

## UM MODELO TRANSLOG DE PROCURA DERIVADA DE ENERGIA NO BRASIL<sup>1</sup>

HEGLER M. GUIMARÃES<sup>2</sup>, SERGIO ALBERTO BRANDT<sup>3</sup>,  
JOÃO CIPRIANO<sup>4</sup>, SÔNIA MARIA BARCELOS<sup>5</sup> e  
HELTON HUGO LUZ TEIXEIRA<sup>6</sup>

RESUMO - O objetivo deste estudo é estimar elasticidades de substituição e demanda de energia, capital e trabalho para a economia do País como um todo. Usa-se uma função translog de produção, ajustada pelo método iterativo de Zellner, a dados agregados de quatorze setores da economia, obtidos dos censos de 1970 e 1975. As elasticidades de substituição estimadas foram:  $\sigma_{ke} = -0,33$ ;  $\sigma_{kt} = 1,03$  e  $\sigma_{te} = 1,09$ , para a economia como um todo. As estimativas de elasticidades-preço variaram entre -0,60 e 0,30, para energia; entre -0,28 e -0,17 para capital; e entre -0,80 e -0,65 para trabalho. Inferências para política foram desenvolvidas com base nestes resultados.

Termos para indexação: energia, demanda derivada, função translog, método iterativo de Zellner.

### A TRANSLOG MODEL OF DERIVED DEMAND FOR ENERGY IN BRASIL

ABSTRACT - The purpose of this research is to estimate substitution and demand elasticities of energy, capital and labor for the country's economy. A translog production function is fitted by Zellner's iterative procedure to aggregate cross-section data obtained from 1970 and 1975 censuses. The estimated elasticities of substitution were as follows:  $\sigma_{ke} = -0.33$ ;  $\sigma_{kt} = 1.03$  and  $\sigma_{te} = 1.09$ , for the economy as a whole. Price-elasticities of demand ranged between -0.60 and 0.30 for energy; between -0.28 and -0.17 for capital; and between -0.80 and -0.65 for labor. Inferences for economic policy were developed from those results.

Index terms: energy, derived demand, translog function, Zellner iterative estimators.

<sup>1</sup> Recebido em 23 de março de 1983.

Aceito para publicação em 23 de fevereiro de 1984.

<sup>2</sup> Economista, M.S., Assessor Especial da Presidência da FAEMG - Rua Benvenida de Carvalho, 14 - Ap. 306 - Santo Antonio - CEP 30000 - Belo Horizonte, MG.

<sup>3</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, Ph.D., Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

<sup>4</sup> Bacharel em Matemática, M.S., Professor Assistente da Universidade Federal de Viçosa (DMA/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

<sup>5</sup> Economista, Estudante Pós-Graduada da Universidade Federal de Viçosa (DER/UFV) - CEP 36570 - Viçosa, MG.

<sup>6</sup> Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, M.S., Técnico da CEMIG - Rua Bernardo Guimarães, 1020/1103 - Funcionários - CEP 30000 - Belo Horizonte, MG.

## INTRODUÇÃO

As recentes previsões e projeções de consumo energético, elaboradas para o País, basearam-se na hipótese mantida de proporções fixas entre capital, trabalho e energia. Além disso, tais previsões e projeções fundamentaram-se em pressuposições, bastante restritivas, sobre o crescimento e o perfil da demanda agregada (Oliveira et alii 1980 e Universidade de São Paulo 1978). Sejam ou não premissas válidas, o delineamento racional de políticas públicas e privadas, referentes ao comércio externo e à alocação de recursos em produção de energia, requer algum conhecimento acerca das possibilidades técnicas de substituição entre fatores produtivos. Alguns tipos de substituição, delineados com a finalidade de aliviar os efeitos da crescente escassez de energia de origem interna, tais como a mudança no perfil da demanda final e a expansão das importações de insumos energéticos, conquanto importantes, não constituem objeto da presente pesquisa.

Uma revisão da literatura indica a escassez de informação específica referente à substitutibilidade entre insumos de capital, trabalho e energia (Griffin e Gregory 1976 e Humphrey e Moroney 1975). Além disso, nenhum estudo sistemático, nesta linha de investigação, parece ter sido conduzido, até o momento, no País. Dois destaques devem ser feitos, entretanto: são os importantes estudos de Gomes et alii (1981) e de Assis et alii (1980), sobre demanda rural e demanda agregada de derivados energéticos selecionados. Nota-se, todavia, que estes estudos não examinaram as perspectivas de substituição entre os agregados energético e de capital e trabalho.

