, buscando estimar as elasticidades de demanda de eletricidade no setor residencial para o Estado da Bahia. Condicionantes sociais e econômicas locais influem na estrutura da demanda residencial de eletricidade da Bahia, seja devido ao baixo nível de rendimento familiar, que contribui pela demanda reprimida (consumo regional per capita inferior à média nacional), seja pelo consumo de energia elétrica orientado para os serviços mais essenciais (GHIRARDI, 2002).

A essencialidade da energia elétrica para o consumidor é observada nos resultados dos modelos econométricos, sobretudo nas elasticidades preços que se situam próximas de zero, revelando a insensibilidade dos consumidores face aos aumentos/reduções das tarifas de energia elétrica.

Compreender o comportamento do consumidor residencial por eletricidade é importante não somente para os agentes econômicos, na sua escolha de investir no setor elétrico, mas também para a elaboração de políticas públicas, planejamento de energia elétrica e para a regulação econômica do mercado de energia elétrica. As flutuações nos preços das tarifas públicas, sobretudo da eletricidade, provocam alterações no orçamento doméstico, influenciando, portanto, na quantidade demandada de energia elétrica. A importância do setor residencial no consumo de eletricidade é inquestionável, situando-se quase sempre como a segunda classe de maior demanda de energia.

Este artigo é dividido em quatro seções. A primeira seção aborda uma revisão teórica de alguns trabalhos selecionados na literatura de demanda residencial de eletricidade, brevemente revelando as metodologias utilizadas. A segunda seção analisa a estrutura do consumo de energia elétrica no Estado da Bahia, bem como uma descrição dos dados utilizados para os modelos econométricos. A terceira seção provê uma estrutura econométrica

¹Mestrando em Economia pela Faculdade de Ciências Econômicas da UFBA.

Email: dudagarcez2002@hotmail.com

² Professor Adjunto da Faculdade de Ciências Econômicas da UFBA. Email: ghirardi@ufba.br

para estimar as elasticidades preço e renda. A quarta seção descreve os resultados da análise econométrica através de uma abordagem comparativa.

2. MARCO TEÓRICO DA DEMANDA RESIDENCIAL DE ELETRICIDADE

Geralmente, a demanda residencial de energia elétrica está baseada nos pressupostos neoclássicos de maximização de utilidade ou minimização do gasto do consumidor. As principais abordagens utilizadas são a parametrização da demanda por eletricidade através da função demanda ou utilidade. Os modelos econométricos de demanda por energia elétrica são, em sua maioria, elaborados com dados agregados, destacando-se alguns trabalhos que utilizam informações mais específicas, buscando identificar o perfil regional do consumo doméstico de energia elétrica.

Os primeiros estudos sobre a demanda residencial de eletricidade foram realizados nos anos 50 através do trabalho seminal de Houthakker (1951) sobre a tarifa de energia elétrica, abrindo o caminho para estudos no tema e as implicações do preço da energia sobre a estrutura de demanda por eletricidade. Os problemas associados na estimação da demanda residencial de energia elétrica foram posteriormente analisados por Taylor (1975) em seu artigo "*The demand for electricity: a survey*". Segundo Taylor (1975), os principais problemas na estimação da demanda agregada por eletricidade são a definição da tarifa, visto que a estrutura tarifária é distinta para cada bloco de consumo, e a possibilidade do consumidor se mover de uma faixa de consumo para outra.

A discussão sobre qual o tipo de tarifa de energia elétrica, tarifa média ou tarifa marginal, a ser utilizada na elaboração de modelos de consumo residencial de eletricidade se estendeu ao longo dos anos. Os autores que preferem utilizar a tarifa marginal de energia elétrica justificam sua escolha em função da estrutura tarifária e sua relação com os distintos blocos de consumo, visto que o valor marginal da tarifa absorveria todas as faixas de consumo. No entanto, a dificuldade em obter a tarifa marginal de eletricidade e a percepção do consumidor sobre este tipo de tarifa em sua conta residencial de energia elétrica conduziu alguns estudos para a escolha da tarifa média. Para Shin (1985), a implicação da utilização do preço marginal para a estimação da função demanda de eletricidade é mais teórica do que prática. Shin (1985) justifica a utilização da tarifa média de energia elétrica, baseado em estudos econométricos comparativos entre as tarifas, como a tarifa representativa do consumidor residencial pelo pressuposto da informação imperfeita, sendo muito custoso para o consumidor perceber o preço marginal relativo a sua classe de consumo. O preço médio, geralmente, é o preço ao qual o consumidor se reporta e é percebido posteriormente através de seu consumo mensal (Taylor, 1975). O estabelecimento de um preço marginal único somente é válido quando o consumidor permanece dentro do bloco de consumo que pertence. Diante das dificuldades teóricas e práticas, este estudo realizará as estimações da demanda residencial por eletricidade utilizando a tarifa média de energia.

Partindo do pressuposto que o consumidor não se desloque de um bloco de consumo para outro e utilizando-se a tarifa média como a representativa da demanda agregada, o artigo buscou especificar a função demanda residencial de energia elétrica baseado nos principais modelos e variáveis explicativas utilizadas na literatura econométrica.

