Recibo: Agosto 2003
Received: August 2003

PERFIL DE DEMANDA E ELASTICIDADE TARIFA DA ENERGIA ELÉTRICA EM NATAL-RN.

Afonso Rodrigues de Aquino[1] e Josimar Ribeiro de Almeida[2]
3 - IPEN-CNEN/SP araquino@ipen.br , 2 – UFRJ - EE.DHS josimar@ppe.ufrj.br

RESUMO

A estimativa da equação de demanda consistiu em calcular os parâmetros do modelo pelo método dos mínimos quadrados (ou da máxima verossimilhança). Trata-se de demanda inelástica, pois I E_t I < 1. Isso significa que, para cada 1% de aumento (ou diminuição) da tarifa, a quantidade consumida de energia elétrica sofrerá uma redução (ou acréscimo) da ordem de 0,673%, mantidos constantes os demais fatores.

Os resíduos, deste caso específico da demanda de energia elétrica, podem ser interpretados como erro da forma específica e/ou omissão de variáveis, tais como nível da atividade econômica, preços de energia alternativa, preços de bens ou serviços complementares. Quanto mais elevados os valores absolutos dos resíduos, mais relevantes serão as variáveis explicativas omitidas e/ou o erro de especificação. As seqüências de resíduos com sinais negativos (1991/1996) e com sinais positivos (1997/2000) é indício de omissão de variáveis relevantes, o que não é estranho no caso de modelos lineares simples.

Tendo:

$VE=\hat{b}\Sigma yx=\hat{b}\Sigma(Y-\bar{Y})(X-\bar{X})=\hat{b}[\Sigma YX-\Sigma Y\Sigma X/n]$. Portanto: *VE=1.079,55*; $VT=\Sigma y^2=\Sigma(Y-\bar{Y})^2=\Sigma Y^2-(\Sigma Y)^2/n$.

Dessa forma, *VT = 2.240,90*. As estatísticas que permitem a avaliação do grau de confiabilidade da estimativa obtida são: Coeficiente de determinação R^2 = *VE/VT = 0,482* ou *48,2%*. O coeficiente de determinação indica a parcela da variação da quantidade demandada *(Q)* explicada pela variável tarifa *(T)*. Nesse caso, a interpretação é que a tarifa é responsável por 48,2% da variação da quantidade demandada.

Para Estatística F: Fk;n-k-1 = VE/k / (VR/(N-K-1)) $\Rightarrow$ F(1;8) = 7,437. Estatística t para o parâmetro b: $t_b = \hat{b} - b / S_b$, onde

Sb = $\sqrt{S^2 / \Sigma x^2}$ em que

$\Sigma x^2=\Sigma(X-\bar{X})^2=\Sigma x^2-(\Sigma x)^2/n$ = 3.483,60.

Dessa forma,

Sb = $\sqrt{145{,}1688/3.483{,}60=0{,}2041}$.

Portanto, para b = 0, tb = -2,73. Para Estatística t para termo constante a Ta = â-a/S, sendo

Sa = $\sqrt{\Sigma X^2 \cdot S^2 / n \cdot \Sigma x^2}$

Assim Sa = 23,7427. Por conseguinte, para a = 0, ta = 6,69. No nível de probabilidade de 1% e n = 10, o valor crítico Dn = 0,49. Como D = 0,187 < Dn = 0,49, aceita-se a hipótese nula de normalidade dos resíduos (H0), a esse nível de significância.

Descritores: energia elétrica, insumo

ABSTRACT

The demand equation was estimated by calculating the model parameters by the least square method (or the maximum probability). This corresponds to the inelastic demand, since | E_t | < 1.This means that for 1% of increase (or decrease) in the custom tariff, the electrical energy consumption will be reduced (or raised) on the order of 0.6735, considering all the other parameters remaining constant. The residues in this specific case of electrical energy demand may be explained as an error of the specific form and/or variable parameters omission, such as economical activity level, alternative energy prices or complementary services. As higher the absolute values of the residues are, more relevant will be the omitted explicative variables and/or specification errors. The negative residue sequences (1991/1196) and the positive ones (1997/2000) are indications of relevant variables omission, that is not uncommon considering simple linear models. The statistical analysis allowed a confiability evaluation of the obtained estimate, through the determination coefficient, as 48.2%. The determination coefficient gives the variation in the demand (Q) explained by the tariff variable (T). In this case, it is understood that the tariff is responsible for 48.2% of the demanded quantity.

