

DEMANDA INDUSTRIAL DE ENERGIA ELÉTRICA EM MINAS GERAIS, 1970-2002 ¹

Leonardo Bornacki de Mattos ²

Bricio dos Santos Reis ³

João Eustáquio de Lima ⁴

Viviani Silva Lírio ⁵

Resumo - Este trabalho objetivou obter uma estimativa da demanda industrial de energia elétrica em Minas Gerais, no período de 1970 a 2002. Após verificar 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 estimadas foram, em termos absolutos, inferiores à unidade, o que indica pequena sensibilidade da demanda às variáveis que a influenciam. As projeções para o período 2004/2008 indicam que o consumo de energia elétrica pela classe industrial deve apresentar taxas de crescimento superiores às observadas na década de 90.

Palavras-chave: Demanda industrial, energia elétrica, co-integração, Minas Gerais, VECM.

1. Introdução

O programa de racionamento do consumo de energia elétrica em meados de 2001, em quase todo o território nacional⁶, tornou evidente que esse setor brasileiro ainda não se encontra estruturado para garantir o fornecimento de energia elétrica em quantidade e qualidade requeridas pelo mercado consumidor.

¹ Recebido em 18/11/2004 Aceito em 20/01/2005

² Doutorando em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: leobornacki@yahoo.com.br.

³ Professor do Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: bricio@ufv.br.

⁴ Professor do Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: jelima@ufv.br.

⁵ Professora do Departamento de Economia Rural (DER) da Universidade Federal de Viçosa. E-mail: vslirio@ufv.br.

⁶ Entre 06/2001 e 02/2002, o programa foi implantado nas regiões Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste. Na região Norte, teve menor duração, estando presente entre 08/2001 e 01/2002.

Em dezembro de 2003, o governo federal definiu um novo Modelo Institucional para o setor elétrico brasileiro, visando, dentre outros pontos, eliminar as incertezas presentes no modelo então em vigor e, conseqüentemente, alcançar maior inserção e manutenção da iniciativa privada nos planos de investimento do setor.

Nesse modelo, o estudo da demanda de energia elétrica tem importância estrutural e conjuntural tanto no planejamento quanto no gerenciamento do setor elétrico brasileiro, por exercer impacto direto e, ou, indireto nas seguintes decisões: programas decenais de expansão da geração, transmissão e distribuição; planejamento da operação dos sistemas; programas de investimentos das empresas; contratos de compra e venda de energia entre empresas; dentre outros (Eletrobrás, 2003).

Este trabalho pretendeu contribuir com uma estimativa da demanda de energia elétrica em Minas Gerais, mais precisamente a demanda da classe Industrial. Minas é o segundo maior consumidor de energia elétrica, tanto na região Sudeste quanto no mercado nacional. A classe Industrial, por sua vez, é a maior consumidora do Estado, visto que respondeu por 58,6%⁷ do consumo total em 2003. Procurou-se, também, projetar o consumo industrial de energia elétrica para o período 2004/2008.

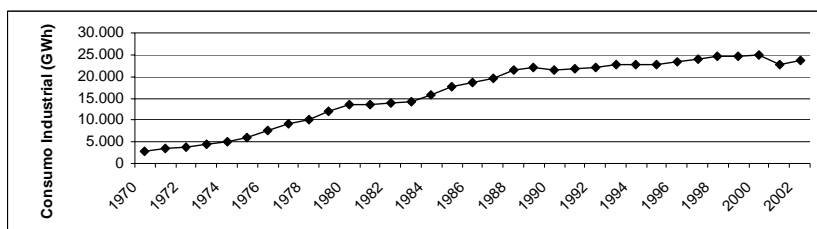
A opção por uma análise estadual foi ratificada pelo fato de o novo modelo institucional estabelecer que as distribuidoras de energia elétrica devam contratar, com antecedência de cinco anos, o total do mercado por elas previsto, sendo estas os principais agentes responsáveis pelas estimativas de demanda. De modo geral, o mercado de uma distribuidora limita-se a parcelas de mercado de um único estado, o que ratifica a importância de análises regionalizadas.

⁷ Percentual calculado a partir de dados fornecidos pela Fundação João Pinheiro (2004a).

