

DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA PELO SETOR COMERCIAL EM MINAS GERAIS: 1970-2002¹

DEMAND OF ELECTRIC ENERGY FOR THE COMMERCIAL SECTOR IN MINAS GERAIS: 1970-2002

LEONARDO BORNACKI DE MATTOS

Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

E-mail: leobornacki@yahoo.com.br

Tel: (31) 3899-2214/3891-0947

BRÍCIO DOS SANTOS REIS

Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). Doutor em Economia Aplicada pelo DER-UFV.

E-mail: bricio@ufv.br

Tel: (31) 3899-2221

JOÃO EUSTÁQUIO DE LIMA

Professor do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). Doutor em Economia Rural pela Michigan State University e Pós-Doutor pela University of Florida.]

E-mail: jelima@ufv.br

Tel: (31) 3899-1322

VIVIANI SILVA LÍRIO

Professora do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV). Doutora em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV).

E-mail: vslirio@ufv.br

Tel: (31) 3899-1330

¹Artigo extraído da dissertação de mestrado do primeiro autor.

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo obter uma estimativa para a demanda Comercial de energia elétrica, em Minas Gerais, no período de 1970 a 2002. Após identificar que as séries estudadas eram não-estacionárias, optou-se pela utilização do conceito de Co-integração, sendo estimado um Modelo de Correção de Erros Vetorial (*VEC Model*). As elasticidades preço e renda estimadas foram, em termos absolutos, inferiores à unidade, indicando variações menos que proporcionais da quantidade demandada a alterações nas Variáveis que a influenciam

PALAVRAS-CHAVE

Demanda comercial; Energia elétrica; Co-integração; Minas Gerais; Modelo VEC

ABSTRACT

The main objective of this paper was to obtain an estimate for the commercial electricity demand in Minas Gerais in the period from 1970 to 2002. After identifying that the series were nonstationary, it was used the Cointegration approach and the estimation of a Vector Error Correction Model (*VEC Model*). The results showed that both price and income elasticities are inferiors to the Unit.

KEY-WORDS

Commercial demand; Electricity; Cointegration; Minas Gerais; VEC Model

JEL: C32; R15

1 INTRODUÇÃO

Em dezembro de 2003 o Governo Federal definiu um novo Modelo Institucional para o setor elétrico brasileiro. Dentre outros pontos, tal modelo visa, senão eliminar, pelo menos reduzir significativamente as incertezas contidas no modelo então em vigor. A redução das incertezas se constituía num fator decisivo para que a iniciativa privada mantivesse ou até mesmo aumentasse seus planos de investimentos no setor elétrico brasileiro.

Nesse novo modelo, o estudo da demanda de energia elétrica ocupa posição de destaque, tanto no planejamento quanto no gerenciamento do setor elétrico brasileiro, sendo que as empresas distribuidoras de energia são os principais agentes responsáveis pelas estimativas de demanda. Foi ainda estabelecido que as distribuidoras de energia elétrica devam, com antecedência de cinco anos, efetivar a contratação total do mercado por elas

previsto, para o que as estimativas de demanda são indispensáveis (ELETROBRÁS, 2003a).

Evidenciada a importância assumida pelos estudos de demanda, este trabalho visou contribuir para a análise da demanda de energia elétrica para o Estado de Minas Gerais, mais precisamente com a demanda do setor Comercial. Minas Gerais é o segundo maior consumidor de energia elétrica, tanto na região Sudeste, quanto no mercado nacional. O setor Comercial, por sua vez, é o terceiro maior consumidor do Estado, tendo respondido por 9,83%² do consumo total em 2003.

Também justificou este estudo o fato de não haver outro estudo de demanda de energia elétrica que tenha analisado o setor Comercial de Minas Gerais. Relativos ao mercado de energia elétrica desse Estado, podem ser citados o trabalho de Mattos e Lima (2005), no qual foi analisado apenas o setor Residencial, e o trabalho de Mattos et al. (2005), no qual foi abordado apenas o setor Industrial. Outros autores que também estudaram a demanda comercial, como Modiano (1984) e Schmidt e Lima (2004), optaram por uma análise em nível nacional.

O presente artigo foi dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, descreve-se a evolução do consumo comercial de energia elétrica em Minas Gerais. A terceira seção foi reservada ao referencial teórico utilizado. Na quarta seção, foram descritos o modelo econométrico e o método de estimação, além da apresentação das fontes dos dados. A quinta seção foi destinada à apresentação dos resultados obtidos e, na sexta seção, apresentou-se a conclusão.

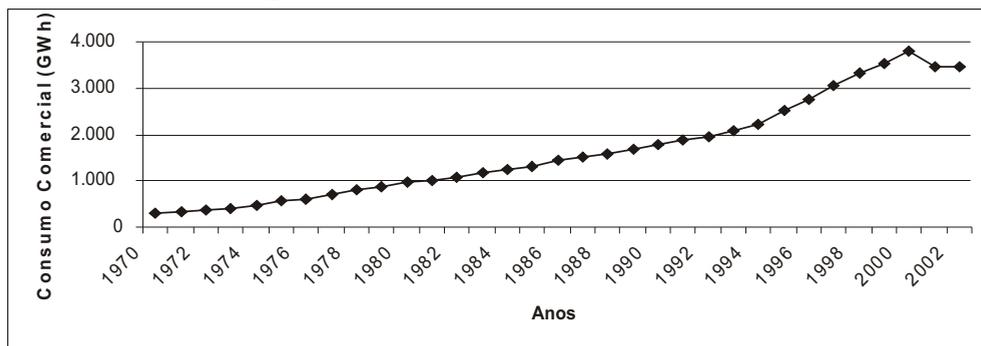
2 CONSUMO COMERCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA EM MINAS GERAIS

