



XVIII Seminário Nacional de Distribuição de Energia Elétrica

SENDI 2008 - 06 a 10 de outubro

Olinda - Pernambuco - Brasil

Projeção Mensal da Demanda de Energia Elétrica Utilizando VEC e Estimativa Box-Jenkins Para os Parâmetros.

Michelini C F Storck
ESCELSA
michelini@enbr.com.br

Palavras-chave:

Box-Jenkins;
Elasticidade Renda;
Elasticidade Preço;
Demanda de Energia;
VEC MODEL.

Resumo

O objetivo deste artigo é prever por cointegração a elasticidade preço e a elasticidade renda da demanda de energia elétrica da área de concessão da ESCELSA utilizando uma série mensal da demanda de energia do período de 2003 a 2007, e estimar a demanda para o ano de 2008, utilizando como *input* as estimativas das variáveis independentes através de modelagem Box e Jenkins. O estudo demonstrou que as elasticidades atendem ao pressuposto teórico, de que a elasticidade renda é igual ou superior a uma unidade positiva (renda elástica) e que a elasticidade preço é negativa e inferior a uma unidade (preço inelástico) e o valor previsto para o ano encontra-se próximo dos modelos construídos pela Empresa.

1. Introdução

No novo ambiente do setor elétrico brasileiro, um dos grandes desafios das empresas de distribuição de energia elétrica é planejar seus mercados com o máximo de eficiência, para que os resultados alcançados minimizem os desvios entre a previsão de mercado e o efetivamente realizado.

Com o advento da Lei 10.848/04 e do Decreto 5.163/04, em linhas gerais, fica estabelecido que todas as distribuidoras devem contratar a totalidade de sua carga, no Ambiente de Contratação Regulado, de forma a evitar penalidades por subcontratação ou sobrecontratação acima dos limites estipulados.

Além disso, a estrutura do mercado de distribuição, monopólio natural, exige altos investimentos na malha de distribuição e transmissão, com retornos de longo prazo. Para tanto, ter ferramentas que tragam boas estimativas de previsão de demanda faz-se necessário para melhor dimensionamento e otimização dos recursos.

Dentre todo o leque de metodologias e ferramentas aplicadas pelas Concessionárias de Energia Elétrica, o artigo busca analisar somente as metodologias mais utilizadas na academia e que são bases para as projeções da ANEEL¹, entre eles Cointegração e Modelo Probabilístico Box e Jenkins.

A Cointegração será utilizada para o cálculo das elasticidades renda e preço. Nesta etapa também foi adicionado a variável temperatura, tendo em vista que a área de concessão da ESCELSA apresenta forte sazonalidade provocada pela variação da mesma em diferentes meses do ano.

Para o cálculo da elasticidade renda foi utilizado como *proxy* o PIB Brasil com as devidas interpolações mensais, que serão demonstradas posteriormente. Para o cálculo da elasticidade preço, foi utilizada como *proxy* a tarifa média ponderada² por classe de consumo.

Com as elasticidades calculadas, foi feita uma estimativa do PIB, da Tarifa e da Temperatura para o ano de 2008, utilizando modelagem Box-Jenkins, e posteriormente foi realimentado o modelo de cointegração com estas estimativas para que fosse gerado o valor da demanda de energia para o referido ano.

Com o valor da demanda de energia calculado pelo modelo, o mesmo foi comparado com os estudos internos da concessionária. Os resultados desta comparação indicam que o valor estimado pelo modelo encontra-se próximo dos modelos construídos pela Empresa.

Cada etapa dos processos sintetizados acima está em subseções dentro do item desenvolvimento, da seguinte forma: Na subseção 2.1 encontra-se o referencial teórico, base de sustentação, para aplicação do cálculo de elasticidade, e alguns dos estudos anteriores que são complementados no anexo 01, onde se demonstra uma tabela com alguns dos principais resultados dos artigos pesquisados.

Na subseção 2.2 são descritos a origem dos dados utilizados para análise, além da forma de tratamento realizada para cada um. Na subseção 2.3 é realizado o cálculo das elasticidades renda e preço da demanda de energia elétrica, com base no modelo de cointegração.

Com as elasticidades calculadas, são realizadas as modelagens probabilísticas das variáveis independentes na subseção 2.4. Na subseção 2.5 são feitas as análises quanto ao ajustamento da previsão, através da aplicação do modelo para os meses já realizados de julho de 2007 a dezembro de 2007, e verificado o desvio em relação ao dado realizado.

Na subseção 2.6 é feita a previsão para o ano de 2008 que posteriormente é comparada com os estudos internos da empresa na seção 3.0. Por fim a seção 4.0 traz as observações finais e as limitações do estudo.

2. Desenvolvimento

2.1. Referencial Teórico e Estudos Anteriores

O referencial teórico, base de sustentação para o cálculo das elasticidades é a teoria do consumidor, onde o agente estará sempre maximizando sua satisfação com base na restrição orçamentária imposta pela renda.