2. Consumo industrial de energia elétrica em Minas Gerais

A energia elétrica tem ocupado posição de destaque, dentre as diversas fontes de energia consumidas pela classe Industrial. No período de 1983 a 2002, dividiu com o coque de carvão mineral o posto de segunda fonte mais consumida, sendo superada apenas pelo carvão vegetal (CEMIG, 2003).

No período de 1970 a 2002, o consumo de energia elétrica pela classe Industrial mineira cresceu à taxa média de 6,3%⁸ a.a.; entretanto, dentre as três principais classes consumidoras, a Industrial foi a que apresentou a menor taxa de crescimento. A Figura 1 apresenta a evolução do consumo de energia elétrica pela classe Industrial, em Minas Gerais, no período 1970/2002.



Fonte: Fundação João Pinheiro (2002) e (2004a).

Figura 1 – Evolução do consumo total de energia elétrica pela classe Industrial, em Minas Gerais, no período 1970/2002.

O crescimento mais expressivo ocorreu durante a década de 70, quando o consumo de energia elétrica por essa classe foi praticamente quadruplicado. A trajetória de crescimento do consumo foi mantida nos anos 80, porém a um ritmo consideravelmente inferior ao da década anterior. Esse crescimento se deveu, principalmente, à expansão da indústria eletrointensiva, como as de ferro gusa e alumínio (Ministério de Minas e Energia, 2000). Na década de 90, a trajetória de crescimento foi mantida, mas a um ritmo ainda inferior ao observado na década de 80.

⁸ Taxa geométrica de crescimento calculada a partir dos dados obtidos na Fundação João Pinheiro (2002) (2004a).

Após atingir seu nível máximo no ano 2000, quando representou aproximadamente 60,6% de toda energia elétrica consumida em Minas Gerais, o consumo pela classe Industrial foi reduzido em 2001, como resultado do racionamento. Em 2002, a quantidade consumida voltou a crescer, porém ainda esteve abaixo dos níveis observados no final dos anos 90.

Ao longo dessas três décadas, o comportamento do consumo industrial de energia elétrica provavelmente esteve relacionado com o comportamento da produção industrial (PIB industrial) e das tarifas de energia elétrica (Tabela 1).

Tabela 1 – Taxas geométricas de crescimento⁹ do PIB industrial, consumo industrial e da tarifa industrial de energia elétrica, em Minas Gerais (em % ao ano)

| | 1970-1979 | 1980-1989 | 1990-1999 | 1970-2002 |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| PIB industrial | 14,8 *** | 1,6 *** | 3,3 *** | 4,0 *** |
| Consumo industrial | 16,8 *** | 6,2 *** | 1,6 *** | 6,3 *** |
| Tarifa industrial | -0,7 * | -0,9 NS | -1,6 ** | -1,6 *** |

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

Fonte: Resultados da pesquisa¹⁰.

Na década de 70, o consumo industrial acompanhou a trajetória de crescimento do PIB industrial do Estado. Segundo Haddad (1995), Minas Gerais foi a economia regional mais dinâmica do Brasil, quando o Estado consolidou um sistema industrial competitivo e moderno, desenvolvendo os setores que apresentavam maiores vantagens comparativas, de acordo com a política industrial nacional. A tarifa industrial de energia foi sutilmente reduzida ao longo da década.

⁹ A taxa geométrica de crescimento (TGC) foi estimada a partir da regressão $\ln Y = K + 2t + M_1$, em que a TGC = $[\text{antilog}(2) - 1] \times 100$.

¹⁰ As fontes básicas dos dados estão detalhadas na seção 4.3.

Durante a década de 80, o PIB industrial manteve-se quase inalterado. Segundo Toyoshima e Silva (2000), na segunda metade dessa década, a participação da indústria mineira na indústria nacional apresentou declínio, embora pouco significativo, o que indica que o desempenho global da economia mineira foi marcado pela instabilidade e estagnação. De acordo com Haddad (1995), a economia mineira ainda registrou queda nas taxas de investimento, refletindo uma tendência geral da economia brasileira. Nessa década, a tarifa industrial de energia elétrica foi mantida praticamente estável.

Apesar de o PIB industrial ter apresentado crescimento superior ao da década anterior e de as tarifas de energia elétrica terem decrescido no período, o consumo de energia elétrica pela classe Industrial pouco cresceu na década de 90. Leão (1996), ao analisar o desempenho econômico das maiores empresas da indústria mineira, afirmou ter havido, no ano de 1995, acentuada redução nos lucros acumulados destas, o que indica queda na capacidade de investimento da economia mineira, no curto e médio prazo.