A energia elétrica tem se mostrado, historicamente, a mais importante fonte de energia consumida pelo setor Comercial em Minas Gerais. No período de 1983 a 2002, foi a única fonte a ter aumentada sua participação no consumo total. Sua participação média no consumo total foi superior a 85%, atingindo seu máximo em 1999, quando correspondeu a 90,2% de toda a energia consumida por esse setor. As outras duas fontes mais consumidas são o gás liquefeito de petróleo (GLP) e a lenha (CEMIG, 2003).

No período de 1970 a 2002, o consumo da energia elétrica pelo setor Comercial cresceu a uma taxa média de 7,9% a.a.. Dentre as três principais classes consumidoras, foi a que apresentou a segunda maior taxa de crescimento, tendo sido superada apenas pelo setor Residencial (FJP, 2004a). A Figura 1 apresenta a evolução do consumo total de energia elétrica pelo setor Comercial, em Minas Gerais, no período 1970/2002.

²Percentual calculado a partir de dados fornecidos pela Fundação João Pinheiro (2004a).

Figura 1 - Evolução do consumo total de energia elétrica pelo setor Comercial, em Minas Gerais, no período 1970/2002



Fonte: Elaborado a partir de dados da Fundação João Pinheiro (2002) e (2004a)

O crescimento mais significativo do consumo de energia elétrica ocorreu durante a década de 70, tendo este quase triplicado. Na década seguinte, porém, foi registrado o menor crescimento do consumo pelo setor Comercial. No decorrer da década de 90, o consumo de energia elétrica cresceu num ritmo superior ao observado na década anterior. Após atingir seu nível máximo no ano 2000, um total de 3.794 GWh, o consumo de energia elétrica foi reduzido no ano seguinte, como resultado do programa de racionamento³. Em 2002, a quantidade consumida voltou a crescer, porém esteve abaixo dos níveis observados no final da década de 90. Nesse ano, foram consumidos 3.475 GWh pelo setor Comercial.

Ao longo dessas três décadas, tal consumo provavelmente esteve relacionado à dinâmica de outras variáveis. A Tabela 1 apresenta as taxas geométricas de crescimento dessas variáveis, inclusive do consumo, em cada uma das décadas.

Tabela 1 - Taxas geométricas de crescimento⁴ do PIB comercial, consumo comercial e das tarifas comerciais de energia elétrica, em Minas Gerais (em % ao ano)

	1970-1979	1980-1989	1990-1999	1970-2002
PIB Comercial	10,7 ***	1,9 **	1,2 **	2,6 ***
Consumo Comercial	12,6 ***	6,4 ***	8,4 ***	7,9 ***
Tarifas	-3,7 ***	-1,9 *	-2,9 ***	-3,0 ***

Fonte: Dados da pesquisa⁵

Notas: (***) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (*) significativo a 10%.

³Entre 06/2001 e 02/2002, o programa foi implantado nas regiões Sudeste, Centro-Oeste Nordeste. Na região Norte, teve menor duração, estando presente entre 08/2001 e 01/2002.

⁴A taxa geométrica de crescimento (TGC) foi estimada a partir da regressão, em que a $TGC = [\text{anti} \log(\beta) - 1] \times 100$.

⁵As fontes dos dados básicos são citadas na seção 4.3 (Fontes dos dados e operacionalização do modelo).

O PIB do setor Comercial apresentou um crescimento significativo (10,7% a.a.) durante a década de 70, o que foi decisivo para a elevação do consumo de energia elétrica nesse setor, que foi de 12,6% a.a.. De acordo com Diniz (2002), o bom desempenho dos setores industriais e agrícolas gerou efeitos que foram transbordados para os demais setores da economia, especialmente para a construção civil e as atividades urbanas em geral, onde estão concentradas as atividades comerciais. Outro fator a ser considerado foi o comportamento das tarifas reais médias de fornecimento. Essas, apesar de apresentarem alta nos anos de 1972 e 1973, decresceram ao longo da década em 3,7% a.a..

No decorrer da década seguinte, o crescimento do PIB do setor Comercial foi de 1,9% a.a.. O consumo de energia elétrica, assim como o PIB, apresentou crescimento muito inferior em relação à década anterior. Nessa década, o consumo de energia elétrica pelo setor Comercial cresceu 6,4% a.a.. As tarifas reais de energia elétrica desse setor apresentaram comportamento instável durante o período, mas estiveram abaixo dos níveis praticados na década de 70.

Nos anos 90, o consumo de energia elétrica pelo setor Comercial cresceu a taxas superiores às apresentadas nos anos 80. Observou-se alternância no comportamento do PIB Comercial, sendo o resultado final um crescimento médio dessa variável de 1,2% a.a., enquanto as tarifas reais decresceram em média 2,9% a.a..