De acordo com a teoria do consumidor, existem diversas curvas de indiferenças entre dois bens distintos, e uma reta orçamentária que restringe a área de abrangência na escolha de um ou outro bem. Matematicamente, pode-se descrever:

¹ A Nota Técnica da ANEEL 451/2007, anexo IV, define os modelos que serão adotados pela ANEEL para avaliação das projeções de mercado das concessionárias no âmbito das revisões tarifárias.

² Existem diversos outros trabalhos, alguns mencionados na seção 2, que discutem quanto à utilização da tarifa média ou da tarifa marginal como *proxy* para o cálculo da elasticidade preço.

$$MaxU(x)_x = P_i X_i + P_c X_c + P_s X_s + P_o X_o = R \quad (1)$$

$$Solução : X_i = f(P_i, P_c, P_s, P_o, R),$$

Onde $U(.)$ é a função utilidade do consumidor, X_i a quantidade demandada de energia elétrica, X_j a quantidade demanda de outros bens ($j=c,s,o$) complementares, substitutos e outros, P_i o preço da tarifa de energia, P_s o preço dos bens substitutos, P_c o preço dos bens complementares, P_o preços de outros bens e R a renda do consumidor.

Está teoria encontra-se presente na maioria dos artigos pesquisados, como também está presente o artigo “*Electricity Tariffs in Theory and Practice*” de Hendrik Houthakker, publicado no *The Economic Journal* em 1951, como sendo o primeiro estudo científico nesta área.

Outro artigo seminal nesta linha de pesquisa é o de Taylor (1975), “*The Demand for Electricity: a Survey*”, também citado em muitos artigos. O mesmo expõe as dificuldades encontradas na estimação das elasticidades-preço e renda da demanda de energia, no curto e no longo prazo e na escolha de qual tarifa (marginal ou média) é a melhor como *proxy* da variável de preço. Alguns dos demais artigos pesquisados encontram-se no anexo 01.

2.2. Dados

2.2.1. Dados

O Grupo de gráficos, denominado Gráfico 01 exibe mensalmente a série utilizada da demanda de energia da ESCELSA, do PIB Brasil, da Tarifa Média Ponderada, e da Temperatura³.

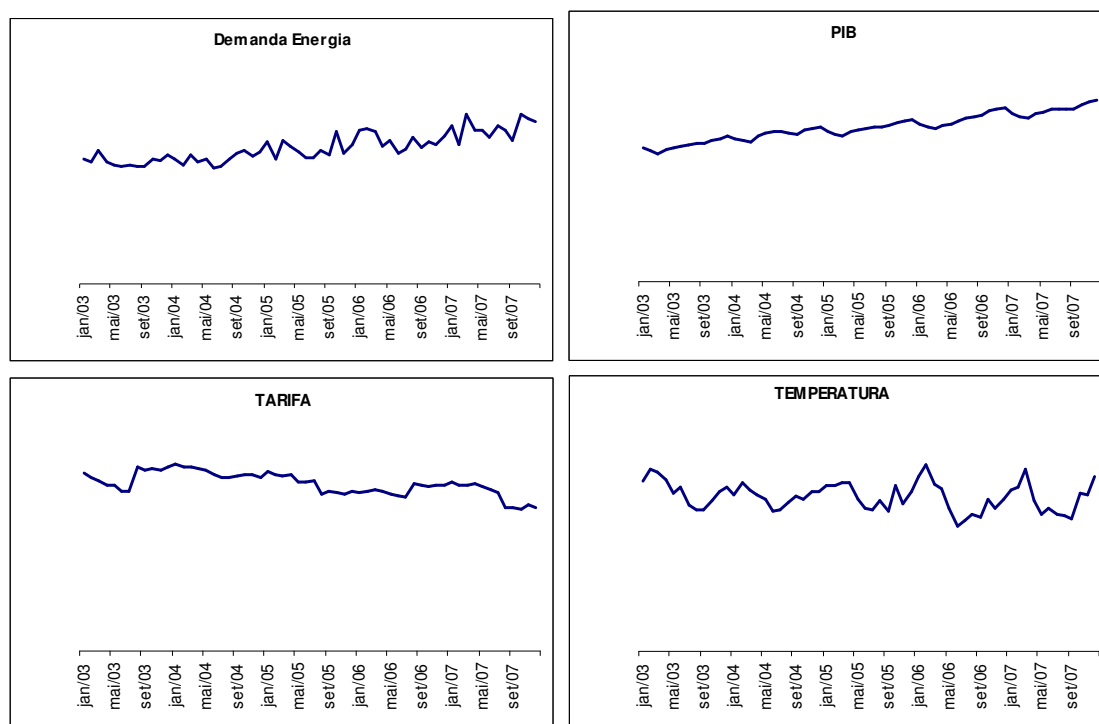


Gráfico 1 – Séries Utilizadas na Modelagem

2.2.2. Tratamentos dos Dados

Demanda de Energia: Os valores da série estão em MWh, os dados são do período de janeiro de 2003 a dezembro de 2007⁴. Fonte dos dados é da ESCELSA

³ Os valores do eixo Y foram ocultados para resguardar a concessionária.