3. Referencial teórico

Segundo Bjorner *et al.* (2001), ao se abordar a demanda industrial, a energia elétrica pode ser considerada fator de produção, assim como o trabalho e o capital. Admitindo que os preços da energia e de outros fatores sejam exógenos e que cada empresa minimiza o custo de produção, a demanda pode ser expressa pelo valor adicionado pela empresa (produto ou renda) e pelo preço da energia em relação aos fatores trabalho e capital. Silk e Joutz (1997) lembraram ainda a influência dos preços de outros tipos de energia que venham a substituir a elétrica, apesar de reconhecerem a existência de restrições no uso desses substitutos.

Neste caso, considerando-se a influência de um substituto, a demanda industrial de energia elétrica pode ser representada da seguinte forma:

$$Q_t = f(T_t, R_t, PS_t, NC_t, EE_t), \quad (1)$$

em que Q_t é quantidade demandada de energia elétrica; T_t , preço da energia (tarifa industrial); R_t , renda do setor industrial (ou nível do produto); PS_t , preço de um fator substituto; NC_t , número de consumidores industriais eletrificados; EE_t , estoque dos equipamentos elétricos; e t , tempo.

A renda dos consumidores industriais influencia a demanda de energia elétrica positivamente, de forma direta e indireta. Quando há aumento nessa variável, *ceteris paribus*, o mesmo ocorre com 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, também, decidir pela aquisição de novos equipamentos, aumentando o estoque e, conseqüentemente, o consumo de energia elétrica.

O estoque dos equipamentos elétricos, assim como a renda, influencia a demanda de energia elétrica positivamente. No curto prazo, esse estoque é considerado fixo e a demanda, 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.

A tarifa de energia, por sua vez, possui relação inversa com a quantidade demandada. Quando há alterações na tarifa, os consumidores podem proceder de duas formas; alterando o uso dos equipamentos já existentes, ou adquirindo equipamentos novos e mais eficientes.

O fato de a energia elétrica ser ofertada e demandada sob tarifas que variam por bloco de consumo traz à tona a discussão sobre qual o 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 médios¹¹. O preço marginal é o preço cobrado por unidade de

¹¹ Esse assunto foi amplamente discutido no survey clássico de Taylor (1975).

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 (Silva, 2001).

Neste estudo fez-se opção pela tarifa média de energia, por considerar que esta seja a variável de conhecimento do consumidor quando esse define ou altera seu padrão de consumo de energia elétrica. Ressalta-se que os estudos realizados no Brasil também empregaram a tarifa média nas estimativas da função de demanda. Andrade e Lobão (1997) lembraram ainda a indisponibilidade de dados referentes às tarifas marginais.

4. Metodologia

4.1. Modelo econométrico

A função de demanda de energia elétrica, estimada neste trabalho, pode ser representada por 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:

$$Q_t = \kappa \cdot R_t^{\beta_1} \cdot T_t^{\beta_2} \cdot NC_t^{\beta_3} \cdot PS_t^{\beta_4} \cdot EE_t^{\beta_5} \cdot e^{\varepsilon_t} \quad (2)$$

em que Q_t é quantidade consumida de energia elétrica pela classe industrial; R_t , renda (ou nível de produto) da classe industrial; T_t , tarifa industrial (preço) de energia elétrica; NC_t , número de consumidores eletrificados na classe Industrial; PS_t , preço de um substituto da energia elétrica na classe Industrial; EE_t , estoque industrial dos equipamentos elétricos; M_t , termo de erro com pressuposições usuais; e t , tempo, medido em anos.

Entretanto, a partir da literatura referente à demanda de energia elétrica constata-se, que uma das dificuldades enfrentadas pelos estudos de natureza empírica, que procuraram obter estimativas para essa demanda, tem sido

encontrar uma medida adequada ao estoque dos equipamentos elétricos.