Key words: electric power, insume

INTRODUÇÃO

Energia é um dos insumos necessários ao desenvolvimento econômico. Ao lado das matérias-primas e da mão-de-obra, ela permite a transformação dos materiais e a produção dos bens e serviços que asseguram a subsistência e o conforto dos seres humanos. No passado, a principal fonte de energia era o trabalho humano, em cuja exploração os regimes escravocratas basearam seu progresso. O trabalho dos animais complementou essa fonte de energia, permitindo o desenvolvimento de uma agricultura mais eficiente. As quantidades de energia envolvidas nesse período, bastante limitadas, só aumentaram com o desenvolvimento das cidades, da manufatura, do comércio e do transporte de novos produtos. Ainda assim, o consumo de energia *per capita* foi muito pequeno até o século XIX, quando a revolução industrial permitiu a utilização de máquinas em grande escala na produção e transporte (Almons, 1965)[1].

A evolução do consumo de energia desde os tempos pré-históricos mostra que um americano médio, nos dias de hoje, consome aproximadamente 230 mil quilocalorias por dia (correspondentes a 11,5 quilowatts de potência instalada), enquanto um homem primitivo, sem o auxílio de qualquer máquina, conseguia viver com apenas duas mil quilocalorias (correspondentes a cem watts de potência instalada, que é potência do organismo humano) (Enders, 1995)[2].

A evolução do consumo de energia no Brasil (dados confiáveis só existem a partir de 1940) mostra um extraordinário crescimento em quatro décadas, com uma taxa média de 7% ao ano. Com esse crescimento, a quantidade de energia consumida dobrou a cada dez anos, passando de 18 x 10^6 Toneladas Equivalentes de Petróleo (TEP) em 1940 para 112 x 10^6 TEP em 1980.

Os dados sobre a evolução mais recente do aumento do produto interno bruto (PIB) e do consumo de energia dão origem à idéia de que é impossível um crescimento apropriado do PIB sem um crescimento correspondente (ou até maior) da energia consumida. Com base nessa idéia desenvolveu-se todo o processo de planejamento do sistema energético brasileiro: produzir mais energia para alimentar o desenvolvimento econômico. A relação entre o PIB e o consumo de energia dá origem ao conceito de 'elasticidade' (α), que diz de quantos pontos percentuais será o crescimento do consumo de energia para cada ponto percentual de aumento no PIB (Granger, 1989)[3].

Matematicamente, o Cálculo da Elasticidade é a relação entre o PIB e o consumo de energia, que é descrita por uma relação do tipo $E = kI\ \alpha$, onde α é definido como a elasticidade da renda, ou do PIB (representado por I), em relação à demanda de energia (E). Tomando-se os logaritmos dos componentes da equação, obtém-se: $n\ E = nk + \alpha\ nI$. Diferenciando a equação, obtém-se: $dE/E = \alpha\ dI/I$. Para efeitos práticos, pode ser usada na forma incremental: $\Delta E/E = \propto (\Delta I/I)$ de onde $\propto = (\Delta E/E)\ /\ (\Delta I/I)$. A relação agora pode ser lida da seguinte forma: α é a razão do incremento relativo do consumo de energia ($\Delta E/E$) para o incremento relativo na renda ($\Delta I/I$) (Hausman, 1978)[4].