Merece destaque o fato de o setor Comercial ter aumentado expressivamente sua participação no consumo do Estado na década de 90. Ressalta-se que o mesmo ocorreu no mercado nacional. A partir de meados dessa década, o consumo do referido setor passou a liderar o crescimento da demanda de energia elétrica, como resposta aos avanços e à modernização ocorridos no setor de serviços. Como exemplo, a expansão da indústria do turismo, a grande inserção dos *shopping centers*, além da informatização de vários segmentos, especialmente no setor financeiro (ELETROBRÁS, 2003b).

3 ASPECTOS TEÓRICOS DA DEMANDA DE ENERGIA ELÉTRICA

De forma geral, a demanda de energia elétrica tem sido abordada como função de fatores econômicos e do estoque dos equipamentos que necessitam de energia elétrica para funcionarem, sendo representada da seguinte forma:

$$Q_i = f(T_p, R_p, NC_p, Ee_i) \quad (1)$$

em que:

Q_i é a quantidade demandada de energia elétrica;

T_i é o preço da energia (tarifa comercial); R_i é a renda do setor comercial (ou nível do produto);

NC , é o número de consumidores comerciais eletrificados;
 EE , é o estoque dos equipamentos elétricos; e
 t é o tempo.

A demanda de energia elétrica é influenciada positivamente pelo estoque dos equipamentos elétricos. No curto prazo, esse estoque é fixo e a demanda fica restrita a alterações na sua taxa de utilização. No longo prazo, o estoque é flexível, podendo variar de acordo com alterações na renda, no preço dos equipamentos, no número de consumidores e em outros fatores. Assim, a demanda é um resultado indireto do uso dos equipamentos elétricos (BERNDT, 1991).

A renda dos consumidores influencia a demanda de energia elétrica positivamente, de forma direta e indireta. Quando ocorrem acréscimos nessa variável, *ceteris paribus*, aumenta a disponibilidade de recursos para aquisição de fatores de produção, dentre os quais está a energia elétrica. Esse primeiro efeito depende do estoque de equipamentos já existente, alterando-se apenas a sua taxa de utilização. O consumidor pode, ainda, decidir pela aquisição de novos equipamentos, aumentando o estoque e, conseqüentemente, o consumo de energia elétrica.

A tarifa de energia influencia negativamente a quantidade demandada. Diante de alterações na tarifa, os consumidores podem proceder de duas formas: alterar o uso dos equipamentos já existentes, ou adquirir equipamentos novos e mais eficientes.

O fato de a energia elétrica poder ser ofertada e demandada segundo tarifas que variam por bloco de consumo traz à discussão qual preço deve ser utilizado na especificação da função de demanda. Há autores que defendem a utilização do preço marginal, enquanto outros, o uso de preços médios⁶. O preço marginal é o preço cobrado por unidade de consumo referente ao bloco onde recai a quantidade total consumida, enquanto o preço médio é obtido pela divisão do valor total pago pela quantidade total consumida (ANDRADE e LOBÃO, 1997).

Neste estudo fez-se opção pelo preço médio por considerar que essa é a variável de conhecimento do consumidor quando esse define ou altera seu padrão de consumo de energia elétrica. Os estudos realizados para o Brasil também utilizaram o preço médio nas estimativas da função de demanda. Andrade e Lobão (1997) ressaltaram ainda que os dados referentes às tarifas marginais não são disponíveis.

⁶Esse assunto foi amplamente discutido no survey clássico de Taylor (1975).

4 METODOLOGIA

4.1 Modelo econométrico

A função de demanda de energia elétrica estimada neste trabalho foi uma função do tipo Cobb-Douglas. Uma das principais propriedades desse tipo de função é que as elasticidades são constantes e iguais aos coeficientes das variáveis na sua forma logarítmica. Tal função foi especificada da seguinte forma:

$$QC_t = \lambda \cdot RC_t^{\phi_1} \cdot TC_t^{\phi_2} \cdot EC_t^{\phi_3} \cdot e^{\varepsilon_t} \quad (2)$$

em que:

QC_t é a quantidade total de energia elétrica consumida pelo setor Comercial em Megawatt-hora (Mwh);

RC_t É a renda média⁷ do setor Comercial, em R\$ mil/consumidor;

TC_t representa a tarifa média de energia elétrica do setor Comercial, em R\$/MWh;

EC_t refere-se ao estoque dos equipamentos elétricos nesse setor;

ε_t é o termo de erro aleatório com pressuposições usuais; e

t é a unidade de tempo, medida em anos.

Entretanto constata-se, a partir da literatura referente à demanda de energia elétrica, que uma das dificuldades enfrentadas pelos estudos de natureza empírica, que procuraram obter estimativas para essa demanda, tem sido encontrar uma medida adequada para o estoque dos equipamentos elétricos.

Neste trabalho, assim como fizeram Andrade e Lobão (1997) e Silva (2001), optou-se por não definir uma variável específica como *proxy* para o estoque dos equipamentos elétricos. Considerando-se que esse estoque responde positivamente a aumentos na renda e negativamente a aumentos no preço do material elétrico, foi determinada uma expressão para essa variável, conforme a equação (3).

$$EC_t = \mu RC_t^{\eta_1} ME_t^{\eta_2} \quad (3)$$
$$\mu > 0, \quad \eta_1 > 0 \quad e \quad \eta_2 < 0$$

em que ME_t é o preço do material elétrico no setor Comercial e as demais variáveis permanecem conforme definição anterior.