Neste trabalho, assim como fizeram Andrade e Lobão (1997) e Silva (2001), optou-se por não considerar uma variável específica como *proxy* para o estoque dos equipamentos elétricos. Tendo em vista que esse estoque responde, positivamente, a aumentos na renda e no número de consumidores industriais, foi determinada uma expressão para essa variável, conforme a equação (3).

$$EE_t = \omega R_t^{\delta_1} NC_t^{\delta_2} \quad (3)$$

$$\omega > 0, \quad \delta_1 > 0 \quad e \quad \delta_2 > 0$$

em que C é uma constante, 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 forma linear, conforme equação (4).

$$LQ_t = \zeta_1 + \zeta_2 LR_t + \zeta_3 LT_t + \zeta_4 LNC_t + \zeta_5 LPS_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

em que $\zeta_1 = \ln(\kappa \omega^{\beta_5})$, $\zeta_2 = (\beta_1 + \delta_1 \beta_5)$, $\zeta_3 = \beta_2$, $\zeta_4 = (\beta_3 + \delta_2 \beta_5)$ e $\zeta_5 = \beta_4$; L indica que foi obtido o logaritmo natural da variável à qual precede, e as demais variáveis seguem conforme definido anteriormente.

Da equação (4) esperou-se que o consumo de energia elétrica respondesse, positivamente, a aumentos na renda do setor industrial, no número de consumidores e no preço do substituto da energia elétrica (ζ_2 , ζ_4 e $\zeta_5 > 0$) e, negativamente, a aumentos na tarifa da energia elétrica ($\zeta_3 < 0$). Os parâmetros ζ_i podem ser interpretados como as elasticidades da demanda de energia elétrica em relação a cada uma das variáveis explicativas. Ressalta-se que as elasticidades renda e número de

consumidores medem tanto o efeito direto dessa variável sobre a demanda quanto o efeito indireto, decorrente da influência dessas variáveis no 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 nas estimativas das funções de demanda. A dependência recíproca entre tarifa média e 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 estimar o (s) vetor (es) de co-integração a partir da modelagem de um vetor auto-regressivo (VAR), na primeira etapa, e estimar um Mecanismo de Correção de Erros (MCE) com vetor de co-integração, na segunda.

A opção por esses modelos pode ser justificada pelo fato de as séries temporais analisadas serem, geralmente, não-estacionárias¹². O conceito de co-integração, que foi introduzido por Engle e Granger (1987), permite que regressões que envolvem 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 diferenciadas¹³.

¹² Segundo 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.

¹³ Uma 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 industrial foi representada pela série do PIB industrial 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, na Fundação João Pinheiro (FJP, 1994) e FJP (2002), respectivamente; e os valores referentes aos anos de 2001 e 2002, na FJP (2004b). Os valores foram deflacionados pelo Deflator Implícito do PIB, com a base (100) em 2003.

Como medida representativa do preço da energia elétrica foi utilizada a série da tarifa média industrial, em R\$/MWh, a preços constantes de 2003, fornecida pela CEMIG (2004a).

Para uma medida representativa da quantidade demandada de energia elétrica e do número de consumidores industriais, foram utilizados os dados que têm como fontes básicas a Eletrobrás, o Anuário Estatístico do Brasil/IBGE e a CEMIG, obtidos na FJP (2002) e (2004a) e na FJP (2004c), respectivamente.

Para o preço do fator substituto da energia elétrica, foi utilizado o índice real de preços dos combustíveis e lubrificantes, cuja fonte é a Fundação Getúlio Vargas (2004).

Os dados anteriormente mencionados são anuais e referem-se ao período de 1970 a 2002. Na operacionalização do modelo foi utilizado o *software* econométrico EViews4.

5. Resultados e discussão

5.1. Teste de raiz unitária

Inicialmente, foram realizados os Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (DF) e de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para testar a estacionariedade das séries estudadas. Os resultados obtidos são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 – Testes de Raiz Unitária DF e ADF, realizados para as séries LQ_t , LT_t , LR_t , LNC_t e LPS_t , no período de 1970 a 2002

| Série | Equação de teste | Número de defasagens | Estatística de teste | Valor Crítico | |
|----------------|------------------------|----------------------|----------------------|---------------|--------|
| | | | | 5% | 1% |
| LQ_t | constante e tendência | 0 | -1,398 | -3,558 | -4,273 |
| ΔLQ_t | constante e tendência | 0 | -4,262 | -3,563 | -4,285 |
| LT_t | constante e tendência | 0 | -2,543 | -3,558 | -4,273 |
| ΔLT_t | sem const. e sem tend. | 0 | -6,123 | -1,952 | -2,642 |
| LR_t | constante e tendência | 0 | -2,361 | -3,558 | -4,273 |
| ΔLR_t | sem const. e sem tend. | 0 | -3,170 | -1,952 | -2,642 |
| LNC_t | constante e tendência | 0 | -2,417 | -3,558 | -4,273 |
| ΔLNC_t | sem const. e sem tend. | 0 | -3,496 | -1,952 | -2,642 |
| LPS_t | Constante | 1 | -2,191 | -2,960 | -3,662 |
| ΔLPS_t | sem const. e sem tend. | 0 | -3,764 | -1,952 | -2,642 |