MATERIAL E MÉTODOS

O modelo linear simples contém apenas uma variável explicativa. Na sua equação básica: $Y_i = a + bX_i + u_i$, $(i = 1, 2, ..., n)$ onde Y_i é a variável dependente, X_i é a variável explicativa, u_i é o termo aleatório, *a* e *b* são os parâmetros a serem estimados, *n* indica o tamanho da amostra e o índice *i* refere-se à unidade de observação dos valores das variáveis. Os parâmetros da equação podem ser estimados a partir de valores amostrais das variáveis Y_i e X_i. N entanto, alguns pressupostos tem de ser satisfeitos para que tal estimativa seja válida em termos de confiabilidade. Esses pressupostos são: Aleatoriedade de u_i – A variável u_i é real e aleatória ou randômica; Média zero de u_i tem média zero, isto é, $E(u_i) = 0$; Homocedasticidade - u_i tem variância constante, ou seja, $var(u_i) = E(u_i^2) = \sigma^2$, onde σ = constante; A variável u_i tem distribuição normal, isto é, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$; Ausência de autocorrelação ou independência serial dos u_i. Isso significa que $E(u_i\ u_j) = 0$ para $i \neq j$; Independência entre u_i e X_i, ou seja, $E(u_i\ X_i) = 0$; Nenhum erro de medida nos X's – As variáveis explicativas são medidas sem erros; O modelo tem especificação correta – Isso significa ausência de erro de especificação no sentido de que apenas uma variável explicativa é suficiente para expressar adequadamente o comportamento do fenômeno, assim como a forma matemática (linear ou não linear) é corretamente definida e Estacionaridade – As séries de tempo usadas na estimação são estacionárias (Goldfeld & Quandt, 1965; Gleiser, 1978)[5],[6].

Diversos métodos podem estimar os parâmetros de um modelo econométrico. Os principais são o método dos mínimos quadrados *(MQ)* e o método da máxima verossimilhança *(MV)* (Cox, 1961; Huang & Bolch, 1974)[7],[8].

No método dos mínimos quadrados a equação estimada correspondente ao modelo teórico pode ser indicada da seguinte forma: $\hat{Y}_i = \hat{a} + \hat{b}X_i$, ou $Y_i = \hat{a} + \hat{b}X_i + e_i$; onde os acentos circunflexos indicam estimativas e e_i são os erros, os resíduos estimados. O objetivo da estimação pelo método dos mínimos quadrados é o de obter estimativas dos parâmetros *a* e *b*, a partir de uma amostra dos valores de Y_i e X_i, de modo que os erros ou resíduos sejam mínimos (Park, 1966)[9].

Desse modo, pode-se reescrever $\hat{y}_i = \hat{a} + \hat{b}X_i$ em termos de e_i como $e_i = (Y_i - \hat{Y}) = Y_i - (\hat{a} + \hat{b}X)$. Elevando-se esta equação ao quadrado e somando-se os valores das variáveis para abranger todas unidades de observação, obtém-se: $SR = \sum e^2 = \sum\left[Y - (\hat{a} + \hat{b}X)\right]^2$. Assim, a aplicação do método dos mínimos quadrados consiste na obtenção das estimativas dos parâmetros *a* e *b* da equação $\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X$, de modo que a soma de quadrados dos resíduos (SR) seja mínima.

Derivando-se a equação SR = $\sum e^2$ em relação a $\hat{a}$ e a $\hat{b}$, igualando-se essas derivadas a zero e reordenando-se os termos, obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} d(SR)/d(\hat{a}) = 2\Sigma(Y - \hat{a} - \hat{b}X)(-1) = 0 \\ d(SR)/d(\hat{b}) = 2\Sigma(Y - \hat{a} - \hat{b}X)(-X) = 0 \end{cases}$$

Simplificando-se e ordenando-se os termos do sistema dessas equações é obtido o sistema de equações normais:

$$\begin{cases} \sum Y = \hat{a} + \hat{b}\sum X \\ \sum YX = \hat{a}\sum X + \hat{b}\sum X^2 \end{cases}$$

Resolvendo-se esse sistema de equações normais para $\hat{a}$ e $\hat{b}$, obtêm-se as estimativas de mínimos quadrados dos parâmetros $\hat{a}$ e $\hat{b}$:

$$\hat{b} = \frac{\sum YX - \left(\sum Y . \sum X\right)/n}{\sum X^2 - \left(\sum X\right)^2/n}$$ e

$$\hat{a} = \overline{Y} - \hat{b}\overline{X}.$$

Obtém-se, assim, a equação estimada $\hat{Y} = \hat{a} + \hat{b}X$, que melhor se aproxima da verdadeira relação *E(Y) = a + bX*. O estimador de b pode, também, ser definido pelas seguintes expressões:

$$\hat{b} = \Sigma(Y - \overline{Y}).(X - \overline{X})/\Sigma(X - \overline{X})^2 = \Sigma yx/\Sigma x^2$$

$$\hat{b} = \frac{\sum xY}{\sum X^2} = \frac{x_1}{\sum x^2}Y_1 + \frac{x_2}{\sum x^2}Y_2 + \ldots + \frac{x_n}{\sum x^2}Y_n$$

Essa expressão indica que a estimativa de *b* é uma média ponderada dos valores de *Y*, em que os pesos são: $\frac{x_1}{\Sigma x^2}, \frac{x_2}{\Sigma x^2}, \ldots \frac{x_n}{\Sigma x^n}$.