O objetivo geral do presente estudo é estimar relações de substituição entre energia, capital e trabalho na economia brasileira. O objetivo específico é estimar elasticidades de substituição e de demanda de energia, capital e trabalho, sob condições bastante flexíveis de minimização de custo.

## METODOLOGIA

A função de produção transcendental logarítmica (translog), que descreve a relação entre produto e fatores produtivos, pode ser expressa do seguinte modo:

$$\ln q = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln x_i x_j \quad (1)$$

na qual  $q$  indica produto;  $\alpha_0$  indica o estado do conhecimento técnico;

$x_i$  e  $x_j$  são serviços de fatores;  $\alpha_i$  e  $\gamma_{ij}$  são parâmetros tecnologicamente determinados (Christensen et alii 1973).

Descartando-se os termos log-quadráticos de (1) obtém-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas convencional (CD), em que  $\alpha_i$  é a elasticidade de produção do i-ésimo fator. Contudo, à medida que um ou mais parâmetros  $\gamma_{ij}$  sejam diferentes de zero, a equação (1) diverge das formas CD e CES convencionais (Christensen et alii 1973).

Adotando-se a pressuposição de retornos constantes à escala, como em Macedo (1975), as seguintes premissas tornam-se pertinentes:

$$\sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = 0; \text{ para } i, j = E, K, T$$

O produto marginal do trabalho (T) pode ser expresso por meio de:

$$f_t = q/x_T(\alpha_T + \sum_j \gamma_{Tj} \ln x_j); j = E, K, T \quad (2)$$

Com base na equação (2) e dado o emprego de quantidade finita de  $x_T$ , quando  $x_j \rightarrow 0$  e  $x_{Tj} > 0$ , ou quando  $x_j$  aumenta indefinidamente, conclui-se que  $\gamma_{Tj} < 0$  ( $j = E, K, T$ ), como demonstrado por Christensen et alii (1973). Assim sendo, a função translog possui regiões não econômicas, em determinadas amplitudes do espaço de fatores (Christensen et alii, 1973).

As derivadas *direta de segunda ordem e parcial cruzada*, de (1), em relação a capital, são expressas por meio de:

$$f_{TT} = \frac{q}{x_T^2} \left[ \gamma_{TT} + (\alpha_T + \sum_j \gamma_{Tj} \ln x_j - 1) (\alpha_T + \sum_j \gamma_{Tj} \ln x_j) \right]; \\ j = E, K, T \quad (3)$$

$$f_{KT} = \frac{q}{x_K x_T} \left[ \gamma_{KT} + (\alpha_K + \sum_j \gamma_{Kj} \ln x_j) (\alpha_T + \sum_j \gamma_{Tj} \ln x_j) \right]; \\ j = E, K, T \quad (4)$$

Usando-se procedimento análogo ao realizado para as equações (2), (3) e (4), para todos os fatores, calculam-se os valores das primeiras e segundas derivadas, com base no conhecimento dos parâmetros da função de produção e dos níveis de uso dos fatores.

A região econômica de uma função de produção linearmente homogênea caracteriza-se por produtividades marginais estritamente positivas, para todos os fatores. Uma maneira conveniente de se expressar esta característica, em relação à equação (1), é a seguinte:

$$\frac{\partial q}{\partial x_i} \cdot \frac{x_i}{q} = \frac{\partial \ln q}{\partial \ln x_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln x_j > 0; \quad i, j = E, K, T \quad (5)$$

Portanto, todas as elasticidades de produção devem ser positivas. Em geral, estas elasticidades não são constantes, isto é, variam de acordo com os níveis de serviços dos fatores. Pressupõe-se, por motivos de simplificação, mas de modo um tanto arbitrário, que os mercados de produtos e de fatores sejam competitivos. Sob tais premissas, as condições necessárias para maximização do lucro são:

$$f_i = p_i; \quad i = E, K, T \quad (6)$$

na qual  $p_i$  é o preço do  $i$ -ésimo fator, relativo ao preço do produto. As condições de segunda ordem são discutidas mais adiante, em relação à equação (12).