Notas: Foi utilizado o número de defasagens que minimizou o Critério de Schwarz. O operador D significa primeira diferença da série.

Fonte: Resultados da pesquisa.

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 5% 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.

5.2. Teste de co-integração e relações de longo prazo entre as variáveis

Atendido o pré-requisito de que as séries sejam integradas de mesma ordem, o passo seguinte foi testar a existência de co-integração entre elas, utilizando-se o procedimento de Johansen, a partir da especificação de um modelo VAR.

Com a finalidade de determinar o número de defasagens do modelo VAR, foram utilizados os Critérios de Informação de Akaike, Schwarz e de Hannan-Quinn, adotando-se o número de defasagens que minimizou tais critérios. A Tabela 3 apresenta os resultados.

Tabela 3 – Definição do número de defasagens do modelo VAR, a partir dos Critérios de Informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn

| Defasagens | Akaike | Schwarz | Hannan-Quinn |
|-------------------|---------------|----------------|---------------------|
| 0 | -4,451144 | -3,988568 | -4,300356 |
| 1 | -13,10278* | -11,48376* | -12,57502* |
| 2 | -12,54987 | -9,774415 | -11,64514 |

Nota: * indica o número de defasagens escolhido por cada critério.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir da Tabela 3, pode-se verificar que, de acordo com todos os critérios de informação, o modelo VAR deve conter apenas uma defasagem. O passo seguinte foi determinar a inclusão, ou não, de termos

determinísticos. Após fazer a análise gráfica das séries e constatar que a tendência não foi estatisticamente significativa¹⁴, concluiu-se que o modelo deveria conter somente uma constante. Adicionalmente, foi incluída uma *Dummy*, indicada por *DI*, referente ao racionamento do consumo de energia elétrica. Tal variável recebeu o valor 1, nos anos de 2001 e 2002, e valor 0 (zero), nos demais.

Foram então 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.

Tabela 4 – Teste do traço e do máximo autovalor para co-integração entre as variáveis LQ_t , LT_t , LR_t , LNC_t e LPS_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 | 87,886** | 68,52 | 76,07 | r = 0 | r = 1 | 38,878** | 33,46 | 38,77 |
| r ≤ 1 | r > 1 | 49,008* | 47,21 | 54,46 | r = 1 | r = 2 | 21,089 | 27,07 | 32,24 |
| r ≤ 2 | r > 2 | 27,919 | 29,68 | 35,65 | r = 2 | r = 3 | 18,108 | 20,97 | 25,52 |
| r ≤ 3 | r > 3 | 9,811 | 15,41 | 20,04 | r = 3 | r = 4 | 6,285 | 14,07 | 18,63 |
| r ≤ 4 | r > 4 | 3,526 | 3,76 | 6,65 | r = 4 | r = 5 | 3,5265 | 3,76 | 6,65 |

Notas: H₀ e H₁ representam as hipóteses nula e alternativa, respectivamente; (***) e (**) significam rejeição de H₀, a 1% e 5%, respectivamente.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Segundo o teste do traço, a hipótese de que o posto da matriz de co-integração é nulo é rejeitada, a 1% e 5% de significância estatística. A 1%, a hipótese $r \leq 1$ não pode ser rejeitada. A 5%, a hipótese $r \leq 1$ pode ser rejeitada; o que não ocorre com $r \leq 2$. Logo, há um vetor de co-integração, a 1%, e dois vetores, a 5%. De acordo com o teste do Máximo

¹⁴ Não significativa com base na estatística “t”, a 10% de significância.