PIB a preços de mercado: utilizado série trimestral a preços de mercado do PIB Brasil. No tratamento da série foram utilizadas curvas de ajustamento lineares para interpolação entre os pontos trimestrais, visando gerar um PIB Brasil mensal e, posteriormente, esta série mensal foi deflacionada pelo IPC-FIPE. A fonte dos dados nominais é do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada), disponível em: <http://www.ipeadata.com.br>.

Tarifa Média Ponderada: utilizada a Tarifa Média Ponderada de todas as classes de consumo, com base nas Notas Técnicas emitidas pela ANEEL das revisões e reajustes tarifários da ESCELSA para o período em análise. Posteriormente os valores foram deflacionados pelo IPC-FIPE. A fonte dos dados nominais é da ESCELSA e da ANEEL.

Temperatura: utilizada a temperatura média mensal, através de medição interna da empresa. Fonte dos dados é da ESCELSA.

2.3. Cálculo da Elasticidade Renda e Elasticidade Preço da Demanda de Energia Elétrica.

Para o cálculo das elasticidades foi utilizada a função não-linear de COBB-DOUGLAS, o que permite com a linearização, através da aplicação de logaritmo, em ambos os lados da equação, o cálculo direto das elasticidades.

$$C_t = AY_t^\alpha P_t^\beta T_t^\delta \quad (2)$$

$\alpha > 0, \beta < 0, \delta > 0$

onde:

A: Constante do modelo

C_t : Demanda de Energia Elétrica no tempo t;

Y_t : PIB no tempo t;

P_t : Tarifa Média de Energia Elétrica no tempo t;

T_t: Temperatura Média no tempo t.

2.3.1. O Modelo de Cointegração.

O modelo VEC (Vetor Auto Regressivo com Correção de Erros Vetoriais) vem de uma restrição do VAR (Vetor Auto Regressivo) para lidar com séries não estacionárias.

O sistema VAR implica que as séries sejam estacionárias do tipo: $C_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$, já no sistema VEC parte-se da premissa que as séries são não estacionárias e com mesma ordem de cointegração: $\Delta X_t = A_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + v_t$, onde: ΔC_t é o vetor das diferenças das variáveis endógenas, ε_{t-1} é a relação de cointegração em t-1, e o mesmo (ε_{t-1}) é o coeficiente de ajustamento da equação correção dos erros, ou seja, $\varepsilon_{t-1} = C_{t-1} - VAR(p)$.

Seguindo os embasamentos teóricos de Engler & Granger (1987), Enders (1995), Johansen (1991, 1998) e Johansen & Juselius (1990) a aplicação do modelo seguirá as seguintes etapas:

1ª) analisar se as séries possuem a mesma ordem de integração, embasado por Engler & Granger (1987);

2ª) caso positivo, verificar a defasagem das séries para especificação correta do Vetor Auto Regressivo (VAR) e presença ou não de termos determinísticos a ser incluído na série como constante, tendências ou variáveis dummies, com base nos estudos de Enders (1995);

3ª) Determinado à correta especificação, realizar os testes λ -traço e λ -máximo propostos por Johansen (1991, 1998) e Johansen & Juselius (1990) para verificar a presença de vetores de cointegração.

⁴ A demanda de energia utiliza série limpa de consumidores livres, referenciado ao ano de 2007, ou seja, o tratamento considerado foi a exclusão do histórico de todos os clientes que estão na condição "livres" em 2007

4ª) Incluir os termos de correção de erros vetoriais, especificados por Engler & Granger (1987), que determinará a magnitude do desvio de curto prazo e a condução dos mesmos para o equilíbrio de longo prazo.

2.3.2. Cálculo das Elasticidades.

Analisando as séries, é possível identificar que as mesmas possuem raiz unitária devido à tendência aleatória intrínseca existente. Para ter certeza desta presença foi efetuado o teste de raiz unitário, através do teste ADF (Dickey & Fuller Aumentado)⁵. Os dados são apresentados na tabela 01:

Tabela 01 - Teste de Raiz Unitária (ADF)

Série	Equação de Teste	Número de Defasagens	Estatística de Teste (ADF)	Valor Crítico	
				5%	1%
C_t	Constante	1	-1,263339	-2,921631	-3,548208
ΔC_t	Sem Constante e Tendência	0	-13,44711	-1,946549	-2,605442
Y_t	Constante e Tendência	4	-0,889477	-2,921175	-3,568308
ΔY_t	Constante e Tendência	3	-6,077081	-3,502373	-4,152511
P_t	Constante e Tendência	1	-1,190724	-2,911730	-3,546099
ΔP_t	Sem Constante e Tendência	0	-8,091782	-2,912631	-3,548208
T_t	Sem Constante e Tendência	1	-0,048219	-1,946447	-2,604746
ΔT_t	Sem Constante e Tendência ⁶	0	-8,283745	-1,946549	-2,605442

Conforme verificado nos testes, as séries em nível indicam presença de raiz unitária de ordem I(1), sendo, portanto não estacionárias, devendo ter um componente (d) diferencial de 1ª ordem indicando um possível vetor de cointegração.

Passando para a segunda etapa do modelo, objetiva-se construir um vetor auto-regressivo, e para tanto é necessário analisar a defasagem do vetor e se o mesmo comporta componentes determinísticos. Para executar o vetor é preciso definir o número de defasagens do vetor auto-regressivo, que foi calculado com base nos critérios de informação de Hannan-Quinn e Schwarz, visto na tabela 02.