Substituindo-se (6) em (5), obtêm-se as condições necessárias para eficiência econômica, no que diz respeito às parcelas distributivas:

$$M_i = \frac{P_i \cdot x_i}{q} > 0; \quad i = E, K, T \quad (7)$$

na qual  $M_i$  é a parcela relativa do  $i$ -ésimo fator no custo total. Retornos constantes à escala, juntamente com mercados competitivos, asseguram que a soma destas parcelas exaure o custo total (Berndt e Christensen, 1973).

Allen (1956) define as elasticidades parciais de substituição entre fatores  $i$  e  $j$  do seguinte modo:

$$\sigma_{ij} = \left( \sum_i f_i x_i / x_i x_j \right) (|\bar{F}_{ij}| / |\bar{F}|); \quad i, j = E, K, T \quad (8)$$

na qual:

$$|\bar{F}| = \begin{vmatrix} 0 & f_K & f_T & f_E \\ f_K & f_{KK} & f_{KT} & f_{KE} \\ f_T & f_{TK} & f_{TT} & f_{TE} \\ f_E & f_{EK} & f_{ET} & f_{EE} \end{vmatrix}$$

(9)



e  $|\bar{F}_{ij}|$  é o cofator de  $f_{ij}$  em  $|\bar{F}|$ . A premissa de homogeneidade linear de (1) assegura que  $\sum f_i x_i = q$ , como indicam as equações (2), (3) e (4), os elementos de  $|\bar{F}|$  e, portanto, os valores de  $\sigma_{ij}$  variam de acordo com o nível de uso dos insumos. Usa-se a versão estocástica da equação (5) para obter estimativas dos parâmetros de (1). Substituindo-se as parcelas distributivas de cada fator, por suas elasticidades de produção, obtêm-se:

$$M_T = \alpha_T + \gamma_{TT} \ln T + \gamma_{TK} \ln K + \gamma_{TE} \ln E + U_t \quad (10)$$

$$M_K = \alpha_K + \gamma_{KT} \ln T + \gamma_{KK} \ln K + \gamma_{KE} \ln E + U_k \quad (11)$$

$$M_E = \alpha_E + \gamma_{ET} \ln T + \gamma_{EK} \ln K + \gamma_{EE} \ln E + U_e \quad (12)$$

A igualdade entre as parcelas distributivas e as elasticidades de produção é estabelecida pelo comportamento maximizador de lucro, em mercados competitivos. Em vista disso os termos de erro de (10), (11) e (12) podem ser atribuídos a uma série de fatores, entre os quais se incluem os desvios observados em relação a mercados competitivos e à capacidade empresarial de maximização instantânea de lucro.

Não se pode aplicar o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) a qualquer par de equações do sistema (8), uma vez que não se obteria um conjunto único de parâmetros, isto é, geralmente obter-se-iam estimativas diferentes de  $\gamma_{ij}$  e  $\gamma_{ij}$  (Zellner 1962).

As estimativas de máxima verossimilhança (MV) seriam independentes do par de equações que fosse selecionado. Kmenta e Gilbert (1968) mostraram que as estimativas de MV e as estimativas obtidas pelo método iterativo de Zellner (MIZ), de equações aparentemente

não relacionadas, são idênticas, sob condições de distribuição normal dos termos de erro. Usa-se, portanto, MIZ para obter estimativas dos parâmetros de (10) a (12), das quais omite-se equação referente à variável K. As estimativas dos parâmetros  $\gamma_{TK}$ ,  $\gamma_{KT}$ ,  $\gamma_{KK}$  e  $\gamma_{KE}$  são obtidas usando-se as restrições já discutidas.

Não se impõem restrições *a priori* sobre os sinais dos coeficientes  $\gamma_{TT}$ ,  $\gamma_{TE}$ ,  $\gamma_{ET}$  e  $\gamma_{EE}$  e seleciona-se  $\alpha \leq 0,05$  com nível crítico de significância, para testes bilaterais. As variâncias de  $\gamma_{TK}$ ,  $\gamma_{KT}$ ,  $\gamma_{KK}$  e  $\gamma_{KE}$  são estimadas segundo procedimento descrito por Guimarães (1982).

Pressupõe-se que a função de produção (1) pode ser expressa como  $q = f(T, K, E)$  e que as parcelas dos fatores exaurem o custo total. Os custos totais anuais de produção são, portanto, distribuídos entre conta salarial, quase-aluguel bruto e dispêndio com energia.