No modelo $Y_i = a + bX_i + u_i$ de acordo com os pressupostos de validade de um modelo econométrico, *Y* é considerado uma variável aleatória com distribuição normal, média $(a + bX_i)$ e variância σ^2. Em conseqüência, se os valores observados Y_1, Y_2, ... Y_n são independentes, pode-se escrever uma função de probabilidade conjunta, a partir da fórmula da distribuição normal:

$$L = p(Y_1)p(Y_2)\ldots p(Y_n) = L(Y_1, Y_2, \ldots, Y_n, \hat{a}, \hat{b}, \hat{\sigma}^2) =$$

$$L = \prod_{i=1}^{n} 1/(2\Pi\hat{\sigma}^2)^{1/2}.Exp\left[-1/2\hat{\sigma}^2(Y - \hat{a} - \hat{b}X)^2\right]$$

onde Π é o produtório de *n* fatores, *p* é a probabilidade de ocorrência de *Y* associada à distribuição normal, Π = 3,14159 e Exp pode ser entendido como o número e = 2,71828 (base do logaritmo neperiano), elevado à expressão entre colchetes.

Tal expressão é conhecida como função de verossimilhança. Os estimadores de máxima verossimilhança *a* e *b* da equação $Y_i = a + bX + u_i$ são definidos como os valores estimados, que, mais provavelmente, geram os valores amostrais Y_1, Y_2, ...Y_n. Para que isso ocorra, é necessário que tais estimadores maximizem a função de verossimilhança. Para tanto, deriva-se *L* em relação aos parâmetros estimados a, b e à variância σ^2.

Para facilitar a diferenciação, logaritma-se a função de verossimilhança, obtendo-se a expressão:

$$\text{Log}_L = -\frac{n}{2}\log 2\pi - n\log\hat{\sigma} - \frac{1}{2\hat{\sigma}^2}\Sigma(Y - \hat{a} - \hat{b}X)^2$$

Desse modo, as derivadas parciais de log *L* em relação aos valores estimados â, $\hat{b}$ e σ^2 são igualadas a zero, obtendo-se, em conseqüência, um sistema de equações normais. A solução desse sistema para esses valores fornece os estimadores de máxima verossimilhança de a, b e σ^2. Tais estimadores tornam máxima a verossimilhança entre as estimativas obtidas e os respectivos parâmetros populacionais. Verifica-se, então, que tais estimadores são exatamente iguais aos de mínimos quadrados $\hat{b}$ e *â*.

Ao se admitir que os valores de Y_i seguem uma distribuição normal, a única diferença entre os dois métodos de estimação reside na definição da variância amostral, no caso do método da máxima verossimilhança, como mostra a solução do sistema de equações normais para a estimativa de σ^2, a variância amostral é definida pela expressão:

$$\sigma^2 = S^2_{mv} = \frac{1}{n}\Sigma(Y - \hat{a} - \hat{b}X)^2,$$

ou seja, $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\Sigma e_i^2$.

Demonstra-se que tal estimador de variância é tendencioso, sobretudo no caso de pequenas amostras. Portanto, trata-se um método válido somente para o caso de grandes amostras (Ramanathan, 1998)[10].

Obtida a equação estimada, obtém-se a estimativa *e* do termo aleatório *u*: e = Y – Ŷ. Tal termo residual, dada sua natureza, fornece grande número de informações úteis.