O modelo econométrico da demanda residencial de eletricidade pode ser estimado na forma logarítmica, no intuito de se obter diretamente a elasticidade, conforme utilizado no trabalho clássico de Wilson (1971):

$$Q = K + b_1P + b_2G + b_3Y + b_4R + b_5C + \varepsilon \quad (\text{forma linear}) \quad (1)$$

$$\ln Q = 10.25 - 1.33 \ln P + 0.31 \ln G - 0.46 \ln Y + 0.49 \ln R + 0.04 \ln C \quad (\text{forma logarítmica}) \quad (2)$$

Onde, Q é a demanda média de eletricidade por consumidor (em kWh/ano), P é o preço médio da eletricidade, G é o preço médio do gás natural, Y é a renda média familiar, R é o número de quartos por consumidor, C é o número de graus diários de temperatura, e ε é o termo de erro da regressão.

Wilson (1971) encontrou o sinal esperado do preço, apesar do sinal negativo da renda, cuja justificativa se baseia na escolha dos dados de corte e na representação de uma função de demanda de longo prazo.

Anderson (1973) também utilizou uma especificação logarítmica para a sua função demanda por eletricidade:

$$\ln X = a_0 + a_1 \ln PE + a_2 \ln PG + a_3 \ln PO + a_4 \ln PC + a_5 \ln PBG + a_6 \ln Y + a_7 \ln HS + a_8 \ln SHU + a_9 \ln NU + a_{10} \ln W + a_{11} \ln S + u \quad (3)$$

Onde, X é o consumo residencial de eletricidade, PE é preço da eletricidade, PG é o preço do gás, PO é o preço do óleo para aquecimento, PC é o preço do carvão, PBG é o preço do gás de cozinha, Y é a renda familiar, HS é o tamanho médio da família, SHU é o número de unidades residenciais, NU é o número de residências não urbanas, W é a temperatura média de dezembro, S é a temperatura média de julho e, u é o termo de erro da regressão.

Observa-se na especificação de Anderson (1973) a inclusão de variáveis climáticas (“W” e “S”) e variáveis demográficas (“SHU”, “HS” e “NU”), além das principais variáveis utilizadas no modelo convencional de demanda por eletricidade, preço da eletricidade e renda familiar.

A demanda por eletricidade também pode ser estimada por um modelo de série temporal (DONNELLY, 1984) com a variável dependente defasada (modelo de ajustamento parcial), cuja forma log-linear é:

$$\ln Q_{ET} = -2.94 - 0.35 \ln P_{ET} + 0.19 \ln P_{ST} + 0.31 \ln Y_t + 0.20 \ln HDD_t + 0.55 \ln Q_{ET-1} \quad (4)$$

Cujo Q_{ET} é o consumo residencial de eletricidade, P_{ET} é o preço da eletricidade, P_{ST} é o índice de preço de outros combustíveis, Y_t é a renda familiar, HDD_t é os graus diários de aquecimento. Os resultados encontrados por Donnelly (1984) são todos significativos e com

os sinais esperados. A inclusão da variável defasada indica que o consumo passado influi na quantidade demandada contemporânea de eletricidade. Modelos de ajustamento parcial são freqüentemente utilizados para estimar a demanda residencial de energia elétrica (CHANG e HSING, 1991; HAAS et al, 1998; BOSE e SHUKLA, 1999; NASR, BADR e DIBEH, 2000).

Modernas metodologias econométricas conseguem reunir as capacidades explicativas e preditivas de um modelo através de uma análise estrutural dinâmica, seja utilizando dados de séries temporais, dados dispostos em painel ou em cortes temporal (cross-sections). Os modelos de função de transferência linear (LFT), modelos autoregressivos de defasagens distribuídas (ADL), modelos de ajustamento parcial (PAM), modelos autoregressivos vetoriais (VAR) com ou sem restrições, mecanismos de correção de erros (ECM) estão dentre os mais recentes instrumentos estatísticos destinados a compreender o consumo de energia elétrica na classe residencial.

O modelo autoregressivo vetorial (VAR) é um modelo de equações simultâneas, cuja principal vantagem é mensurar o impacto que as variáveis endógenas defasadas tem sobre as variáveis contemporâneas, além de ser estimado na sua forma reduzida por Mínimos Quadrados Ordinários (ENDERS, 1995). No entanto, a modelagem de um sistema VAR requer a determinação do número de defasagens do modelo, os testes de diagnóstico dos resíduos e os testes de estabilidade do sistema. Høltedahl e Joutz (2000) realizam um modelo VAR para estimar a demanda residencial de eletricidade de Taiwan, bem como um modelo de correção de erros (ECM) para analisar a relação de equilíbrio entre as variáveis no longo prazo. O modelo econométrico autoregressivo a ser utilizado neste artigo baseia-se no estudo de Høltedahl e Joutz (2000).