A conta de trabalho é obtida multiplicando-se a quantidade de mão-de-obra empregada pelo salário médio pago aos trabalhadores. A conta de energia é obtida por meio do somatório dos produtos de quantidades de insumos energéticos pelos respectivos preços. A conta de capital é obtida de modo residual, subtraindo-se, do custo total de produção, o somatório das contas de trabalho e energia.

Os dados básicos usados no estudo são agregados e médias, a nível de subsetor da economia, e provêm dos censos agropecuário, industrial, comercial e de serviços, de 1970 a 1975, e são sintetizados em Guimarães (1982). Todos os dados de valor são corrigidos por meio do índice geral de preços (nº 2) da conjuntura econômica, tendo a base modificada para 1980 = 100.

Os quatorze subsetores econômicos considerados no presente estudo são os seguintes:

1. agropecuário;
2. extrativo-mineral;
3. mineral não-metálico;
4. metalúrgico, exceto siderurgia;
5. mecânico;
6. material elétrico e comunicações;
7. material de transporte;
8. madeira, papel e celulose;
9. químico, borracha e couros;
10. têxtil, de vestuário e calçados;

11. produtos alimentares, bebidas e fumo;
12. editorial, gráfico e diversos;
13. transportes; e
14. comercial e de serviços.

Para efeito de cálculo de elasticidades de demanda e de substituição, estes quatorze subsetores são agregados em três grandes setores, a saber:

- a. primário, abrangendo 1 e 2;
- b. secundário, englobando subsetores 3 a 12; e
- c. terciário, incluindo os subsetores 13 e 14.

As unidades industriais dos diversos derivados energéticos são convertidas em *tep*, isto é, em toneladas equivalentes de petróleo (Guimarães, 1982). O emprego da unidade *tep* explica-se pelo fato de ser o petróleo a principal fonte primária de energia utilizada no País e, também, porque esta é a principal fonte primária energética, objeto das políticas de substituição atualmente adotadas no País (Oliveira et alii, 1980). Além disso, os dados do chamado *balanço energético*, desde 1976, vêm sendo apresentados em termos dessa unidade padronizada (Oliveira et alii, 1980). A unidade *tep* é definida como o poder calorífico equivalente obtido de uma tonelada métrica de petróleo (Willberg, 1974). O problema da conversão de energia elétrica em *tep* foi discutido, com riqueza de pormenores, por Willberg (1974). No presente estudo, usa-se o fator *médio* de conversão, de MWh de energia elétrica, em *tep*.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 1 apresenta as estimativas dos parâmetros das equações translog de parcela de energia, trabalho e capital, para a economia do País como um todo.

Constata-se, inicialmente, que oito dos doze coeficientes de regressão parcial são maiores do que os respectivos erros-padrão. Para alguns econométristas este é um teste grosseiro ou aproximado de significância estatística. Com base neste critério, rejeitam-se as especificações Cobb-Douglas e CES, como representações da tecnologia de produção da economia do País. Este resultado é coerente com as evidências obtidas anteriormente por Dias et alii (1982), para o setor agropecuário do País, por Griffin e Gregory (1976), para a economia de nove países mais desenvolvidos, e por Berndt e Wood (1975) e Hudson e Jorgenson

TABELA 1. Estimativas restritas de parâmetros das equações de parcela de fatores, quatorze subsetores da economia, Brasil, 1970-75<sup>a</sup>

Variável Dependente	Variável explicativa <sup>b</sup>					"R <sup>2</sup> "
	$\alpha_i$	q	p <sub>t</sub>	p <sub>e</sub>	p <sub>k</sub>	
M <sub>t</sub>	-0,2290	0,0403 (0,0151) [2,6674]	0,0027 (0,0197) [0,1367]	0,0026 (0,0479) [0,7358]	0,0053 <sup>d</sup> (0,0078) [2,5957]	0,396
M <sub>e</sub>	0,1600	-0,0416 (0,0147) [2,8229]	0,0026 (0,0159) [0,1612]	0,0938 (0,0376) [2,4963]	-0,0964 (0,0077) [2,0381]	0,490
M <sub>k</sub> <sup>c</sup>	0,0690	0,0013 (0,0172) [6,3699]	0,0027 (0,0152) [2,5026]	-0,0964 (0,0539) [0,3452]	0,0911 (0,0071) [6,2887]	0,564

Fonte: Dados básicos apresentados em Guimarães (1982).