Como observa (Shapiro, 1968)[11], o exame dos resíduos pode revelar: (a) a existência de *outliers*, (b) a omissão de variáveis explicativas relevantes, (c) correlação entre os resíduos, (d) variância não constante e (e) distribuição não normal. *Outliers* referem-se às observações que se comportam diferentemente das demais em virtudes de acontecimentos ou características específicos associados a essas unidades de observação. Por outro lado, a existência de um padrão sistemático nos resíduos é, possivelmente, motivada por omissão de variáveis explicativas relevantes, omitidas ou por falta de informações ou por ignorância sobre sua importância para a explicação do fenômeno.

Os valores dos coeficientes de uma equação de regressão não são comparáveis, a menos que suas variáveis sejam expressas em termos da mesma unidade. Para que duas ou mais variáveis possam ser comparadas, é praxe dividi-las por seu respectivo desvio-padrão, ficando, assim, expressas em termos de um número abstrato, isto é, desprovido de unidades, embora faça sentido afirmar que essas variáveis passaram a ser mensuradas em unidades de desvio-padrão. Diz-se, nesse caso, que as variáveis foram padronizadas.

Portanto, com o objetivo de obter coeficientes comparáveis, um modelo pode ser expresso em termos de variáveis padronizadas, sem que isso altere a natureza da relação original. No caso do modelo linear simples, o coeficiente beta da variável explicativa é igual ao coeficiente de correlação. Alguns autores (Shapiro & Wark, 1965; Pindyck & Rubinfeld, 1986)[12],[13] usam as variáveis expressas em termos de seus desvios em torno da média, antes de padronizá-las através da divisão pelo respectivo desvio-padrão. Nesse caso, o coeficiente beta para o termo constante não é definido, posto que este é eliminado no processo de padronização. Em ambos os casos, os coeficientes associados às variáveis explicativas são idênticos. Adotar-se-á aqui o primeiro caso.

Calculou-se os valores estimados do índice da quantidade demandada *Q*; e após calculou-se e interpretou-se os resíduos ou erros.

Tabela 1: Índice da quantidade demandada *(Q)* e da tarifa real média *(T)* de energia elétrica em Natal-RN.

Ano	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Q	6,9	7,6	8,1	9,0	9,4	10,0	10,3	10,8	11,3	11,5
T	14,3	13,4	11,7	11,1	10,9	10,0	13,7	12,2	8,5	9,0

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estimativa da equação de demanda consistiu em calcular os parâmetros do modelo pelo método dos mínimos quadrados (ou da máxima verossimilhança). Usando-se os estimadores, obteve-se:

$$\hat{b} = \frac{\Sigma YX - (\Sigma Y . \Sigma X)/n}{\Sigma X^2 - (\Sigma X)^2/n} = \frac{\Sigma yx}{\Sigma x^2}$$ e

$\hat{a} = \overline{Y} - \hat{b}\overline{X}$. Desse modo, fazendo-se *Q* = *Y* e *T* = *X* para não se alterar a notação das fórmulas dos estimadores e seguindo-se as indicações destas,

$$\hat{b} = \frac{\Sigma xY}{\Sigma x^2} = \frac{x_1}{\Sigma x^2}Y_1 + \frac{x_2}{\Sigma x^2}Y_2 + ... + \frac{x_n}{\Sigma x^2}Y_n$$ c

alculou-se inicialmente a estimativa de b, obtendo-se: $\hat{b} = -0{,}5567$. Conhecida a estimativa de *b*, calculou-se a do parâmetro *a*: *â* = 158,809. Portanto, a equação de demanda estimada é: Ŷ = 158,809 – 0,557 X, ou $\hat{Q}$ = 158,809 – 0,557 *T* ou em termos da notação original. Fórmulas alternativas podem ser utilizadas para calcular a estimativa do parâmetro *b*. Essa última fórmula expressa a estimativa de *b* como média ponderada de *Y*.

Tabela 2: Cálculos requeridos para estimar *b* como média ponderada de *Y*.