Tabela 02 - Definição do Número de Defasagens do VAR

Defasagens (p)	Hannan-Quinn	Schwarz	Teste de Significância
0	-10,63491	-10,72444	Não significativo
1	-14,51715*	-14,96482*	Significativo
2	-13,87924	-14,68504	Significativo

Conforme demonstrado tanto pelo teste de Hannan-Quinn, quanto para o teste Schwarz a ordem de defasagem do vetor de cointegração é igual a 1. Para inclusão ou não dos termos determinísticos fez o mesmo teste, embasado em Enders (1995), o vetor que obteve a solução ótima incluiu uma constante. Desta forma o vetor especificado segue abaixo:

$$\begin{bmatrix} Ct \\ Yt \\ Pt \\ Tt \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}LnC_{t-1} & a_{12}LnY_{t-1} & a_{13}LnP_{t-1} & a_{14}LnT_{t-1} \\ a_{21}LnC_{t-1} & a_{22}LnY_{t-1} & a_{23}LnP_{t-1} & a_{24}LnT_{t-1} \\ a_{31}LnC_{t-1} & a_{32}LnY_{t-1} & a_{33}LnP_{t-1} & a_{34}LnT_{t-1} \\ a_{41}LnC_{t-1} & a_{42}LnY_{t-1} & a_{43}LnP_{t-1} & a_{44}LnT_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \\ C_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

⁵ Para maior esclarecimento sobre o teste vide texto base: Dickey & Fuller (1981), além de Hamilton (1994), e Enders (1995).

⁶ No artigo Romilly (2005), entre outros, também foram encontradas raízes unitárias nas séries de temperatura média. Vale ressaltar que por se tratar de uma série com pouco histórico (jan.2003 a dez.2007) não é conclusivo a inferência de que a temperatura tem raiz unitária. Mas para fins do modelo foi utilizado o resultado do teste ADF, que também não muito robusto em relação a outros existentes.

Passando para a terceira etapa, é necessário calcular a ordem de cointegração do vetor auto-regressivo, verificando se o mesmo possui uma relação de longo prazo entre as variáveis especificadas no modelo⁷.

Os testes que analisam a presença de relação de longo prazo e indicam a ordem desta integração estão embasados no artigo de Johansen & Juselius (1990), através da formulação do teste do λ -Traço e λ -máx (*eigenvalue*). A tabela 03 demonstra os resultados do teste λ -Traço.

Tabela 03 – Teste λ -Traço para Cointegração

Hipótese Nula (H ₀)	Hipótese Alternativa (H ₁)	Estatística do Teste	Valor Crítico	
			5%	1%
r=0	r>1	55,52347	47,21	54,46
r≤1	r>1	22,86319	29,68	35,65
r≤2	r>2	8,578178	15,41	20,04

Analisando a tabela 03, com o teste do λ -traço pode verificar que a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada aos níveis de significância de 5% e 1%, ocorrendo o oposto com as hipóteses anteriores, o que resulta em evidências de que exista um vetor de cointegração. A tabela 04 demonstra os resultados do teste λ -Máximo.

Tabela 04 – Teste λ -Maximo⁸ para Cointegração

Hipótese Nula (H ₀)	Hipótese Alternativa (H ₁)	Estatística do Teste	Valor Crítico	
			5%	1%
r=0	r=1	32,66028	27,07	32,24
r=1	r=2	14,28501	20,97	25,52
r=2	r=3	8,464426	14,07	18,63

Analisando a tabela 04, do teste λ -máximo conclui-se que também existem evidências de um vetor de cointegração comparado aos níveis de significância de 5% e 1%. Portanto com base nos testes acima, existe um vetor de cointegração resultando num equilíbrio de longo prazo entre as variáveis endógenas do modelo.

Executando o vetor com equação de cointegração normalizada para as séries compostas pelo modelo, temos os seguintes resultados, demonstrados na tabela 05.

Tabela 05 – Coeficientes do Vetor de Cointegração Normalizado

C _t	C	Y _t	P _t	T _t
1,00000	1,412	-0,982455 (0,08422) ⁹	0,391546 (0,10210)	-0,231611 (0,06518)

Desta forma a relação de cointegração relativa à demanda de energia elétrica da área de concessão da ESCELSA e seus determinantes no longo prazo será:

$$C_t = 1,412 + 0,982455Y_t - 0,391546P_t + 0,231611T_t \quad (4)$$

2.3.3. Correção dos Erros Vetoriais.

Com base em Engler & Granger (1987) e objetivando realizar previsões da demanda por energia da ESCELSA, foi executado o modelo correção dos erros para analisar a relação de equilíbrio no longo prazo e determinar qual seria a ordem de ajustamento do modelo no curto prazo caso ocorram choques no modelo.

⁷ Para maior detalhe sobre a técnica e formulação vide Johansen (1988).

⁸ Refere-se ao teste do máximo autovalor encontrado na cointegração conjunta das séries.

⁹ Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrões dos coeficientes.