Høltedahl e Joutz (2000) especificam o seguinte modelo autoregressivo vetorial:

$$Z_t = \prod_0 + \sum_i^p \prod_i Z_{t-i} + \sum_i^m \Theta_i X_t + u_t \quad (5)$$

onde

$$Z_t = \begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \\ Z_3 \\ Z_4 \end{bmatrix}$$

Onde Z_t é a matriz das variáveis endógenas, Z_{t-1} é a matriz das variáveis endógenas defasadas, p é o número de defasagens no sistema VAR, u_t é o termo de erro do sistema, Z_1 é o consumo residencial de eletricidade, Z_2 é o preço real da eletricidade, Z_3 é a renda familiar e, Z_4 é o grau de urbanização.

3. CONSUMO RESIDENCIAL DE ELETRICIDADE NA BAHIA

Descrição dos dados e análise setorial

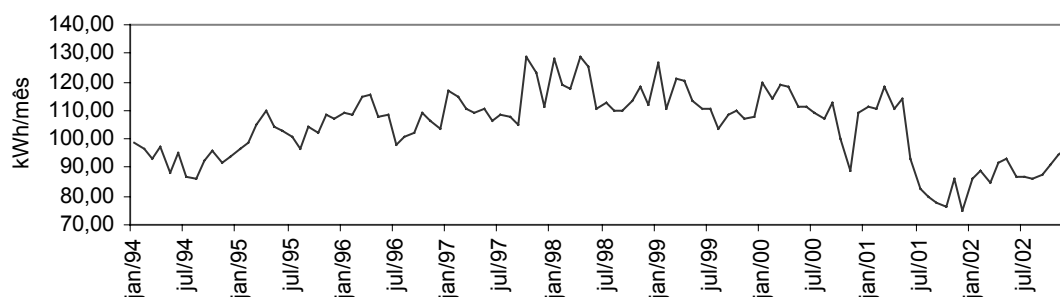
Os dados mensais para o segmento residencial de consumo de eletricidade, número de consumidores e tarifa média nominal de fornecimento para a Bahia foram obtidas com a Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL), sendo que os dados de consumo de eletricidade são consolidados. Os índices de preço de eletrodomésticos e o IPCA (Índice de Preço ao Consumidor Amplo) foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Os dados de rendimento mensal para o Estado da Bahia não são disponíveis e, para tanto, foi utilizado o rendimento mensal dos ocupados de mais de 15 anos para a cidade de Salvador como uma proxy da renda da Bahia, coletado pela PME – Pesquisa Mensal de Emprego – do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Por se tratar de uma modelagem utilizando-se dados mensais, alguns procedimentos iniciais foram adotados para a estimação dos modelos. O passo inicial foi averiguar a trajetória das séries mensais que fazem parte do modelo, ou seja, as variáveis dependentes e independentes. O segundo passo consistiu na análise do processo gerador dos dados, buscando alguma tipo de perturbação na série fora do comum. A partir desta investigação, observou-se que dentre os dados de consumo residencial de energia elétrica, o mês de outubro de 2000 assemelha-se a um típico *outlier*. Esta perturbação na série foi retirada e, para o mês de outubro de 2000, foi realizada uma interpolação entre os consumos mensais do mês anterior e posterior. A utilização de dados mensais confere uma dificuldade maior, devido à volatilidade contida nas séries, quase todas não-estacionárias.

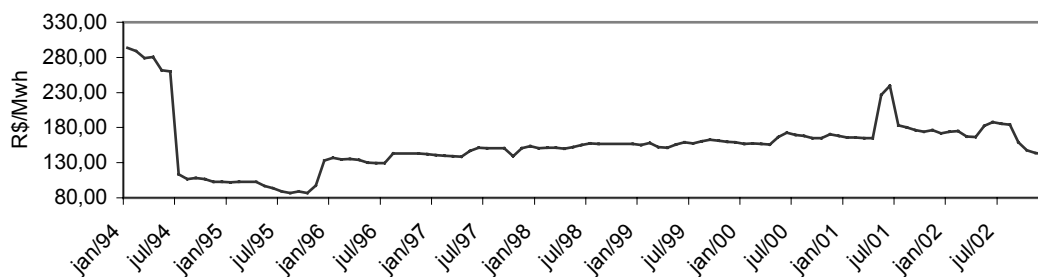
Destaca-se também que no período que compreende junho de 2001 a fevereiro de 2002 ocorreu o racionamento de energia elétrica, cujo impacto na classe residencial gerou uma quebra estrutural na série de consumo de eletricidade.

A Figura 1 demonstra as variáveis obtidas para a elaboração do modelo de demanda residencial de energia elétrica.