Ano	Y	X	X = $(X-\bar{X})$	X^2	$X/\sum x^2$	$X/\sum x^2.Y$
1991	6,9	14,3	28,2	792,24	0,00809	0,558
1992	7,6	13,4	19,2	368,64	0,00552	0,418
1993	8,1	11,7	2,2	4,84	0,00063	0,051
1994	9,0	11,1	-3,8	14,44	-0,00109	-0,098
1995	9,4	10,9	-5,8	33,64	-0,00167	-0,156
1996	10,0	10,0	-14,8	219,04	-0,00425	-0,424
1997	10,3	13,7	22,2	492,84	0,00637	0,656
1998	10,8	12,2	7,2	51,84	0,00207	0,223
1999	11,3	8,5	-29,8	888,04	-0,00855	-0,966
2000	11,5	9,0	-24,8	615,04	-0,00712	-0,818
$\sum$	94,9	1.14,8	0,0	3.483,60	0,000002	$\hat{b}$ = -0,556

O valor estimado de *b* depende, em grande medida, das observações de *Y* relativas aos dois últimos anos da série. A definição de elasticidade-tarifa é, $E_t = d(Q)/d(T)\ .\ T/Q$ onde *d(Q)/d(T)* indica a derivada de *Q* em relação a *T*. Desse modo, a partir da equação estimada e dos valores médios de *Q* e de *T*, calcula-se a elasticidade-tarifa: $E_t = d(a + bT)\ .\ T/Q = b.(T/Q) = -0,673$.

Trata-se de demanda inelástica, pois I E_t I < 1. Isso significa que, pára cada 1% de aumento (ou diminuição) da tarifa, a quantidade consumida de energia elétrica sofrerá uma redução (ou acréscimo) da ordem de 0,673%, mantidos constantes os demais fatores. Substituindo-se os valores de *T* na equação estimada, obtêm-se as estimativas de Q e, a partir destas, calculam-se os resíduos, como indicado na Tabela apresentada.

Tabela 3: Cálculos para estimar resíduos da demanda de energia elétrica.

Ano	Q_i	$\hat{Q}_i$	$e_i = Q_i - \hat{Q}_i$
1991	6,9	7,9.2	-10,20
1992	7,6	8,4.2	-8,21
1993	8,1	9,3.7	-12,68
1994	9,0	9,7	-7,02
1995	9,4	9,8.1	-4,13
1996	10,0	10,3.1	-3,14
1997	10,3	8,2.5	20,46
1998	10,8	9,0.8	17,11
1999	11,3	11,1.4	1,51
2000	11,5	10,8.7	6,30
Total	94,9	94,9	0,00

Os resíduos, no caso específico da demanda de energia elétrica, podem ser interpretados como erro da forma específica e/ou omissão de variáveis, tais como nível da atividade econômica, preços de energia alternativa, preços de bens ou serviços complementares. Quanto mais elevados os valores absolutos dos resíduos, mais relevantes serão as variáveis explicativas omitidas e/ou o erro de especificação.

As seqüências de resíduos com sinais negativos (1991/1996) e com sinais positivos (1997/2000) é indício de omissão de variáveis relevantes, o que não é estranho no caso de modelos lineares simples.

No Quadro de análise de variância os elementos para a elaboração do quadro servirão de base para o cálculo das estatísticas de avaliação.

Quadro 1: Análise de variância

Fonte de Variação de Y	Soma de Quadrados (SQ)	Graus de Liberdade (GL)	Soma média de Quadrados (SQ/GL)
X = tarifa	VE = -0,5567.(-1.939,2)= = 1.079,55	k = 1	VE/k = 1.079,55
Residuo	VR = 1.161,35	n - k – 1 = 8	S^2 = 145,1688
Total	VT = 2.240,90	n – 1 = 9	-

Tendo:

$VE=\hat{b}\Sigma yx=\hat{b}\Sigma(Y-\bar{Y})(X-\bar{X})=\hat{b}[\Sigma YX-\Sigma Y\Sigma X/n]$;

Portanto:

$VE = 1.079,55$; $VT=\Sigma y^2=\Sigma(Y-\bar{Y})^2=\Sigma Y^2-(\Sigma Y)^2/n$.

Dessa forma, $VT = 2.240,90$. As estatísticas que permitem a avaliação do grau de confiabilidade da estimativa obtida, são: Coeficiente de determinação $R^2 = VE/VT = 0,482$ ou *48,2%*. O coeficiente de determinação indica a parcela da variação da quantidade demandada *(Q)* explicada pela variável tarifa *(T)*. Nesse caso, a interpretação é que a tarifa é responsável por 48,2% da variação da quantidade demandada.