Isto é importante, pois determina qual seria o tempo máximo para que as variáveis voltassem ao equilíbrio de longo prazo. O mecanismo de correção dos erros liga o desequilíbrio no curto prazo ao equilíbrio inicial.

No caso da demanda por energia elétrica o termo de correção é: $\Delta C_t = \alpha u_{t-1} + v_t$, que resulta no vetor $\Delta C_t = \alpha u_{t-1} + \Omega + \chi \Delta C_{t-1} + \delta \Delta Y_{t-1} + \phi \Delta P_{t-1} + \gamma \Delta T_{t-1} + v_t$, dado $\Delta X_t \sim (b, dI(0))$. Executando o modelo obtemos os valores demonstrados abaixo:

Tabela 06 – Estimativa do Modelo VEC para ΔC_t

Variável Explicativa	Coefficiente	Estatística ¹⁰
u_{t-1}	-0,804856	$R^2 = 0,599$
	(0,16371) ¹¹	$R^2_{ajustado} = 0,560$
Constante - Ω	0,012969	$F(\text{prob}) = 0,000$
	(0,00692)	

Analisando as estatísticas do vetor de correção dos erros pode-se resumir que:

- Quanto aos Coeficientes: os mesmos são significantes, possuem o sinal esperado e as raízes dos polinômios estão dentro do círculo unitário indicando que a relação de longo prazo não é explosiva.
- Quanto aos resíduos: são normais para todas as séries exceto para a série de tarifa média. Não há presença de heterocedasticidade com base no teste de heterocedasticidade de WHITE com termos cruzados¹² (p-value = 0,9153), nem presença de correlação serial com base no teste BG-LM¹³ (p-values maiores que 5% para todos os lags).

O Mecanismo de correção do erro vetorial apresentou não significância da constante o que resulta na seguinte função: $\Delta C_t = -0,804856u_{t-1} + v_t$, onde o coeficiente de ajustamento (-0,804856) indica a proporção de desequilíbrio de curto prazo que é corrigida no período seguinte até o retorno para o equilíbrio de longo prazo.

De modo geral o modelo VEC atende as principais premissas do método Mínimos Quadrados Ordinários¹⁴ e, portanto, será utilizado para estimar a demanda de energia elétrica para o ano de 2008.

As estimativas das variáveis independentes para 2008, poderiam ser realizadas buscando junto a entidades governamentais (EPE, ELETROBÁS) ou mesmo através de consultorias, mas neste trabalho as estimativas serão calculadas através de modelagem Box-Jenkins conforme verificada na seção 2.4.

2.4. Modelagem BOX & JENKINS para Estimativa dos Parâmetros.

2.4.1. Estimativa da Variável PIB.

A identificação do modelo foi realizada através do correlograma, e resultou na modelagem AR(1). Como a série é sazonal é necessário incluir um componente sazonal na modelagem, aqui representando pelo LAG operador (L): $L^n x_t = X_{t-n}$, sendo:

$$(1 - \rho_1 L)(1 - \phi L^{12})u_t = \varepsilon_t \quad (5)$$

¹⁰ As estatísticas correspondem ao grau de ajustamento do modelo (R^2 e $R^2_{ajustado}$) e a hipótese de que os parâmetros são obedecem a um ajustamento linear.

¹¹ A estatística entre parênteses refere-se ao desvio-padrão

¹² Para testar se a variância do erro em relação as variáveis independentes seja constante, premissa dos modelos BLUE (melhor estimador linear não tendencioso), faz necessário realizar o teste de White cuja hipótese nula é ausência de heterocedasticidade. O teste realizado incorpora termos cruzados, por ser tratar de poucas variáveis, os resultados demonstram teste F (que todas as variáveis são redundantes) e a estatística de White que analise a hipótese nula, ambos com os respectivos p-values.

¹³ O teste Breusch-Godfrey-LM faz uma análise assintótica dos multiplicadores de lagrange (LM), este testa processos ARMA de qualquer ordem (p). A hipótese nula do teste é que não existe correlação serial dos resíduos, contra hipótese alternativa que os resíduos são ARMA (p,q).

¹⁴ Quanto aos resíduos, ou seja, normalidade, ausência de autocorrelação e homocedasticidade.

A função ajustada, após 7 interações apresentou os seguintes resultados.

$$\mathbf{D(LnPIb)} = \mathbf{0} + [\mathbf{AR(1)=0.4775 , SAR(12)=0.9410080245}] \quad \mathbf{(6)}$$

$\mathbf{(3,72)}^{16}$ $\mathbf{(16,00)}$

As raízes reais e imaginárias do polinômio encontram-se dentro de círculo unitário, indicando que o processo auto-regressivo é estacionário. Os coeficientes são significativos com base na estatística t, e os resíduos são consistentes conforme verificado na tabela abaixo.