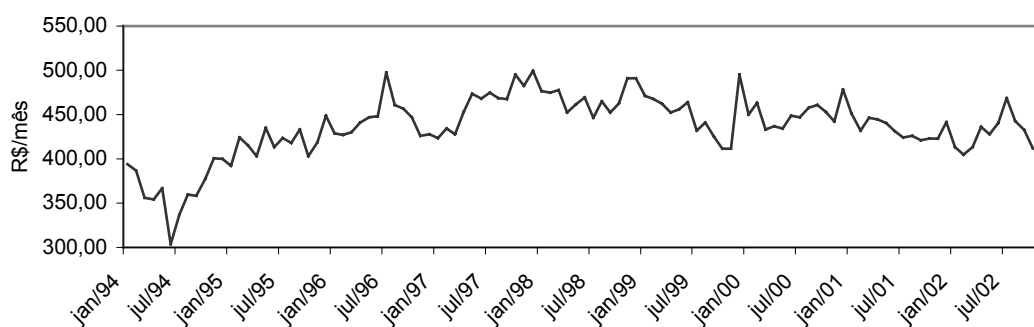
(a) Consumo residencial de eletricidade (Mwh/mês por consumidor)



(b) Tarifa média real da eletricidade (R\$, dezembro 2000)



(c) Rendimento real familiar (R\$, dezembro 2000).



(d) Índice de preço real de eletrodomésticos (dezembro 2000).

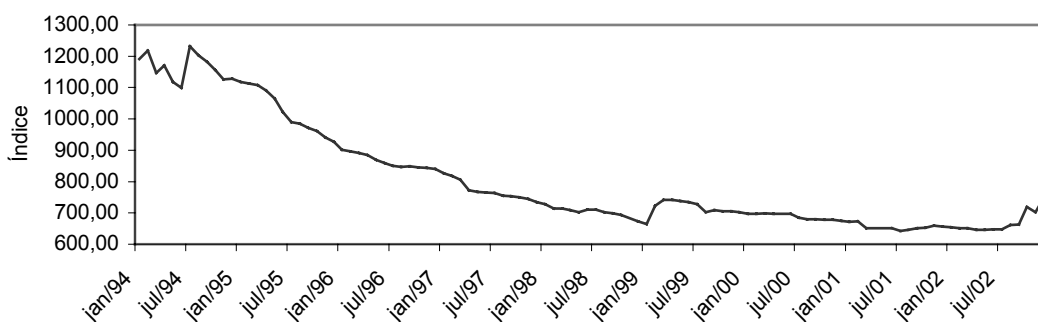


Figura 1. Consumo residencial de eletricidade e suas variáveis relacionadas.

4. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO E METODOLOGIA

A energia elétrica é consumida em função dos estoques dos aparelhos elétricos. Modelos de regressão dinâmicos são utilizados neste artigo para estudar as relações entre o consumo residencial de eletricidade e as suas variáveis relacionadas. A análise baseada no modelo linear clássico pressupõe que as séries devam ser estacionárias, evitando o problema da

regressão espúria. Antes de proceder à estimação dos modelos econométricos, uma análise das séries temporais foi realizada.

Teste de Raiz Unitária

Os dados descritos na seção anterior foram analisados quanto à sua estabilidade e, para tanto, foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a detecção de raiz unitária. A presença de uma raiz unitária na série temporal conduz a resultados viesados, invalidando os pressupostos clássicos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo.

Os testes ADF são especificados sem constante e tendência, com a presença de constante e constante mais tendência, respectivamente:

$$\Delta Z_t = \sigma_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{sem constante e sem tendência}) \quad (6)$$

$$\Delta Z_t = \sigma_0 + \sigma_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{com constante}) \quad (7)$$

$$\Delta Z_t = \sigma_0 + \sigma_1 Z_{t-1} + \sigma_2 t + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{constante + tendência}) \quad (8)$$

Onde Δ é o operador da diferença da série Z_t , p é o número de defasagens da especificação e t é a tendência temporal. As estatísticas de Dickey-Fuller, τ (sem constante e sem tendência), τ_μ (com constante) e τ_τ (com constante mais tendência), correspondem ao teste t para a estimativa do coeficiente da variável Z_t . As hipóteses testadas nos modelos especificados correspondem a uma hipótese nula de que a série não é estacionária (H_0 : Z_t não é $I(0)$) contra a hipótese alternativa de que a série não é integrada, ou seja, trata-se de uma série estacionária (H_1 : Z_t é $I(0)$).

Z_t representa as séries que serão analisadas quanto à presença ou não da raiz unitária. A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes de Dickey-Fuller para as variáveis que serão utilizadas na elaboração dos modelos econométricos de demanda residencial de eletricidade para o Estado da Bahia.