Substituindo-se (3) em (2) e tomando-se o logaritmo natural (ln), essa última equação pode ser apresentada em uma forma linear, conforme equação (4).

$$LQC_t = \xi_1 + \xi_2 LRC_t + \xi_3 LTC_t + \xi_4 LME_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

⁷A variável “número de consumidores”, por ser fortemente correlacionada com a quantidade consumida, foi incluída no modelo de forma implícita, ao ser utilizada no cálculo da renda média.

em que: $\xi_1 = \ln(\lambda \mu^{\phi_3})$, $\xi_2 = (\phi_1 + \eta_1 \phi_3)$, $\xi_3 = \phi_2$ e $\xi_4 = (\eta_2 \phi_3)$; L indica que foi obtido o logaritmo natural da variável à qual precede, e as demais variáveis seguem conforme definição anterior.

Da equação (4) esperou-se que o consumo de energia elétrica respondesse positivamente a aumentos na renda ($\xi_2 > 0$) e negativamente a aumentos no preço da energia elétrica e no preço do material elétrico (ξ_3 e $\xi_4 < 0$).

Os parâmetros podem ser interpretados como as elasticidades da demanda de energia elétrica em relação a cada uma das variáveis explicativas. Ressalta-se que a elasticidade renda mede tanto o efeito direto dessa variável sobre a demanda, quanto o efeito indireto, decorrente da influência dessa variável sobre o estoque dos equipamentos elétricos

4.2 Método de estimação

O uso da tarifa média de energia como *proxy* para o preço da energia elétrica traz algumas implicações para as estimativas das funções de demanda. A dependência recíproca entre a tarifa média e a quantidade consumida de energia elétrica faz com que existam duas variáveis endógenas no modelo, sendo uma delas um regressor. Assim, a provável simultaneidade entre as variáveis pode violar a hipótese de ausência de correlação entre o termo de erro e o regressor, o que inviabilizaria o uso do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. Nesse caso, segundo Schmidt e Lima (2004), duas metodologias podem ser utilizadas: Modelos de Equações Simultâneas e, ou, Técnicas de Co-integração.

Neste trabalho, foi utilizada a segunda opção, especificamente os procedimentos propostos por Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). Tal metodologia consiste em, numa primeira etapa, estimar o(s) vetor(es) de co-integração a partir da modelagem de um vetor auto-regressivo (VAR). Numa segunda etapa, estima-se um Mecanismo de Correção de Erros (MCE) com vetor de co-integração.

A opção por esses modelos pode ser justificada pelo fato de as séries temporais analisadas serem, geralmente, não-estacionárias⁸. O conceito de co-integração, que foi introduzido por Engle e Granger (1987), permite que regressões envolvendo séries não-estacionárias sejam realizadas sobre seus níveis, sem que se incorra no problema da regressão espúria, além de não ser perdida informação alguma de longo prazo, o que ocorre quando são utilizadas séries diferenciadas⁹.

⁸Segundo Gujarati (2000), uma série é (fracamente) estacionária se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a variância é calculada.

⁹Uma discussão sobre o conceito de co-integração pode ser obtida em Enders (1995).

4.3 Fontes dos dados e operacionalização do modelo

A renda do setor comercial foi representada pela série do PIB comercial de Minas Gerais, em R\$ milhões. Os valores nominais dessa série referentes ao período 1970/79 foram coletados em Minas Gerais (1990); os referentes aos períodos 1980/93 e 1994/2000 foram obtidos na Fundação João Pinheiro (FJP, 1994) e FJP (2002), respectivamente; e os valores referentes aos anos de 2001 e 2002 foram obtidos na FJP (2004b). Os valores foram deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB, cuja fonte é o IBGE (2004), com a base (100) em 2003.

Como medida representativa do preço da energia elétrica foi utilizada a série da tarifa média comercial, em R\$/MWh, a preços constantes de 2003, fornecida pela CEMIG (2004a). Para uma medida representativa da quantidade demandada de energia elétrica foram utilizados os dados que têm como fontes básicas a Eletrobrás, o Anuário Estatístico do Brasil/IBGE e a CEMIG e foram obtidos na FJP (2002) e (2004a) e FJP (2004c), respectivamente.

Para o preço do material elétrico foi utilizado o índice real de preços do material elétrico, cuja fonte é a Fundação Getúlio Vargas (2004). Os dados anteriormente mencionados são anuais e referentes ao período de 1970 a 2002. Para operacionalização do modelo foi utilizado o *software* econométrico *Eviews4*.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Análise de estacionariedade e co-integração das variáveis

A utilização do conceito de co-integração só se justifica se as séries analisadas são não-estacionárias. Para se testar a estacionariedade dessas séries foram realizados os Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 2.

Os resultados apresentados na Tabela 2 indicam que, aos níveis de significância estatística de 1% e 5%, não se pode rejeitar a presença de raiz unitária para nenhuma das séries, tratando-se, portanto, de séries não-estacionárias. O teste realizado para todas as séries em primeira diferença indicou que, a esses mesmos níveis de significância, pode-se rejeitar a presença de raiz unitária para todas as variáveis. Portanto, todas as séries possuem a mesma ordem de integração, ou seja, são todas $I(1)$ e é possível que sejam co-integradas.

Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária DF e ADF, realizados para as séries LQC_t , LTC_t , LRC_t e LME_t , para o período de 1970 a 2002

Série	Equação de teste	Número de defasagens	Estatística de teste	Valor Crítico	
				5%	1%
LQC_t	constante e tendência	0	-0,797	-3,558	-4,273
ΔLQC_t	constante e tendência	0	-4,389	-3,563	-4,285
LTC_t	constante e tendência	0	-2,547	-3,558	-4,273
ΔLTC_t	sem const. e sem tend.	0	-5,527	-1,952	-2,642
LRC_t	constante e tendência	0	-2,984	-3,558	-4,273
ΔLRC_t	constante	0	-5,946	-2,960	-3,662
LME_t	constante e tendência	0	-1,401	-3,558	-4,273
ΔLME_t	constante	0	-5,677	-2,960	-3,662

Fonte: Resultados da pesquisa

Notas: Foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Informação de Schwarz; o operador Δ significa primeira diferença da série.

Analisada a ordem de integração das variáveis, o passo seguinte foi testar a existência de co-integração entre elas, utilizando o procedimento de Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) a partir da especificação de um modelo VAR.

A determinação do número de defasagens (p) do modelo VAR foi realizada a partir do número de defasagens que minimizou os Critérios de Informação de Akaike, Schwarz e de Hannan-Quinn, além do teste de significância estatística das defasagens. Por se tratar de séries anuais, considerou-se suficiente a inclusão de, no máximo, duas defasagens de cada variável no modelo a ser estimado¹⁰. Os resultados, segundo cada um dos critérios, estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Definição do número de defasagens do modelo VAR a partir dos Critérios de Informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn, e do teste de significância das defasagens (estatística χ^2)

Defasagens	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn	Estatística χ^2
0	-2.796240	-2.426178	-2.675609	—
1	-11.33109*	-10.22090*	-10.96919*	239.1776*
2	-11.20867	-9.358368	-10.60552	19.10676

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: (*) indica o número de defasagens escolhido por cada teste.

¹⁰Moreira et al. (1996) ressaltaram que, sob pena de perda excessiva de graus de liberdade na estimação dos seus parâmetros, o modelo a ser estimado deve necessariamente ser parcimonioso quanto ao número de variáveis.

De acordo com todos os resultados apresentados na Tabela 3, o modelo deveria incluir apenas uma defasagem de cada variável. Entretanto, o modelo estimado com essa especificação apresentou resíduos autocorrelacionados. Em situações como essa, o procedimento padrão consiste em aumentar o número de defasagens até que não mais seja observada a autocorrelação. Ao realizar esse procedimento, constatou-se que a inclusão da segunda defasagem foi suficiente para eliminar a autocorrelação¹¹. Logo, o VAR a ser estimado é de segunda ordem, ou seja, VAR (2).

Definido a ordem do VAR, o passo seguinte foi determinar a inclusão ou não de termos determinísticos tais como constante, tendência e variáveis do tipo *dummy*. Após análise gráfica das séries e o posterior teste de significância estatística¹², a conclusão foi de que o modelo deveria conter tanto uma constante quanto uma tendência. Foi ainda incluída uma *dummy*, indicada por *DC*, com o objetivo de captar uma possível mudança estrutural da demanda de energia elétrica em função do programa de racionamento do consumo dessa energia. Essa variável assumiu o valor 1, para os anos de 2001 e 2002, e o valor 0 (zero) para os demais.

Após a especificação do modelo VAR, foram realizados os Testes do Traço e do Máximo Autovalor, com o objetivo de encontrar, caso exista relação de longo prazo entre as variáveis, o(s) vetor(es) de co-integração. A Tabela 4 apresenta os resultados.

Segundo o Teste do Traço, a hipótese nula de que o posto da matriz de co-integração é nulo é rejeitada tanto a 5% quanto a 1% de significância estatística. Portanto, há no mínimo 1 vetor de co-integração que estabelece as relações de equilíbrio longo prazo entre as variáveis. A esses mesmos níveis de significância, a hipótese não pode ser rejeitada. Logo, com base no Teste do Traço, conclui-se que existe um único vetor de co-integração tanto a 1% quanto a 5% de significância estatística.

¹¹O resultado do teste para autocorrelação está apresentado na Tabela 5.

¹²Os testes de significância estatística da constante e da tendência foram feitos com base na estatística “t”, ao nível de significância estatística de 5%.

Tabela 4 - Teste do Traço e do Máximo Autovalor para co-integração entre as variáveis LQC_t , LTC_t , LRC_t e LME_t

Teste do Traço					Teste do Máximo Autovalor				
Hipótese		Estatística do teste	Valor crítico		Hipótese		Estatística do teste	Valor crítico	
(H ₀)	(H ₁)		(5%)	(1%)	(H ₀)	(H ₁)		(5%)	(1%)
r = 0	r > 0	82,0424***	62,99	70,05	r = 0	r = 1	40,9822***	31,46	36,65
r ≤ 1	r > 1	41,0602	42,44	48,45	r = 1	r = 2	23,6745	25,54	30,34
r ≤ 2	r > 2	17,3857	25,32	30,45	r = 2	r = 3	11,3954	18,96	23,65
r ≤ 3	r > 3	5,9903	12,25	16,26	r = 3	r = 4	5,9903	12,25	16,26

Notas: H₀ e H₁ representam as hipóteses nula e alternativa, respectivamente; (***) significa rejeição de H₀ ao nível de significância estatística de 1%.