Para Estatística F: $F_{k;n-k-1} = VE/k / (VR/(N-K-1)) \Rightarrow F_{(1;8)} = 7,437$. Estatística *t* para o parâmetro b: $t_b = \hat{b} - b / S_b$, onde $S_b = \sqrt{S^2 / \Sigma x^2}$ em que $\Sigma x^2=\Sigma(X-\bar{X})^2=\Sigma x^2-(\Sigma x)^2/n$ = *3.483,60*.

Dessa forma,

$S_b = \sqrt{145,1688 / 3.483,60} = 0,2041$. Portanto, para $b = 0$, $t_b = -0,5567 / 0,2041 = -2,73$. Para Estatística *t* para termo constante *a* , tem-se $T_a = \hat{a}-a/S$, sendo

$S_a = \sqrt{\Sigma X^2 \cdot S^2 / n \cdot \Sigma x^2}$

Assim $S_a = 23,7427$. Por conseguinte, para a = 0, $t_a = 6,69$.

Com base nos resíduos referentes à equação de demanda de energia elétrica testou-se a hipótese de ausência de normalidade no nível de significância de 1%.

Na Tabela são mostrados os cálculos requeridos para a obtenção da estatística *D*. Utilizando-se a fórmula e o valor absoluto máximo da série $(i/n - z_i)$ constante na Tabela, a estatística *D* terá o seguinte valor:

$D = \max_i \backslash i / n - z_i | = 0,187$

Tabela 4: Cálculo da Estatística D para o Teste de Normalidade.

e_i	e_i ordenados (eo_i)	$W_i = eo_i/s$	z_i	i/n	$i/n-z_i$
-5,23	-5,36	-1,30	0,097	0,1	0,003
-1,84	-5,23	-1,27	0,102	0,2	0,098
2,40	-4,97	-1,21	0,113	0,3	0,187
4,87	-1,84	-0,45	0,326	0,4	0,074
-0,32	-0,32	-0,08	0,468	0,5	0,032
-5,36	2,40	0,58	0,719	0,6	-0,119
2,43	2,43	0,59	0,722	0,7	-0,022
3,48	3,48	0,85	0,802	0,8	-0,002
-4,97	4,53	1,10	0,864	0,9	0,036
4,53	4,87	1,18	0,881	1,0	0,119

onde desvio-padrão dos resíduos, s = 4,1135.

No nível de probabilidade de 1% e n = 10, o valor crítico $D_n = 0,49$. Como $D = 0,187 < D_n = 0,49$, aceita-se a hipótese nula de normalidade dos resíduos (H_0), a esse nível de significância.

REFERÊNCIAS

[1] ALMON, S. The distributed lag between capital appropriations and net expenditures. *Econometrica*, p. 178-196, Jan. 1965.

[2] ENDERS, W. Applied econometric time series. New York: John Wiley, 1995.

[3] GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometria, v. 37, p. 24-36, jan. 1989.

[4] HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. Econometrica, v. 46(8), p. 1251-1271, nov. 1978.

[5] GOLDFELD, S. M., QUANDT, R. E. Some tests for homocedasticity. Journal of the Americam Statistical Association, sept. 1965.

[6] GLEJSER, H. A new test for heterocedasticity. Journal of the Americam Statistical Association, v. 64, p. 316-323, 1969.

[7] COX, D. R. Test of separate families of hypotheses. Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. Berbeley: University of California Press, v. 1, 1961.

[8] HUANG, C. J., BOLCH, B. W. On the testing of regression disturbances for normality. Journal of the Americam Statistical Association, p. 330-335, june 1974.

[9] PARK, R. E. Estimation with heterocedastic error terms. Econometrica, v. 34(4), p. 888, oct. 1966.

[10] RAMANATHAN, R. Introductory econometrics with applications. 4. ed. Orlando (USA): Harcout Brace & Company, 1998.

[11] SHAPIRO, S. S. et al. A comparative study of various tests for normality. Journal of the Americam Statistical Association, v. 63, p. 1343-1372, dec. 1968.

[12] SHAPIRO, S. S., WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika, no 52, p. 591-611, dec. 1965.

[13] PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. Econometric models and economic forecasts. 2. ed. Cingapura: McGraw-Hill, 1986.