Tabela 1. Teste ADF (Dickey-Fuller Aumentado)

Variável	Equação de teste	Ordem de (k)	Estatística-t (ADF)	Valor Crítico (MacKinnon)	
				5%	1%
Ct	constante+tendência	(0)	-2.755819	-3.4523	-4.0468
Δ Ct	somente constante	(1)	-11.40511**	-2.8892	-3.4940
Pt	constante+tendência	(0)	-3.856546*	-3.4523	-4.0468
Pt	constante+tendência	(1)	-4.316480**	-3.4527	-4.0477
Δ Pt	somente constante	(0)	-9.099892**	-2.8889	-3.4934
Δ Pt	somente constante	(1)	-7.095358**	-2.8892	-3.4940
Yt	constante+tendência	(0)	-3.113528	-3.4523	-4.0468
Yt	constante+tendência	(1)	-2.211714	-3.4527	-4.0477
Δ Yt	somente constante	(0)	-14.07286**	-2.8889	-3.4934

ΔY_t	somente constante	(1)	-9.748303**	-2.8892	-3.4940
Pet	constante+tendência	(0)	-0.616964	-3.4523	-4.0468
Δ Pet	somente constante	(0)	-10.61303**	-2.8889	-3.4934
Δ Pet	somente constante	(1)	-6.928178**	-2.8892	-3.4940

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

Observa-se na Tabela 1 que as séries econômicas são não-estacionárias em nível. No entanto, as variáveis do modelo de demanda residencial a ser estimado são todas integráveis de ordem 1 [I(1)], o que é confirmado pelos testes nas primeiras diferenças onde as séries são todas [I(0)]. Devido à mudança estrutural na série de consumo residencial de energia elétrica, o teste de Philipps-Perron com quebra estrutural na série foi realizado (Tabela 2). O teste de raiz unitária de Perron é especificado da seguinte forma:

$$C_t = \mu + \gamma t + \theta D_L + \delta D_P + \alpha_1 C_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta C_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde D_L é a variável dummy de nível, assumindo valor unitário a partir de julho de 2001 e zero, caso contrário; D_P é uma variável dummy de impulso que assume valor unitário em julho de 2001 e zero, caso contrário; t é a tendência; Δ é o operador da diferença da série C_t ; C_t é o consumo residencial de energia elétrica e ε_t é o termo de erro da regressão. Neste modelo (ver Tabela 2) testa-se a hipótese de que $\alpha_1=0$, seguindo os valores críticos de Dickey-Fuller (ENDERS, 1995).

Tabela 2. Teste de Perron com quebra estrutural e alteração de tendência gradual.

Variável	Equação de teste	Ordem de (k)	Estatística-t (ADF)	Valor Crítico (MacKinnon)	
				Hipótese $\alpha_1=0$	
				5%	1%
Ct	sem tendência	(0)	11.52396**	-2.89	-3.51
Ct	com tendência	(0)	8.383924**	-3.45	-4.04
Ct	com tendência	(1)	9.474757**	-3.45	-4.04
Ct	com tendência	(2)	8.286153**	-3.45	-4.04
Δ Ct	com tendência	(0)	-4.931713**	-3.45	-4.04
Δ Ct	com tendência	(1)	-5.742630**	-3.45	-4.04

Teste de co-integração

No intuito de verificar a existência de cointegração entre as variáveis relacionadas ao modelo de demanda residencial de eletricidade, foi realizado o teste de Engle & Granger. Segundo a teoria de cointegração, se duas ou mais séries econômicas são $I(d)$, onde d representa a ordem de integração, qualquer combinação linear entre as séries também será $I(d)$. Para verificar se as séries são co-integradas, estima-se a regressão entre as variáveis em nível e aplica-se o teste de raiz unitária sobre os resíduos dessa regressão (PINDYCK, 1998). Se a série dos resíduos for estacionária, significa que as variáveis são co-integradas e, com isto, também elimina o problema da regressão espúria do modelo linear clássico. Para saber se as variáveis consumo, tarifa e renda possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, realizamos as seguintes estimações:

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \varepsilon_{t1} \quad (10)$$

$$C_t = \alpha_2 + \alpha_3 Y_t + \varepsilon_{t2} \quad (11)$$

Se as séries dos resíduos estimados das equações (10) e (11) são estacionárias, então as séries $\{P_t\}$ e $\{Y_t\}$ são co-integradas com a série $\{C_t\}$ nas suas respectivas equações. Para detectar a estacionariedade dos resíduos, realizamos o teste de Dickey-Fuller nos resíduos para determinar sua ordem de integração. A especificação dos resíduos é a seguinte:

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Os resultados das estatísticas de Dickey-Fuller (sem constante e tendência) para os resíduos demonstram estacionariedade, (I[0]), para as equações (10) e (11). Conclui-se que tanto a renda quanto o preço, em nível, possuem uma relação de longo prazo com o consumo de eletricidade, igualmente em nível. Especificação semelhante com as variáveis em primeira diferença também detectou a co-integração das séries.

No entanto, para verificar se existe relação de longo prazo entre todas as variáveis, realizou-se o teste de Johansen, visto que as estatísticas de Dickey-Fuller não são consistentes e plausíveis para estimações de equações de longo prazo com mais de duas variáveis. Antes de proceder ao teste de Johansen precisamos formular um modelo VAR e definir sua ordem de defasagem (Tabela 3).

Tabela 3. Estrutura de defasagens do modelo VAR(p).

(p)	Schwarz	Akaike
1	-5.709166*	-5.809673
2	-5.687722	-5.864652
3	-5.647536	-5.901804*
4	-5.545128	-5.877666

Foi escolhida uma defasagem (p=1) para o modelo VAR, segundo o critério de Schwarz. O teste de co-integração de Johansen foi realizado com as variáveis em primeira diferença, mas com apenas uma defasagem, gerando os resultados da Tabela 4.