De acordo com o teste do Máximo Autovalor, a hipótese nula de que o posto da matriz de co-integração é nulo é rejeitada tanto a 5% quanto a 1% de significância estatística. Aos níveis de 1% e 5%, a hipótese não pode ser rejeitada. Portanto, assim como no Teste do Traço, há um único vetor de co-integração entre as variáveis.

5.2 Equação de longo prazo da demanda de energia elétrica pelo setor Comercial

A partir do vetor de co-integração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo entre o consumo comercial de energia elétrica e seus determinantes e interpretar cada um dos parâmetros como a elasticidade de longo prazo da demanda de energia elétrica em relação a cada variável explicativa. A equação (5) apresenta essa relação¹³.

$$LQC_t = 21,18266 - 0,7717LTC_t + 0,7779LRC_t - 1,1157LME_t + 0,0068t \quad (5)$$

(0,3705) (0,2520) (0,2170) (0,0017)

Com base nos resultados apresentados na equação (5), pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros estimados estão de acordo com o sugerido pela teoria econômica.

A elasticidade-renda estimada indica que, mantidas as demais variáveis constantes, um acréscimo (decréscimo) de 10% na renda do setor Comercial mineiro induz uma elevação (redução) de aproximadamente 7,78% na quantidade demandada de energia elétrica por esse setor. Quando comparado ao valor de 6,36%, obtido por Schmidt e Lima (2004), esse se mostrou superior, embora esses autores tivessem analisado a demanda do setor Comercial do Brasil.

¹³Os desvios-padrão dos parâmetros estimados são apresentados entre parênteses.

Quanto a outras estimativas de elasticidade-renda da demanda de energia elétrica, para o Estado de Minas Gerais, podem ser citados os trabalhos de Mattos e Lima (2005), que encontraram elasticidade igual a 0,53, para o setor Residencial, e o de Mattos et al. (2005)¹⁴, no qual a elasticidade-renda estimada foi de 0,54, para o setor Industrial. Com base nesses resultados, pode-se inferir que, em Minas Gerais, o setor Comercial é o que apresenta maior sensibilidade a variações na renda. Em parte, esse resultado pode ser explicado pelo aumento da geração própria de energia elétrica no setor Industrial, especialmente nos grandes consumidores, o que não é contabilizado nas estatísticas das distribuidoras de energia elétrica. É possível, portanto, a elevação no produto industrial sem que seja registrado correspondente aumento no consumo desse tipo de energia. No setor Residencial, por sua vez, o aumento da renda estaria associado à aquisição de eletrodomésticos novos e mais eficientes no consumo de energia elétrica.

Em relação à elasticidade-preço da demanda, pode-se dizer que, *ceteris paribus*, um acréscimo (decrécimo) de 10% nas tarifas de energia do setor Comercial, em Minas Gerais, provoca uma redução (elevação) de aproximadamente 7,72% na quantidade demandada de energia elétrica por esse setor. Comparando-se com o valor de 1,7%, encontrado por Schmidt e Lima (2004), esse se mostrou consideravelmente superior, o que indica que a demanda de energia elétrica do setor Comercial, em Minas Gerais, é mais sensível às variações das tarifas do que a demanda desse setor no Brasil. Tal elasticidade também é superior, em valor absoluto, às elasticidades-preço de -0,26, obtida por Mattos e Lima (2005), para o setor Residencial, e de -0,25, estimada por Mattos et al. (2005), para o setor Industrial, ambas referentes ao estado de Minas Gerais. Portanto, verifica-se que, dentre os três setores mencionados, o Comercial é o que mais modifica seu consumo de energia elétrica em resposta às variações tanto na renda quanto nas tarifas de energia elétrica.

Chama-se a atenção para o coeficiente da elasticidade-preço do equipamento elétrico do setor Comercial. Apesar de apresentar sinal correto, o módulo desse coeficiente pode ser considerado elevado. Não parece razoável que a demanda de energia elétrica seja mais sensível às variações no preço dos equipamentos elétricos que às variações no seu próprio preço. Vale informar que o mesmo foi verificado por Schmidt e Lima (2004).

Este resultado ratifica a dificuldade de se obter uma estimativa adequada para o estoque dos equipamentos elétricos, conforme já discutido anteriormente. Ressalta-se ainda que tal dificuldade é maior para o caso do setor Comercial em função de uma maior variedade dos equipamentos elétricos que, em algumas circunstâncias se assemelham aos equipamentos

¹⁴A elasticidade-preço estimada por esses autores não é estatisticamente significativa, nem mesmo ao nível de 10% de significância.

utilizados pelo setor Industrial e, em outras situações, aos equipamentos utilizados pelo setor Residencial (eletrodomésticos). Deve-se, portanto, interpretar com cautela o resultado encontrado.

5.3 Equação de curto prazo da demanda de energia elétrica pelo setor Comercial

A partir do modelo VAR utilizado para o teste de co-integração, foi determinada a equação que descreve o comportamento de curto prazo da demanda comercial de energia elétrica em Minas Gerais. Para tanto, foi estimado um Mecanismo de Correção de Erros (MCE), utilizando-se a relação de longo prazo entre as variáveis, dada pelo vetor de co-integração, como variável explicativa. Os modelos VAR que possuem um MCE com vetor de co-integração são conhecidos na literatura como modelos VEC (*Vector Error Correction*).