- (a) Onde q, p<sub>t</sub>, p<sub>e</sub> e p<sub>k</sub> indicam produção, preço de trabalho, preço de energia e preço de capital, respectivamente; *erros-padrão* entre parêntesis; estatística t de Student entre colchetes; "R<sup>2</sup>" indica correlação entre valores observados e estimados da variável dependente.
- (b) Restrições paramétricas impostas:  $\sum_{i=1}^3 \alpha_i = 1$ ;  $\sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} = 0$ ;  
 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ ;  $\sum \gamma q_i = 0$ , para todos i, j.
- (c) Estimativas implícitas obtidas pela restrição de homogeneidade. Os erros-padrão, para estes parâmetros, foram obtidos por meio de estimação do sistema de equações gerado pela omissão da equação de trabalho, em vez da omissão da equação de capital.
- (d) Erros-padrão assintóticos e estatística t de Student obtidos por estimação do sistema de equações gerado pela omissão da equação de energia, em vez da omissão da equação de capital.

(1974), para a economia dos Estados Unidos da América.

Todas as parcelas estimadas ( $\hat{M}_t$ ,  $\hat{M}_e$  e  $\hat{M}_k$ ) são maiores que zero, para os quatorze subsetores e para os dois períodos incluídos na análise. Esta evidência sugere que a função dual de custo é positiva e está relacionada de modo direto com os preços de trabalho, energia e capital, pelo menos dentro da amplitude de preços observados.

A medida utilizada de grau de ajuste das equações aos dados é o

quadrado do coeficiente de correlação entre valores observados e estimados das parcelas de fatores ("R<sup>2</sup>"). Valores relativamente baixos de "R<sup>2</sup>" também foram constatados por Griffin e Gregory (1976), para equações de parcela referentes a um agregado de nove países mais desenvolvidos, em seu estudo de substituição de energia.

Os três coeficientes de regressão parcial da variável indicadora de volume de produção são maiores do que os respectivos erros-padrão. Sinais positivos destes coeficientes, nas equações de parcela de trabalho e de capital, indicam que estas parcelas são direta e significativamente relacionadas com o volume de produção dos setores da economia. O sinal negativo deste coeficiente, na equação de energia, indica que a parcela de energia no custo total de produção é inversamente relacionada com o valor da produção setorial. No Brasil, no período de 1970-75, o volume médio de produção, por setor, medido em termos reais, apresentou taxa geométrica média de crescimento da ordem de 18,8% ao ano. No futuro, dada a reversão da tendência de crescimento do produto real, observada no passado, é de esperar decréscimo nas parcelas de trabalho e capital e acréscimo na parcela de energia, mesmo que os preços relativos dos três fatores permaneçam constantes.

A Tabela 2 apresenta as elasticidades de substituição de Allen-Uzawa para três agregados setoriais e para a economia do País como um todo. Vinte e uma, dentre as 24 elasticidades de substituição calculadas, são maiores do que os respectivos erros-padrão. Valores positivos de  $\sigma_{ij}$  indicam relações de substituição entre os fatores  $i$  e  $j$ , e valores negativos de  $\sigma_{ij}$  indicam relações de complementariedade entre pares de fatores.

Valores altos, positivos e significantes de  $\sigma_{te}$  e  $\sigma_{tk}$  indicam que trabalho e energia e trabalho e capital são bons substitutos entre si. Valores altos e negativos de  $\sigma_{ek}$  indicam que energia e capital são bons complementos, nos setores primário e secundário e no agregado econômico. Nota-se, entretanto, que, no setor terciário, energia e capital são fatores substitutos entre si, conquanto o sejam de modo fraco. Dias et alii (1982) verificaram que capital e trabalho eram bons substitutos ( $\sigma_{tk} = 1,14$ ), no setor agropecuário do País. Berndt e Wood (1975) e Hudson e Jorgenson (1974) também constataram fortes relações de substituição entre capital e trabalho ( $\sigma_{tk} = 1,01$  e  $\sigma_{tk} = 1,09$ ), na economia dos Estados Unidos da América.