Autovalor, a hipótese de que o posto da matriz de co-integração é nulo é rejeitada, tanto a 5% quanto a 1% de significância. Entretanto, a hipótese ($r=1$) não pode ser rejeitada nem mesmo quando é considerado o nível de 5%. Portanto, a esses níveis de significância estatística, há um único vetor de co-integração entre as variáveis, que é apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 – Vetor de co-integração normalizado para a variável LQ_t

| LQ_t | Constante | LT_t | LR_t | LNC_t | LPS_t |
|--------|-----------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 1,0000 | -9,20129 | 0,2502 (0,2818) | -0,5398 (0,1914) | -0,4507 (0,1743) | -0,2822 (0,1441) |

Notas: As estatísticas entre parênteses referem-se ao desvio-padrão do parâmetro estimado; (***) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (*) significativo a 10%; (ns) não significativo.
Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir do vetor de co-integração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio, no longo prazo, do consumo de energia elétrica e seus determinantes na classe Industrial e interpretar cada um dos coeficientes estimados como a elasticidade, no longo prazo, da demanda de energia elétrica em relação a cada variável explicativa. Essa relação é apresentada na equação (5).

$$LQ_t = 9,20129 - 0,2502LT_t + 0,5398LR_t + 0,4507LNC_t + 0,2822LPS_t. \quad (5)$$

De acordo com a equação (5), pode-se afirmar que os sinais de todos os parâmetros encontram-se em conformidade 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 industrial mineiro induz a uma elevação (redução) aproximada de 5,40% na quantidade demandada de energia elétrica. O valor de 0,5398 foi muito inferior aos 1,916 obtido por Schmidt e Lima (2004), embora esses autores

tivessem reconhecido que a estimativa por eles encontrada era demasiadamente alta.

Esse resultado pode ser explicado, pelo menos em parte, pela presença de maior eficiência no uso final da energia elétrica pela indústria mineira, que pela média do setor industrial brasileiro, conforme pode ser constatado em Araújo *et al.* (2003). O menor coeficiente de elasticidade significa que, ao elevar o seu nível de produção, o setor mineiro aumenta seu consumo de energia proporcionalmente menos que a média do setor industrial brasileiro.

Em relação à elasticidade-preço da demanda, embora estatisticamente não-significativa, pode-se dizer que, *ceteris paribus*, um acréscimo (decréscimo) de 10% na tarifa industrial provoca redução (elevação) de, aproximadamente, 2,50% na quantidade demandada de energia elétrica pela classe Industrial. Ao comparar o valor de 0,545 estimado por Schmidt e Lima (2004), verifica-se que ele foi inferior, o que indica que a demanda de energia elétrica da classe Industrial é mais inelástica em Minas Gerais que no Brasil.

Em parte, esse resultado também pode ser explicado pelo fato de o setor industrial mineiro apresentar níveis de eficiência no uso da energia elétrica acima da média nacional. Nesse caso, as tarifas de energia elétrica teriam menor peso nos custos de produção, em Minas Gerais, comparativamente à média nacional. Ressalta-se a forte dependência da classe industrial pela energia elétrica, o que é confirmado pela expressiva participação dessa classe no consumo total do Estado, o que dificulta a migração para outra fonte de energia.

A elasticidade-preço do substituto da energia elétrica, embora apresente o sinal esperado, mostrou-se maior em Minas que no Brasil, quando comparada ao valor de -0,027 estimado por Schmidt e Lima (2004), e em um valor muito próximo à elasticidade-preço, o que não parece razoável. Esse resultado pode ser reflexo da grande participação do petróleo na matriz energética mineira durante a década de 1970. Considera-se, ainda, a possibilidade de a série de preços dos “combustíveis e lubrificantes”,

utilizada como *proxy* para o preço do óleo combustível, ter alguma influência nesse resultado. Entretanto, os valores referentes ao preço do óleo combustível não são disponíveis para todo o período analisado, o que limitaria o tamanho da amostra, caso esses fossem utilizados. Assim, essa elasticidade deve ser interpretada com cuidado e apresenta-se como uma das limitações deste trabalho.

5.3. Modelo de correção de erros (MCE) com vetor de co-integração

Foi estimado o MCE, a partir do modelo VAR utilizado no teste de co-integração. A relação de longo prazo entre as variáveis, dada pelo vetor de co-integração e apresentada em (5), foi utilizada como variável explicativa do termo de correção de erros. Os modelos VAR, que possuem um MCE com vetor de co-integração, são conhecidos na literatura como modelos VEC (*Vector Error Correction*).