Tabela 4. Teste de co-integração de Johansen.

Autovalor	LR - Estatística traço	5%	1%
0.583957	200.7578**	29.68	35.65
0.482992	109.5533**	15.41	20.04
0.325444	40.94480**	3.76	6.65

Notas: O símbolo ** indica que a hipótese nula é rejeitada ao nível de significância de 5%/1%.

O teste de co-integração de Johansen indica que as variáveis do modelo (C_t , P_t e Y_t) são co-integráveis em primeira diferença. Pela estatística de autovalor máximo não é possível rejeitar a existência de uma relação de co-integração entre as variáveis. Conclui-se que as variáveis co-integram e a relação de co-integração é dada pelo vetor normalizado:

Tabela 5. Vetor de co-integração.

C_t	P_t	Y_t
1.000000	0.073572	-0.394616

Na Tabela 5 observa-se, pela ótica da co-integração, a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo, sendo estimada da seguinte forma:

$$C_t = -0.073572P_t + 0.394616Y_t \quad (13)$$

Além do modelo de co-integração, outros modelos econométricos de equação única serão estimados neste artigo. As especificações gerais para o modelo linear clássico e de ajustamento parcial serão, respectivamente, as seguintes:

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln PE_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln PE_t + \beta_4 \ln C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde C_t é a demanda residencial de eletricidade por consumidor (em MWh/mês), P_t é a tarifa média real de energia elétrica (R\$, dezembro 2000), Y_t é o rendimento real familiar (em R\$), PE_t é o índice real do preço dos eletrodomésticos e C_{t-1} é a demanda residencial de eletricidade defasada.

Tabela 6. Modelo linear clássico.

Variável explicativa	Equação (A)	Equação (B)	Equação (C)	Equação (D)
Constante	-6.492975 (-9.722197)	-	-9.972171 (-7.650676)	-
P_t	-0.072250 (-2.030915)	-0.185166 (-4.004777)	-0.011659 (-0.295100)	-0.185267 (-4.596171)
Y_t	0.755922 (7.260138)	-0.219578 (-5.742671)	1.061595 (7.514404)	0.034371 (0.627567)
PE_t	-	-	0.197587 (3.067671)	-0.231188 (-5.843861)
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste				
R^2	0.361602	-0.218611	0.415046	0.082628
R^2 ajustado	0.349325	-0.230217	0.398008	0.064986
Durbin-Watson	0.536073	0.254405	0.715624	0.318868
Schwarz-critério	-4.707453	-4.104620	-4.751211	-4.344903
F-teste	29.45383	-	24.36073	4.683667

Na Tabela 6, o melhor modelo linear clássico é a equação (A), com as estimativas dos coeficientes significativas e os sinais teoricamente esperados. Aplicando-se o teste ADF sobre os resíduos da equação (A), obtemos que os erros da regressão são estacionários tanto em nível quanto em diferença.

Destaca-se na equação (A) a autocorrelação serial dos resíduos através do teste Durbin-Watson. Uma nova especificação foi elaborada com a inserção de uma variável dummy representando a diferença de nível do consumo residencial de eletricidade no Estado da Bahia, visto que a série apresenta uma mudança estrutural provocada pelo racionamento ocorrido em junho de 2001.

A equação da demanda residencial com a variável dummy pode ser representada da seguinte forma:

$$\ln C_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_t + \alpha_2 \ln Y_t + \alpha_3 \ln PE_t + Dummy + \varepsilon_t \quad (16)$$

Tabela 7. Modelo linear clássico com dummy.

Variável explicativa	Equação (E)	Equação (F)
constante	-6.378939 (-15.39185)	-3.142214 (-3.331564)
P_t	-0.005283 (-0.233041)	-0.047840 (-1.981326)
Y_t	0.686997 (10.59910)	0.390829 (3.928557)
PE_t	-	-0.182520 (-3.769436)
Dummy	-0.197575 (-12.93029)	-0.237149 (-13.31621)
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste		
R^2	0.756636	0.786392
R^2 ajustado	0.749548	0.778015
Durbin-Watson	1.288262	1.291255
Schwarz-critério	-5.628187	-5.714930
F-teste	106.7449	93.87752

Onde a dummy possui valor 0 para os meses anteriores e incluindo o mês que ocorreu a mudança estrutural na série e 1, caso contrário.

A equação (F) apresentou resultados melhores do que as equações (A) e (C), apresentando inclusive um melhor grau de ajuste da regressão (Tabela 7).