No que diz respeito às elasticidades de substituição entre energia e capital, a evidência anteriormente obtida é contraditória. Griffin e Gregory (1976), por um lado, verificaram que capital e energia eram fortes substitutos ( $\sigma_{ek} = 1,02$ ), ao passo que Berndt e Wood (1975)

**TABELA 2. Estimativas de elasticidades de substituição de Allen-Uzawa, setores selecionados da economia, Brasil, 1970-75<sup>a</sup>**

$\sigma_{ij}$	Setor			Agregado
	Primário	Secundário	Terciário	
$\sigma_{te}$	1,0696 (0,4245)	1,1806 (1,1011)	1,0783 (0,4774)	1,0888 (0,5378)
$\sigma_{tk}$	1,0283 (0,0415)	1,0319 (0,0468)	1,0442 (0,0648)	1,0330 (0,0484)
$\sigma_{ek}$	-0,6028 (0,1272)	1,2476 (0,1784)	0,1370 (0,0685)	0,3271 (0,1053)
$\sigma_{tt}$	-1,9081 (0,1692)	-3,1889 (0,3535)	-4,2186 (0,5519)	-2,8749 (0,3020)
$\sigma_{ee}$	-0,3081 (3,1337)	9,8087 (10,0904)	-1,6533 (1,2147)	-0,6240 (2,8183)
$\sigma_{kk}$	-0,5183 (0,0234)	-0,2381 (0,0143)	-0,3484 (0,0175)	-0,3692 (0,0178)

Fontes: Guimarães (1982) e Tabela 1.

- (a) Onde t, e e k indicam trabalho, energia e capital, respectivamente. *Erros-padrão* entre parêntesis, abaixo das elasticidades de substituição, obtidos conforme procedimento descrito por Guimarães (1982).

e Hudson e Jorgenson (1974) obtiveram evidências ( $\sigma_{ek} = -3,22$  e  $\sigma_{ek} = -1,39$ , respectivamente) de que estes dois fatores eram fortes complementos entre si. Vale lembrar que, nos três últimos estudos citados, os autores usaram forma funcional bastante flexível (translog), para avaliar as tecnologias de produção envolvidas.

Para a economia como um todo, a relação predominante de complementariedade, entre energia e capital, significa que os ajustamentos necessários à redução do uso do fator mais escasso (energia) conduzem à redução no emprego de energia e capital e à adoção de técnicas de produção trabalho-intensivas. Acréscimos de 10% no preço real da energia provocariam incremento de 2,8% na demanda de trabalho, e reduções de 2% na procura de capital e 0,7% na demanda de energia, sem redução comparável no produto potencial. Nota-se que esta relação de complementariedade predomina nos setores produtivos analisados,

mas pode não ser verdadeira para o setor de consumo final de energia (demanda primária), no qual tenderiam a predominar relações de substituição entre capital e energia (Hudson e Jorgenson, 1974).

Para os setores primário e secundário, no último decênio, o preço de capital tem sido subsidiado em graus variáveis (Guimarães, 1982). Preços de capital menores do que as taxas de juros que vigorariam sob condições de mercado livre tendem a contribuir para menor uso de energia, naqueles setores da economia (primário e secundário). Para o setor terciário, maiores preços relativos de capital tenderiam a resultar em maior uso de energia, outros fatores permanecendo constantes.

A elasticidade de substituição de trabalho por energia, obtida no presente estudo ( $\sigma_{te} \hat{=} 1,09$ ) para a economia do País como um todo, é coerente com os resultados anteriormente citados, os quais indicam alto grau de substitutibilidade e situam-se em nível intermediário, isto é, dentro dos limites ( $\sigma_{te} \hat{=} 0,65$  e  $\sigma_{te} = 2,16$ ) estimados para uma série de países (Griffin e Gregory 1976, Berndt e Wood 1975 e Hudson e Jorgenson, 1974). Preços de trabalho mais elevados do que os que prevaleceriam sob condições de ausência de uma política de garantia de salário mínimo e de um elenco de benefícios sociais e trabalhistas tendem a contribuir para menor uso de energia, quando comparado com o que seria observado sob condições de mercado livre, nos setores primário e secundário da economia.

Em geral, para a economia como um todo, menores preços de capital e maiores preços de trabalho tenderiam a contribuir para maior uso de energia, o qual seria compensado por maior uso de capital e/ou menor uso de trabalho.

Os valores calculados de  $\sigma_{tt}$ ,  $\sigma_{ee}$  e  $\sigma_{kk}$  têm pouco significado econômico, mas são usados para o cálculo das elasticidades de demanda de fatores, apresentados adiante.