Tendo em vista 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 LQ_t . A Tabela 6 apresenta os resultados obtidos.

Tabela 6 – Estimativa do Modelo VEC referente à variável LQ_t – Minas Gerais, 1970-2002.

| Variável Explicativa | Coefficiente | Estatística “t” | |
|------------------------------|---------------------------|-------------------------|---------|
| 3_{t-1} | -0,298742 *** (0,0472) | -6,3334 | |
| Constante | 0,0733 *** (0,0087) | 8,3933 | |
| DI | -0,1330 *** (0,0354) | -3,7597 | |
| Testes e Qualidade do Ajuste | | | |
| $R^2 = 0,6224$ | R^2 ajustado = 0,5963 | Estatística F = 23,9015 | |
| | Defasagem | Estatística do teste | p-valor |
| Autocorrelação (LM-teste) | 1ª | 21,33004 | 0,6741 |
| | 2ª | 11,79446 | 0,9881 |
| | 3ª | 27,95751 | 0,3098 |

Notas: (***) significativo a 1%; 3_{t-1} é a relação de co-integração no período $t-1$, igual a $\beta' X_{t-1}$, sendo 2 o vetor de co-integração. O desvio-padrão é apresentado entre parênteses.

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 6, conclui-se que todos os três coeficientes estimados são significativos, a 1% de significância estatística.

O coeficiente de determinação encontrado foi de 0,6224, o que indica que, aproximadamente, 62,24% das variações ocorridas na quantidade demandada de energia elétrica são explicadas pelo modelo ajustado. O teste F mostrou-se altamente significativo, o que confirma que as variáveis explicativas são, conjuntamente, significativas para explicar o comportamento da quantidade demandada de energia elétrica. Pode-se ainda constatar ausência de autocorrelação no modelo estimado, a 1% de significância estatística.

O coeficiente de ajustamento estimado indica que cerca de 29,87% da discrepância entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, é corrigida a cada ano. Assim, a classe Industrial levaria três a quatro anos para ajustar a quantidade demandada dessa energia a eventuais choques nas tarifas e, ou, na renda dos consumidores. Esse longo período de tempo para eliminação dos choques ocorridos pode ser uma medida da rigidez existente nas estruturas produtivas da indústria mineira, o que indica dificuldades na substituição da energia elétrica por outra fonte energética.

A variável *DI* foi significativa, e o seu sinal negativo indica que, nos anos de 2001 e 2002, o padrão de consumo de energia elétrica foi alterado para níveis inferiores aos observados antes do programa de racionamento do consumo.

5.4. Avaliação da capacidade preditiva do modelo estimado

Tendo em vista que nas estimativas realizadas foram usadas observações até o ano de 2002, adotou-se o ano de 2003 para comparação entre os valores projetados e os efetivamente observados, determinando-se o erro de previsão. A Tabela 7 apresenta os resultados.

Tabela 7 – Consumo de energia elétrica pela classe Industrial, em Minas Gerais, em 2003

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

Conforme pode ser verificado na Tabela 7, os valores projetados aproximam-se do total efetivamente consumido pela classe Industrial em 2003, o que indica que o modelo estimado possui boa capacidade de previsão.

5.4. Projeção do consumo de energia elétrica pela classe Industrial, 2004 a 2008

A projeção para os anos de 2004 a 2008 foi realizada a partir da construção de três cenários: A, B e R. Na elaboração do cenário R foram levados em consideração os valores mais prováveis para essas variáveis, considerando cenário de referência. As projeções realizadas a partir do cenário A representam o “Mercado Alto”, enquanto as realizadas a partir do cenário B representam o “Mercado Baixo”.

No cenário de referência, considerou-se que a taxa de crescimento real do PIB industrial deverá seguir as projeções realizadas pelo IPEA (2004), para a indústria brasileira. Nos cenários A e B foram adotadas variações de +25% e -25%, respectivamente, em relação aos valores do cenário R.

O crescimento das tarifas reais de energia elétrica, no cenário R, deverá equivaler à taxa média de crescimento dessa variável, observada a partir do racionamento do consumo, ou seja, à média de crescimento no período 2001/2004. Nos cenários A e B, considerou-se uma variação de -25% e +25%, respectivamente, em relação a esses valores.