Tabela 07 – Análise dos Resultados – Estimativa Pib

Normalidade dos Resíduos ¹⁷	JB = 6,38 p-value JB (0,05)
Correlação Serial Resíduo ¹⁸	Breusch-Godfrey Correlação Serial-LM: Estatística F: 0,955 p-value (0,396) Obs*R-squared: 1,865 p-value (0,393)

2.4.2. Estimativa da Variável Tarifa.

A identificação do modelo foi realizada através do correlograma, e resultou na modelagem AR(1). Da mesma forma como a série é sazonal é necessário incluir um componente sazonal na modelagem, aqui representando pelo LAG operador (L): $L^n X_t = X_{t-n}$, sendo:

$$(1 - \rho_1 L)(1 - \phi L^{12})u_t = \varepsilon_t \quad \mathbf{(7)}$$

A função ajustada, após 6 interações apresentou os seguintes resultados.

$$\mathbf{D(LnTAR)} = \mathbf{0} + [\mathbf{AR(1)=0.9991 , SAR(12)=0.2615}] \quad \mathbf{(8)}$$

$\mathbf{(1922,1)}^{20}$ $\mathbf{(2,187)}$

As raízes reais e imaginárias do polinômio encontram-se dentro de círculo unitário, indicando que o processo auto-regressivo é estacionário. Os coeficientes são significativos com base na estatística t, e os resíduos apenas não apresentaram normalidade conforme verificado na tabela abaixo.

Tabela 08 – Análise dos Resultados – Estimativa Tarifa

Normalidade dos Resíduos	JB = 8,91 p-value JB (0,02)
Correlação Serial Resíduos	Breusch-Godfrey Correlação Serial-LM: Estatística F: 0,094 p-value (0,909) Obs*R-squared: 0,206 p-value (0,902)

2.4.3. Estimativa da Variável Temperatura.

A identificação do modelo foi realizada através do correlograma que apresentou um caráter auto-regressivo de 1ª ordem e componente média móvel a identificação pelo processo Akaike resultou no Modelo ARIMA Multiplicativo: $(0,0,1) \times (0,0,1)_{12}$.

O modelo utiliza a seguinte função:

$$u_t = (1 + \rho_1 L + wL^{12})(1 + \phi L^{12})\varepsilon_t \quad \mathbf{(9)}$$

¹⁵ A função não linear transformada tem 13 polinômios.

¹⁶ Os valores entre parênteses referem-se a estatística t.

¹⁷ Utilizada a Estatística de Jarque-Bera, cuja hipótese nula é de distribuição normal, a estatística JB tem distribuição Quiquadrado com 2 graus de liberdade, quanto menor o valor-p do teste JB, maior a probabilidade de rejeição da hipótese nula.

¹⁸ Para analisar a correlação serial entre os resíduos será aplicado o teste Breusch-Godfrey-LM cujo teste faz uma análise assintótica dos multiplicadores de lagrange (LM), este testa processos ARMA de qualquer ordem (p). A hipótese nula do teste é que não existe correlação serial dos resíduos, contra hipótese alternativa que os resíduos são ARMA (p,q). A estatística F (do teste) corresponde que todos os resíduos são redundantes, quanto menor o p-value do teste maior a chance de rejeitar a hipótese nula. Para todos os testes a ordem será 2 retardos.

¹⁹ A função não linear transformada tem 13 polinômios.

²⁰ Os valores entre parênteses referem-se a estatística t.

A função ajustada, após 12 interações apresentou os seguintes resultados.

$$(\text{LnTEMP}) = 0 + [0 + [\text{AR}(1)=\text{C}(1), \text{SAR}(12)=\text{C}(2), \text{MA}(12)=\text{C}(3), \text{BACKCAST}=2004\text{M02}]] \quad (10)$$

$$(0,152)^{21} \quad (0,002) \quad (0,052)$$

As raízes reais e imaginárias do polinômio encontram-se dentro de círculo unitário, indicando que o processo auto-regressivo é estacionário. Os coeficientes são significativos com base na estatística t, e os resíduos são consistentes conforme verificado na tabela abaixo.

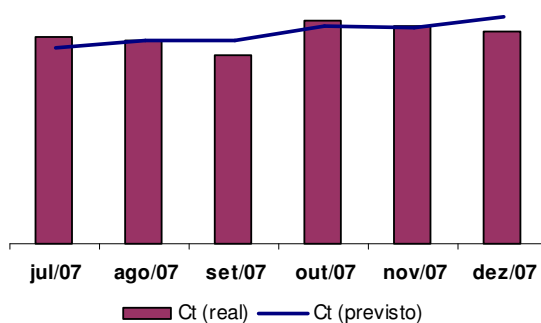
Tabela 09 – Análise dos Resultados – Estimativa Temperatura

Normalidade dos Resíduos	JB = 0,24 p-value JB (0,886)
Correlação Serial Resíduos	Breusch-Godfrey Correlação Serial-LM: Estatística F: 0,909 p-value (0,410) Obs*R-squared: 1,707 p-value (0,425)

2.5. Análise de Ajustamento do Modelo VEC.

O objetivo desta seção é quebrar a série utilizada, que vai até Dezembro de 2007, e analisar somente até Junho de 2007. Com os dados reais até Junho, e estimado através do Modelo VEC os valores da demanda de energia de julho a dezembro/07 é feito um comparativo, para verificar o desvio entre o valor previsto no modelo e o realizado do período.