A Tabela 3 apresenta as elasticidades-preço e cruzadas de demanda derivada de trabalho, energia e capital, para o agregado econômico e para os três setores da economia do País. Para a economia como um todo e para os setores primário e terciário, as elasticidades-preço de demanda de energia têm sinais negativos e apresentam valores numéricos relativamente baixos, indicando que a procura agregada de energia é altamente preço-inelástica. Esta evidência, entretanto, deveria ser considerada com cautela, uma vez que apenas no setor terciário a elasticidade-preço da demanda de energia é maior do que o respectivo erro-padrão. No caso do setor secundário, o sinal positivo da elasticidade-preço da demanda derivada de energia é teoricamente incômodo, uma vez que indicaria que energia é um *fator inferior*, para este setor da economia. Há que notar, contudo, que o valor de  $\eta_{ee}$ , neste setor, é

menor do que o respectivo erro-padrão.

**TABELA 3. Estimativas de elasticidades-preço e cruzadas da demanda de fatores, setores selecionados da economia, Brasil, 1970-1975<sup>a</sup>**

$\eta_{ij}$	Setor			Agregado
	Primário	Secundário	Terciário	
$\eta_{tt}$	- 0,6509 (0,0577)	- 0,7526 (0,0834)	- 0,7968 (0,1042)	- 0,7341 (0,0771)
$\eta_{ee}$	- 0,0337 (0,3431)	0,5984 (0,6156)	- 0,2907 (0,2136)	- 0,0720 (0,3254)
$\eta_{kk}$	- 0,2848 (0,0128)	- 0,1674 (0,0100)	- 0,2213 (0,0111)	- 0,2260 (0,0112)
$\eta_{te}$	0,1171 (0,1404)	0,0720 (0,2029)	0,1896 (0,2535)	0,1256 (0,1876)
$\eta_{tk}$	0,5649 (0,0228)	0,7254 (0,0329)	0,6633 (0,0411)	0,6499 (0,0304)
$\eta_{et}$	0,3649 (0,1448)	0,2786 (0,2598)	0,2037 (0,0901)	0,2779 (0,1373)
$\eta_{ek}$	- 0,3311 (0,0699)	- 0,8770 (0,1254)	0,0870 (0,0435)	- 0,2058 (0,0663)
$\eta_{kt}$	0,3508 (0,0276)	0,2435 (0,0216)	0,1972 (0,0239)	0,2638 (0,0241)
$\eta_{ke}$	- 0,0660 (0,0982)	- 0,0761 (0,0767)	0,0241 (0,0849)	- 0,0378 (0,0857)

Fonte: Dados básicos apresentados por Guimarães (1982) e Tabela 2.

(a) Onde  $t$ ,  $e$  e  $k$  indicam trabalho, energia e capital, respectivamente. Erros-padrão entre parêntesis, abaixo das elasticidades de demanda.

Estudos anteriores sobre a demanda derivada de energia também apresentaram resultados algo contraditórios, no que diz respeito à elasticidade-preço da procura deste fator. Griffin e Gregory (1976), para um agregado de nove países mais desenvolvidos, e Berndt e Wood (1975), para os Estados Unidos da América, verificaram que a procura de energia era relativamente preço-inelástica, com valores de  $\eta_{ee}$  variando entre

- 0,45 e - 0,80. A evidência obtida por Hudson e Jorgenson (1974), entretanto, é de difícil interpretação, como ocorre no caso presente do setor industrial do País, uma vez que sua estimativa de  $\eta_{ee}$  era positiva, conquanto baixa ( $\eta_{ee} = 0,07$ ). Para o País, dispõe-se apenas de evidência empírica obtida por Gomes et alii (1981), para o setor agropecuário. Naquele estudo, os autores mostraram que a demanda rural do agregado energético era preço-elástica ( $\eta_{ee} = - 2,7$ ).

Não se pode, com base apenas no conjunto da evidência empírica alcançada no presente estudo, rejeitar a validade dos procedimentos baseados na premissa de razão fixa entre energia e PNB, utilizados por Oliveira et alii (1980) e Willberg (1974), os quais implicitamente pressupõe irrelevância dos preços médios ponderados de energia, na determinação do nível de uso do agregado energético. Na verdade, um exame mais completo da validade desta pressuposição deveria considerar, também, a elasticidade-preço da demanda primária ou residencial de energia. Vale ressaltar, também, que elasticidades-preço da demanda derivada do agregado energético, baixas ou iguais a zero, não implicam em demanda preço-inelástica dos diferentes fatores que compõem este agregado.