Uma vez que o objetivo deste trabalho foi determinar as relações da demanda de energia elétrica com seus principais determinantes, optou-se por apresentar apenas a equação referente à variável LQC_t . A Tabela 5 apresenta os resultados obtidos.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 5, pode-se verificar que, dentre os sete parâmetros estimados, dois não são estatisticamente significativos, sendo todos os demais significativos ao nível de significância estatística de 1%.

Tabela 5 - Estimativa do Modelo VEC referente à variável LQC_t , Minas Gerai, 1970-2002

Variável Explicativa	Coefficiente	Desvio padrão	
γ_{t-1}	-0,1403 ***	0,0233	
ΔLQC_{t-1}	-0,3631 ***	0,1282	
ΔLTC_{t-1}	-0,0424 ^{NS}	0,0469	
ΔLRC_{t-1}	0,0279 ^{NS}	0,0614	
ΔLME_{t-1}	0,1812 ***	0,0520	
Constante	0,1215 ***	0,0112	
DC	-0,1373 ***	0,0186	
Testes e Qualidade do Ajuste			
$R^2 = 0,8484$	R^2 ajustado = 0,8105	Estatística F = 22,3809	
	Defasagem	Estatística do teste	p-valor
Autocorrelação (LM-teste)	1 ^a	15,12944	0,5152
	2 ^a	17,18929	0,3735
	3 ^a	15,26305	0,5055

Fonte: Resultados da pesquisa

Notas: (***) significativo a 1%; (^{NS}) não significativo; γ_{t-1} é a relação de co-integração no período t-1, que é igual a β , sendo β o vetor de co-integração.

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,8484, indicando que aproximadamente 84,8% das variações ocorridas na quantidade demandada de energia elétrica são explicadas pelo modelo ajustado. O teste F mostrou-se significativo, confirmando que as variáveis explicativas são conjuntamente significativas para explicarem o comportamento da quantidade demandada de energia elétrica. Pode-se ainda afirmar que, com base no teste do Multiplicador de Lagrange (LM-teste), ao nível de 1% de significância estatística, não há autocorrelação no modelo estimado.

A equação do modelo VEC, referente à variável LQC_t , pode ser escrita conforme equação (6).

$$\begin{aligned} \Delta LQC_t = & -0,1215 - 0,1403(LQC_{t-1} + 0,7717LTC_{t-1} - 0,7779LRC_{t-1} \\ & + 1,1157LME_{t-1} - 21,1827 - 0,0068t) - 0,3631\Delta LQC_{t-1} \\ & - 0,0424\Delta LTC_{t-1} + 0,0279\Delta LRC_{t-1} + 0,1812\Delta LME_{t-1} \\ & - 0,1373DC_t \end{aligned} \quad (6)$$

Nota-se que as variáveis explicativas determinam o comportamento de curto prazo da variável dependente, nesse caso, a quantidade demandada de energia elétrica. A dinâmica de curto prazo dessa variável é influenciada tanto pela trajetória de equilíbrio de longo prazo, dada pela relação de co-integração (entre parênteses), como pelo comportamento de curto prazo das variáveis explicativas. Uma vez que os coeficientes das variáveis LTC_{t-1} e LRC_{t-1} não foram estatisticamente significativos, as variações de curto prazo da quantidade demandada de energia elétrica não são explicadas pelas variações de curto prazo das tarifas de energia e da renda do setor Comercial mineiro.

O peso com que a relação de co-integração influencia a variável dependente é dado pelo coeficiente de ajustamento estimado. Esse coeficiente é estatisticamente significativo e indica qual a proporção do desequilíbrio de curto prazo da demanda de energia elétrica é corrigida no período seguinte. Especificamente, o valor de 0,1403 estabelece que aproximadamente 14% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidos a cada ano. Portanto, o setor Comercial levaria de sete a oito anos para ajustar a quantidade demandada dessa energia a eventuais choques nas tarifas e, ou, na renda dos consumidores.

5.4 Avaliação da capacidade de previsão do modelo estimado

Procurou-se, também, aferir a capacidade de previsão do modelo anteriormente estimado. Uma vez que nas estimativas realizadas foram utilizadas observações apenas até o ano de 2002, adotou-se o ano de 2003 para

comparação entre o valor projetado e o efetivamente observado. A partir dessa comparação, foi determinado o erro de previsão do modelo.

Tabela 6 - Consumo de energia elétrica pelo setor Comercial, em Minas Gerais, em 2003

Projetado* (GWh)	Observado ** (GWh)	Diferença (GWh)	Diferença (%)
3.705,54	3.600,92	104,62	2,91

Fonte: * Resultados da pesquisa; ** CEMIG (2004b)

Conforme pode ser verificado na Tabela 6, o valor projetado se aproxima do total efetivamente consumido pelo setor Comercial em 2003, indicando que o modelo estimado possui boa capacidade de previsão do consumo de energia elétrica por este setor em Minas Gerais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho procurou apresentar uma estimativa da demanda de energia elétrica do setor Comercial de Minas Gerais, contribuindo para o preenchimento de uma das lacunas existentes nos estudos dessa demanda, qual seja a da escassez de estudos regionalizados. Em sua quase totalidade, as estimativas existentes se referem ao mercado nacional.