Em seguida, elaborou-se um modelo de ajustamento parcial (JOHNSTON e DINARDO, 1996). O modelo de ajustamento parcial é, portanto, composto de duas partes – uma estática, que descreve uma quantidade desejada a ser determinada (equação 17), e uma dinâmica, que define o processo de ajustamento (equação 18).

$$\ln C_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln P_t + \gamma_2 \ln Y_t + \gamma_3 \ln PE_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\ln C_t - \ln C_{t-1} = \lambda(\ln C_t^* - \ln C_{t-1}) \quad (18)$$

Substituindo (17) em (18), e rearranjando os termos, obtemos:

$$\ln C_t = \lambda\gamma_0 + (1 - \lambda)\ln C_{t-1} + \lambda\gamma_1 \ln P_t + \lambda\gamma_2 \ln Y_t + \lambda\gamma_3 \ln PE_t + \lambda\varepsilon \quad (19)$$

Que pode ser estimado como:

$$\ln C_t = \chi_0 + \chi_1 \ln P_t + \chi_2 \ln Y_t + \chi_3 \ln PE_t + \chi_4 \ln C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

A Tabela 8 demonstra os resultados do modelo de ajustamento parcial para o consumo residencial de eletricidade do Estado da Bahia.

Tabela 8. Modelo de ajustamento parcial.

Variável explicativa	Equação (G)	Equação (H)	Equação (I)	Equação (J)
constante	-2.628943 (-2.570929)	-1.346082 (-2.473231)	-1.226449 (-2.227082)	-2.831726 (-3.589808)
P _t	-0.011261 (-0.424459)	-0.033221 (-1.502525)	-	-
P _{t-1}	-	-	-0.039270 (-1.830150)	-0.065787 (-1.184327)
Y _t	0.284315 (2.650191)	0.170847 (2.265911)	0.155828 (2.075948)	0.147774 (1.252324)
PE _t	0.064881 (1.478538)	-	-	-
C _{t-1}	0.767761 (13.07343)	0.790200 (13.84834)	0.789236 (13.93324)	-
AR(1)	-	-	-	0.851519 (16.07005)
Testes de diagnóstico e qualidade do ajuste				
R ²	0.782511	0.777803	0.780106	0.768276
R ² ajustado	0.773897	0.771268	0.773639	0.761393
Durbin-Watson	2.527531	2.531431	2.507028	2.538443
h-Durbin				
Schwarz-critério	-5.690731	-5.713312	-5.723730	-5.666838
F-teste	90.84765	119.0176	120.6201	111.6208

As equações (H) e (I) apresentam os melhores resultados, seguido em seguida da equação (J). A equação (I) possui o coeficiente estimado da tarifa de eletricidade mais significativa do que a tarifa da equação (H), revelando o efeito de uma defasagem da tarifa sobre o consumo residencial de eletricidade. Teoricamente, o impacto da tarifa de eletricidade é percebido para o consumidor após o consumo subsequente ao aumento da tarifa de energia elétrica. Na equação (J) temos uma especificação semelhante àquela da equação (H), no entanto, o termo autoregressivo do consumo na especificação reduz as significâncias dos coeficientes preço e renda, apesar deles serem semelhantes em valor com os parâmetros da equação (H).

Para efeito de comparação entre os modelos econométricos de equação única, o modelo VAR (p) foi estimado com apenas uma defasagem (p=1) e com as séries em nível. O modelo VAR na sua forma reduzida (ENDERS, 1995) e estimado por mínimos quadrados ordinários segue a especificação geral:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Onde x_t é o vetor ($n \times 1$) contendo as variáveis consumo residencial de energia elétrica, tarifa e rendimento familiar no sistema VAR; A_0 é o vetor ($n \times 1$) dos termos do intercepto; A_i são as matrizes ($n \times n$) dos coeficientes e, ε_t é o vetor ($n \times 1$) dos termos de erro do sistema.

O resultado da equação de consumo do sistema VAR (1) é:

$$\ln C_t = -1.006 - 0.044 \ln P_t + 0.127 Y_t + 0.798 C_{t-1} \quad (22)$$

5. ELASTICIDADE-PREÇO E RENDA

As elasticidades-preço e renda dos modelos de demanda residencial de eletricidade no Estado da Bahia são descritas na Tabela 9.

Tabela 9. Elasticidades preço e renda do consumo residencial de eletricidade.

Modelos	Elasticidade-preço	Elasticidade-renda
Equação (A)	-0.072250	0.755922
Equação (F)	-0.047840	0.390829
PAM - Equação (I)	-0.039270	0.155828
PAM - Equação (J)	-0.065787	0.147774
VAR (1)	-0.044421	0.126908
Johansen (co-integração)	-0.073572	0.394616

As equações (I), (J) e (L) são bastante similares quanto aos coeficientes estimados. A elasticidade preço é bastante inelástica, enquanto que a elasticidade-renda é positiva para todos os modelos estimados. No modelo de co-integração, destaca-se a maior elasticidade renda e preço em virtude da relação de longo prazo entre as variáveis.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho desenvolveu modelos econométricos para estimar a demanda residencial de eletricidade para o Estado da Bahia. As principais variáveis que influem no consumo doméstico de eletricidade são a renda familiar, a tarifa residencial de energia elétrica e os estoques de eletrodomésticos. Os impactos dos juros na aquisição de aparelhos elétricos e o preço dos combustíveis sobre o nível de demanda de eletricidade não são significativos, sendo, portanto, variáveis irrelevantes nas regressões estimadas. As elasticidades encontradas neste artigo são próximas àquelas obtidas em estudos prévios.