O gráfico 02 demonstra que o desvio entre o estimado no modelo VEC e o realizado no período foi de 0,99%. As Colunas representam o valor realizado de cada mês e a linha e o valor estimado do modelo VEC.²²



Período	Desvio entre o valor previsto no modelo VEC e o realizado
Julho a Dezembro/07	0,99%

Gráfico 02 – Comparativo entre previsto versus realizado

2.6. Previsão para 2008 da Demanda de Energia

Nesta seção apresentam-se os resultados encontrados na aplicação do modelo, para o ano de 2008. O gráfico 03 demonstra a estimativa da demanda de energia para o período 2008, mensalizada, utilizando o modelo VEC já incluído às estimativas das variáveis independentes para o referido ano. A linha pontilhada são os valores realizados da demanda de energia até dezembro/07 e as demais linhas referem-se à estimativa do modelo incluído um 1 desvio padrão para mais e para menos.

Pode-se perceber que os dados reais ficam dentro do intervalo de 1 desvio padrão, o que abrange 68% da distribuição.

²¹ Os valores entre parênteses referem-se a estatística t.

²² Ct refere-se a demanda de energia no tempo t.

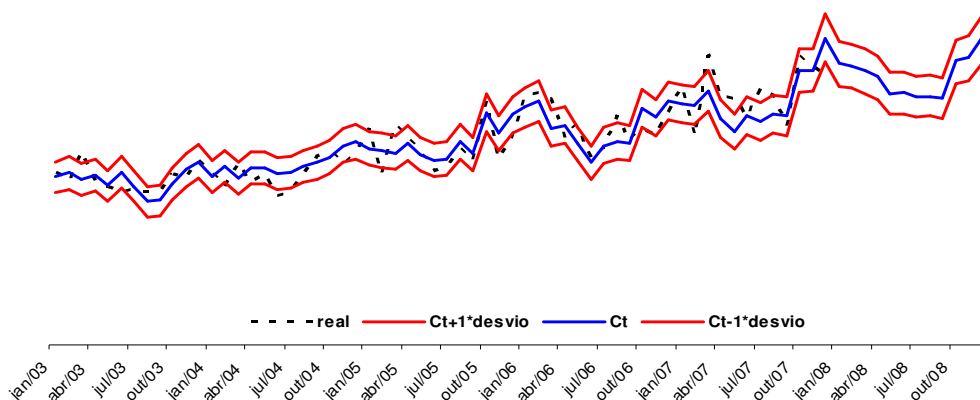


Gráfico 03 – Comparativo Previsto x Realizado e Previsão para 2008

3.0. Comparativo com Outros Modelos de Projeção.

Comparando os valores previstos com outras estimativas elaboradas pela empresa para o planejamento anual, têm-se os seguintes desvios percentuais entre o modelo VEC e outros modelos empregados pela concessionária:

Tabela 10 – Comparativo do Modelo VEC e Outros Modelos

ESTUDOS	Desvio % do Modelo VEC e Outros Modelos (Modelo VEC/Outro Modelo)
Modelo 1	3,20%
Modelo 2	-0,12%
Modelo 3	-1,16%
Modelo VEC/Box-Jenkins	0%

4.0. Observações Finais

Este trabalho procurou elaborar dois estudos distintos: na primeira parte, o cálculo das elasticidades renda e preço da demanda de energia elétrica da área de concessão da ESCELSA, utilizando para tanto o modelo de Vetor Correção dos Erros (VEC).

Na análise dos resultados, foi observado que os coeficientes apresentaram os sinais esperados pela teoria, e foram significativos aos níveis de significância adotados. O vetor de correção dos erros calculou que na presença de um choque exógeno as séries voltariam para um equilíbrio de longo prazo, aproximadamente 80% a cada *lag* futuro.

Na segunda parte do trabalho, faz-se um exercício de projeção, para tanto, as variáveis independentes foram modeladas na categoria ARIMA e reaplicado o modelo VEC para encontrar os valores para 2008.

Os resultados comparativos da demanda de energia prevista e real para o período de Julho a Dezembro de 2007, indicam um desvio menor que 1%. No comparativo com outros resultados da empresa verifica-se que o valor estimado do modelo VEC, para 2008, encontra-se próximo dos modelos empregados pela empresa.

Os modelos empregados pela concessionária recebem como *input* informações de consultorias externas, em relação aos indicadores macroeconômicos, e dos grandes clientes quanto ao planejamento de seu consumo de energia e investimentos na planta industrial.

Tendo em vista que o modelo aqui apresentado é fechado, ou seja, demanda de energia total e não aberta por classe de consumo, e verificando que o mesmo ficou próximo dos modelos abertos empregados pela empresa, isto é um bom resultado da precisão do método, pois mesmo sem informações mais apuradas consegue obter resultados próximos de um estudo mais detalhado.

No que tange as limitações do estudo, as mesmas podem ser com base no período analisado, não incorporando a quebra estrutural de 2001, provocada pelo racionamento, como também outros fatores do tipo:

- Utilização da tarifa média que não analisa o efeito em bloco²³ da tarifa;
- Utilização da temperatura média que não analisa os picos de temperatura que ocorrem ao longo do dia;
- Utilização da carga fechada não incorporando as análises individualizadas por classe de consumo;
- O tratamento do PIB trimestral para calcular a série do PIB mensal, que utilizou o ajustamento linear para encontrar os pontos de interpolação;
- A inferência que a série temperatura possui raiz unitária;
- O período de análise, 2003 a 2007 congrega informações quanto aos cenários macroeconômicos que podem não ser os mesmos para 2008.