A elasticidade-preço estimada é, em termos absolutos, inferior à unidade, sugerindo que políticas tarifárias que visem ajustes na relação oferta/demanda, através da redução da demanda, requerem acentuada elevação das tarifas de energia elétrica, onerando o setor Comercial mineiro. Constatou-se, também, que a renda do setor Comercial é uma variável importante para explicar o consumo de energia elétrica por esse setor.

A partir do coeficiente de ajustamento estimado no presente trabalho, pode-se inferir que o padrão de consumo da energia elétrica no setor Comercial mineiro, que foi alterado em decorrência da implantação programa de racionamento implantado em quase todo o Brasil, deverá ser restabelecido num prazo de sete a oito anos, ou seja, até o ano de 2009.

A boa capacidade de previsão apresentada pelo modelo estimado indica que o mesmo pode se constituir numa ferramenta importante para os agentes do setor, permitindo antecipação da evolução do consumo de energia elétrica pelo setor Comercial e, conseqüentemente, que os responsáveis pelo planejamento e, ou, gerenciamento do setor elétrico atuem no momento oportuno a fim de, senão eliminar, pelo menos reduzir a necessidade de novos racionamentos do consumo desse tipo de energia.

REFERÊNCIAS

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

BERNDT, E. R. The demand for electricity: structural and time series approaches. In: _____. **The practice of Econometrics: classic and contemporary**. [S.I.] Addison-Wesley Publishing Company, 1991. Cap. 7, p. 306-337, 702 p.

CEMIG. **18º Balanço Energético do Estado de Minas Gerais BEEMG**. Belo Horizonte, 2003. Disponível em: <<http://www.cemig.gov.br>>. Acesso em 22 de jun. 2004.

_____. **Tarifa média anual por classes de consumo**. Belo Horizonte, 2004a. (Disponibilidade interna).

_____. **Consumo total de energia elétrica em Minas Gerais por classes de consumo**. Belo Horizonte, 2004b. (Disponibilidade interna).

DINIZ, C. C. **Economia e Planejamento em Minas Gerais: notas para discussão**. Belo Horizonte: UFMG/FACE/Cedeplar, v. 3, p. 115-144, 2002.

ELETROBRÁS. Departamento de Estudos Energéticos e Mercado (DEM). **Plano Decenal de Expansão 2003/2012**. Janeiro de 2003a. Disponível em: <<http://www.eletrobras.gov.br>>. Acesso em 30 de jan. 2004.

_____. Departamento de Estudos Energéticos e Mercado (DEM). Relatório Analítico. **Ciclo de Planejamento 2001**. Jan. 2003b. Disponível em: <<http://www.eletrobras.gov.br>>. Acesso em: 03 mar. 2004.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York, John Wiley & Sons, Inc., 1995. 433p.

ENGLE, R. F; GRANGER, C. W. Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing . **Econometrica**, v. 55, p. 251-76, 1987.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. Índice de Preços por Atacado Oferta Global (IPA-OG) Material Elétrico. **Conjuntura Econômica**, 2004. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 mai. 2004.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Anuário Estatístico de Minas Gerais 1990/1993**. Belo Horizonte, v. 8, p. 1-760, dez. 1994.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Anuário Estatístico de Minas Gerais 2000/2001**. Belo Horizonte, v. 9, p. 1-582, 2002.

FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. **Consumo de energia elétrica em Minas Gerais, por classe de consumo: 1970/2002**. Belo Horizonte, 2004a (Disponibilidade interna).

_____. **Produto Interno Bruto por setores de atividade econômica: Minas Gerais, 1985/2003**. Belo Horizonte, 2004b (Disponibilidade interna).

_____. **Número de consumidores de energia elétrica em Minas Gerais, por classe de consumo: 1970/2002**. Belo Horizonte, 2004c (Disponibilidade interna).

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

IBGE. **Produto Interno Bruto deflator implícito**. Sistema de Contas Nacionais, 2004. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 12 out. 2004.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, p. 169-209, 1990.

MATTOS, L.B.; LIMA, J.E. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**, v.15, n. 3, p. 31-52, set./dez. 2005.

MATTOS, L.B.; REIS, B.S.; LIMA, J.E.; LIRIO, V.S. Demanda industrial de energia elétrica em Minas Gerais, 1970-2002. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 3, n. 1, p. 97-120, jan./mar. 2005.

MINAS GERAIS. **Anuário Estatístico de Minas Gerais 1988-1989**. Belo Horizonte: Secretaria de Estado do Planejamento e Coordenação Geral SEPLAN. Superintendência Central de Estatística e Informação, v. 7, p. 1-896, nov. 1990.

MODIANO, E.M. **Elasticidade-renda e preço da demanda de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: Departamento de Economia - PUC/RJ,

1984. (Texto para discussão, n. 68).

MOREIRA, A.R.B.; FIORÊNCIO, A.; LOPES, H.F. **Um modelo de previsão do PIB, Inflação e Meios de Pagamento**. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 1996. (Texto para discussão, n. 446).

SCHMIDT, C.A.J., LIMA, M.A. A Demanda por Energia Elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 58, n. 1, p. 67-98, jan./mar. 2004.

SILVA, S.M. **Análise Econométrica da Demanda de Energia Elétrica nos Setores Residencial-Urbano e Rural do Brasil, 1970/1999**. Viçosa: UFV, 2001. Dissertação (Mestrado).

TAYLOR, L.D. The demand for electricity: a survey. **Journal of Economics**, Arizona, v. 6, n.1, p. 74-110, 1975.