O aumento do número de consumidores corresponderá à média de crescimento dessa variável nos últimos cinco anos, nos três cenários. O preço dos combustíveis e lubrificantes deverá apresentar taxa de crescimento real equivalente à média nos últimos cinco anos, adotando-se, nos cenários A e B, uma variação de $\pm 25\%$ em relação a esses valores.

Após construção desses cenários, foram então realizadas projeções para o consumo industrial de energia elétrica. A Tabela 8 apresenta os valores projetados.

Tabela 8 – Projeções para o consumo de energia elétrica pela classe Industrial, em Minas Gerais, no período 2004/2008

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os valores apresentados na Tabela 8 estabelecem que, de acordo com os valores projetados no cenário de referência, o consumo industrial de energia elétrica estará, aproximadamente, 21% acima dos níveis observados em 2004, podendo aproximar-se dos 30%, se consideradas as projeções referentes ao “Mercado Alto”. Uma comparação entre a taxa média de crescimento do consumo industrial na década de 90, apresentada na Tabela 1, e as taxas projetadas permite constatar que o crescimento dessa variável, no período 2004/2008, será significativamente superior ao observado nos anos 90.

6. Conclusão

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

As elasticidades estimadas são, em termos absolutos, inferiores à unidade, o que sugere que políticas tarifárias que visem a ajustes na relação oferta/demanda via redução da demanda requerem acentuada elevação nas tarifas de energia elétrica, o que onera o setor industrial mineiro.

As elasticidades estimadas são também inferiores às estimadas por outros estudos para a classe Industrial do Brasil, fato que sugere que, numa eventual necessidade de redução do consumo de energia elétrica, a classe industrial mineira precisa retrair seu nível de atividade em proporções ainda maiores que a média nacional.

Desse modo, ressalta-se a necessidade da expansão sustentada da capacidade de produção de energia elétrica no País, sobretudo no Estado de Minas Gerais, com vistas em evitar novas interrupções no fornecimento dessa energia às classes consumidoras, como as já ocorridas entre junho de 2001 e fevereiro de 2002. Tal necessidade é ratificada quando são consideradas as projeções para o consumo industrial em Minas Gerais, no período de 2004 a 2008.

Referências bibliográficas

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).

ARAÚJO, A.L.G.; et alli. **Impactos do Racionamento no mercado de energia e no sistema elétrico CEMIG**. Trabalho apresentado no XVII Seminário Nacional de Produção e Transmissão de Energia Elétrica, Grupo XIV - Conservação de energia elétrica. Uberlândia, out. 2003. Disponível em: <<http://www.xviisnptte.com.br>>. Acesso em: 17 out. 2004.

BJORNER, T.B., TOGEBY, M., JENSEN, H.H. Industrial companies' demand for electricity: evidence from a micropanel. **Energy Economics**, v. 23, p. 595-617, 2001.

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).

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

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

_____. **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.

HADDAD, E.A. A estrutura econômica de Minas Gerais: uma análise de insumo-produto. **Nova Economia**, Número Especial, p. 10-24, 1995.

IPEA. Indicadores e Projeções IPEA. Previsões. **Boletim de Conjuntura.** n. 66, set. 2004. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 06 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.

LEÃO, G.V. Análise comparativa do desempenho econômico da indústria brasileira e mineira em 1995. **Boletim Conjuntura Econômica de Minas Gerais.** Belo Horizonte: Fundação João Pinheiro, v. 1, n. 2, p. 21-23, jul./set. 1996.

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.

MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA. **Setor Energético:** destaques e oportunidades de negócios. Rio de Janeiro, jul. 2000.

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

SILK, J.I., JOUTZ, F.L. Short and Long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. **Energy Economics** , v. 19, p. 493-513, 1997.

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, p. 74-110, 1975.

TOYOSHIMA, S.H.; SILVA, M.P. Competitividade e Produtividade: uma análise comparativa do desempenho industrial de Minas Gerais, 1985-1996. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 10, n. 1, p. 79-101, 2000.

Abstract - The main objective of this paper was to obtain an estimate for the industrial 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, being estimated a Vector Error Correction Model (VEC Model). The results showed that both price and income elasticities are inferiors to the unit. The projections for period 2004/2008 indicate that the consumption of electricity should present superior taxes of growth to the observed ones in the decade of 90.

Keywords: Industrial Demand; Electricity; Cointegration; VEC Model.