Enfim, lidar com a incerteza é uma atividade complexa, pois a maioria dos eventos passados, que podem ser tratados probabilisticamente, se dá num contexto macroeconômico que pode não ser o mesmo do futuro.

5.0. Bibliografia

- Anderson, K.P (1973). Residential energy use: an econometric analysis. The Rand Corporation (R-1297_NSF).
- Dickey, D. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49:1057-72.
- Engle, R. F. e Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 2, 251-228.
- Hamilton, James. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994, caps 11-17.
- Houthakker, H.S. (1951). Electricity tariffs in theory and practice, *The Economic Journal*, v 61 (249), p. 1-25.1951.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12:231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59:1551-80.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-209
- Pindyck, R. S. e Rubinfeld, D. L. (1994). *microeconomia*. São Paulo (1994). Makron Books do Brasil Editora.
- Romilly, P. (2005). Time Series Modelling of Global Mean Temperature for Managerial Decision-Making. *Journal of Environmental Management*. Ed. 76, pages 61-70.
- Schmidt, C. A. J e Lima, M.A. (2002) Estimções e previsões de demanda por Energia Elétrica no Brasil. Trabalho nº 16. Secretaria de Acompanhamento Econômico. Julho, 2002
- Taylor, L. D. (1975). The Demand for electricity: a Survey. *The Bell Journal of Economics*, v 6, p74-110.
- Westley, C.D., (1984), Electricity demand in a developing country, *Review of Economics and statistics*, vol. 66 (3)
- Westley, C.D., (1989, Commercial Electricity Demand In A Central American Economy, *Applied Economics*, vol 21, 1.
- Wilson, J W (1971). Residential Demand for Electricity. *Quarterly Review of Economic and Business*, v.11 n.1, p7-12.

²³ Bloco refere-se a faixa de consumo em que a tarifa é única, por exemplo, de 100kW a 200kW emprega-se a mesma tarifa.

ANEXO 01

Tabela 11 – Artigos Pesquisados Para Fins de Estudos Anteriores

Autores	Título	Pais/Estado Estudado	Publicação	Período	Proxy Preço	Elasticidade longo prazo	Proxy Renda	Elasticidade longo prazo
Anderson, K. P.	Residential Demand for Electricity: Econometric Estimates for California and the United States.	Califórnia e EUA	The Journal of Business	1947-1969	Média Custo Marginal	-0,58	Renda Familiar	0,43
Filippini, M. e Pachauri, S.	Elasticities of Electricity Demand in Urban Indian Households	India	CEPE Working Paper Nr. 16	Mensal: 1993 e 1994	Tarifa Média	-0,389	PIB	0,689
Halvorsen, R.	Residential Demand for Electric Energy	Estados Unidos	The Review of Economics and Statistics, Vol. 57, No. 1. (Feb., 1975), pp. 12-18	Mensal: 1961 a 1969	Tarifa Marginal	-1,15	PIB PerCapit a	0,51
Holtedahl, P. e Joutz, F. L.	RESIDENTIAL ELECTRICITY DEMAND IN TAIWAN	Taiwan	The George Washington University (publicação interna)	Anual: 1955-1995	Tarifa Marginal	-0,16	PIB Per Capita	1,94
Kamerschena, D. R. e Porterb, D. V.	The demand for residential, industrial and total electricity, 1973–1998	Estados Unidos	Energy Economics 26 (2004) 87–100	Anual: 1973-1998	Tarifa Marginal	-0,932496	PIB	0,654429
MODIANO, E. M.	Elasticidade-Renda e Preço da Demanda de Energia Elétrica no Brasil	Brasil	IPEA-Texto para Discussão 68	Anual: 1966-1981	Tarifa Média	-0,457	Renda real	1,116
MURRAY, M.P, et al	The Demand for Electricity in Virginia	Virginia	The Review of Economics and Statistics, vol. 60, nº4, pp 585-660	Mensal: 1/1958-12/1973	Tarifa	-0,16	Renda	0,02
SCHIMIDT, C. A. J. e LIMA, M. A.	Estimações e Previsões da Demanda por Energia Elétrica no Brasil	Brasil	SEAE	1º Anual: 1969/1999 2º Mensal: 1990/2000	Tarifa Média	-0,146	Pib(pm)	1,047
TAYLOR, L. D.	The Demand for Electricity: A Survey	Estados Unidos	The Bel Journal of Economics, Vol 6, nº 1 (spring, 1975), pp 74-110	Anual: 1947-1964	Tarifa Média	-1,89	Renda	1,93
WESTLEY, G. D.	Electricity Demand in a Developing Country	Paraguai	The Review of Economics and Statistics, Vol 66, nº 3, (Aug.1984) pp 459-467	Anual: 1960-1977	Tarifa Marginal	-0,56	Renda real	0,42