As elasticidades-preço encontradas nos trabalhos de Modiano (1984) e Andrade e Lobão (1997) para o Brasil são superiores à elasticidade-preço da demanda residencial de eletricidade para o Estado da Bahia, confirmando a hipótese do preço inelástico inferior em razão do consumo de energia elétrica para os serviços essenciais do indivíduo. O nível de rendimento familiar tem um efeito positivo no nível de consumo de eletricidade, com elasticidade-renda variando de 0.127 a 0.394. A elasticidade-renda da Bahia é inferior as

elasticidades renda por demanda de eletricidade para o Brasil, cujos parâmetros estão entre 0.332 e 1.133 nas estimativas de Modiano (1984) e entre 0.211 e 0.213 para Andrade e Lobão (1997).

As elasticidades preço e renda são significativas e com sinais teoricamente esperados nos modelos analisados neste trabalho. A análise da série de consumo residencial de energia elétrica por unidade consumidora é mais informativa que a demanda total agregada de eletricidade, contando com as propriedades de sazonalidade e sensibilidade ao rendimento familiar. O estoque de eletrodomésticos, representado pelo índice de preço de eletrodomésticos (ANDRADE e LOBÃO, 1997), é considerado uma variável explicativa relevante para a quantidade demandada de energia elétrica no Estado da Bahia. Foi encontrado que o impacto da tarifa de energia elétrica no nível de consumo residencial não é apenas contemporâneo, visto que uma defasagem da tarifa de eletricidade é bastante significativa.

Os resultados deste artigo demonstram que os efeitos do preço, da renda e dos estoques de eletrodomésticos são relevantes para explicar o comportamento do consumidor, mas que o comportamento é inelástico, conforme esperado. As implicações dos modelos estimados não se restringem à projeção da demanda residencial de eletricidade e a análise de sensibilidade do consumo por energia elétrica. Os resultados encontrados mostram também que o consumo residencial de eletricidade na Bahia, caracterizada por 82% das unidades consumidoras e 54% da demanda total situada abaixo dos 140kWh/mês tem elasticidade inferior à do país como um todo, devido ao baixo nível de renda da população que limita o uso de eletricidade aos serviços essenciais da residência.

8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDERSON, K. P. **Residential energy use: an econometric analysis**. The Rand Corporation (R-1297 – NSF), 1973.

ANDRADE, T. A e LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. IPEA, Rio de Janeiro, junho 1997 (Texto para discussão, 489)

BOSE, R. K. e SHUKLA, M. **Elasticities of electricity demand in India**. Energy Policy, v. 27, p. 137-146, 1998.

CHANG, H. S. e HSING, Y. **The demand for electricity: new evidence on time-varying elasticities**. Applied Economics, v. 23, p. 1251-1256, 1991.

DONNELLY, W. A. **Residential electricity demand modeling in the Australian Capital Territory: preliminary results**. The Energy Journal, v. 5, n. 2, p. 119-31, 1984.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. John Wiley & Sons, Inc. First Edition. 1995.

GHIRARDI, A. G. **Aspectos regionais do racionamento de eletricidade**. Bahia Análise & Dados, SEI, v.11, n. 4, p.6-15, Salvador, 2002.

HAAS, R. et al. **Impacts on electricity consumption of household appliances in Austria: a comparison of time series and cross-section analysis**. Energy Policy, v. 26, n. 13, p. 1031-1040, 1998.

HOLTEDAHL, P. e JOUTZ, F. L. **Residential electricity demand in Taiwan**. The George Washington University, Department of Economics, 2000.

HOUTHAKKER, H. S. **Electricity tariffs in theory and practice**. The Economic Journal, v. 61 (249), p. 1-25. 1951.

JOHNSTON, J. e DINARDO, J. **Econometric Methods**. Fourth Edition McGraw-Hill International Editions, 1996.

MODIANO, E. M. **Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro. Dept. Economia da PUC, maio 1984 (Texto para discussão, 68).

NASR, G. E., BADR, E. A. e DIBEH, G. **Econometric modeling of electricity consumption in post-war Lebanon**. Energy Economics, v. 22, p. 627-640, 2000.

PINDYCK, R. S e RUBINFELD, D. L. **Econometric Models and Economic Forecasts**. Fourth Edition. McGraw-Hill International Editions, 1998.

SHIN, Jeong-Shik. **Perception of price when price information is costly: evidence from residential electricity demand**. The Review of Economics and Statistics, v. 67, n. 4, p. 591-98, 1985.

TAYLOR, L. D. **The demand for electricity: a survey.** The Bell Journal of Economics, v.6, p. 74-110, 1975.

WILSON, J. W. **Residential demand for electricity.** Quarterly Review of Economic and Business, v. 11, n. 1, p. 7-22, 1971.