As elasticidades-preço da demanda de trabalho, obtidas na presente pesquisa, variando entre - 0,65 e - 0,80, aproximadamente, são coerentes com os resultados obtidos por Macedo (1975), para o setor industrial do País ( $\eta_{tt} = - 0,81$ ). Para a economia como um todo, calculou-se que a demanda derivada de trabalho ( $\eta_{tt} = - 0,73$ ) é preço-inelástica. Os valores calculados de  $\eta_{tt}$  são maiores do que os respectivos erros-padrão, para os três setores e para a economia como um todo. As pesquisas anteriores, referentes a outros países, também indicaram que a demanda de trabalho era preço-inelástica, com valores de  $\eta_{tt}$  variando entre - 0,12 e - 0,46 (Berndt e Wood, 1975 e Hudson e Jorgenson, 1974).

No que se refere especificamente à elasticidade-preço da demanda de capital, também se verifica concordância, em termos de sinais e magnitudes, entre os resultados do presente estudo e a evidência de pesquisas anteriores, referentes à demanda deste fator. Para a economia como um todo, obteve-se  $\eta_{kk} = - 0,23$ , maior do que o respectivo erro-padrão e, para os três setores, a elasticidade-preço da demanda derivada de capital variou entre - 0,28 e - 0,17. Também nestes três casos, os valores calculados de  $\eta_{kk}$  foram maiores do que os respectivos erros-padrão. Dias et alii (1982) verificaram que a procura de capital, no setor agropecuário do País, também era preço-inelástica ( $\eta_{kk} = 0,66$ ) e as pesquisas referentes a países mais desenvolvidos indicaram que a elasticidade-preço da procura derivada de capital apresentava sinal (negativo), exigido para

estabilidade, e valores situados dentro dos limites 0,12 e -0,50.

As elasticidades-cruzadas de demanda derivada de energia, apresentadas na Tabela 3, também estão de acordo com a evidência anterior disponível.

Para os três setores e para a economia em conjunto, os valores calculados, tanto de  $\eta_{te}$  e  $\eta_{ke}$  como de  $\eta_{et}$  e  $\eta_{ek}$  indicam que trabalho e energia são bens substitutos e que capital e energia são bens complementares entre si. A exceção a estas regras refere-se ao setor terciário, para o qual se indica relação de natureza substitutiva, entre capital e energia. Para o caso de substituição entre capital e trabalho, os valores das elasticidades-cruzadas ( $\eta_{kt}$ ) são também similares aos obtidos por Dias et alii (1982), para o setor agropecuário do País ( $\eta_{kt} = 0,37$ ), e por Griffin e Gregory (1976), para um conjunto de nove países mais desenvolvidos ( $\eta_{kt}$  variando entre 0,06 e 1,09).

Maiores preços reais de trabalho estariam contribuindo para menor uso produtivo de trabalho e para maior emprego produtivo de energia e de capital. Por outro lado, preços de capital artificialmente baixos estariam contribuindo para expansão do uso produtivo de capital e energia e para redução no uso de trabalho.

Não se pode, com base na evidência obtida no presente estudo, indicar o efeito líquido, sobre o emprego de energia, decorrente dos efeitos opostos das alterações políticas nos preços de trabalho e capital, na economia do País.

## CONCLUSÕES

As principais conclusões que podem ser inferidas dos resultados da pesquisa são as seguintes: preços de capital menores do que as taxas de juros que vigorariam sob condições de mercado livre tendem a contribuir para menor uso de energia. Preços de trabalho mais elevados do que os que prevaleceriam sob condições de ausência de uma política de garantia de salário mínimo e de um elenco de benefícios sociais e trabalhistas tendem a contribuir para maior uso de energia, quando comparado com o que seria observado sob condições de mercado livre. Maiores preços reais de trabalho estariam contribuindo para menor uso produtivo de trabalho e para maior emprego produtivo de energia e de capital. Por outro lado, preços de capital artificialmente baixos estariam contribuindo para expansão do uso produtivo de capital e energia e para redução no uso de trabalho.

Não se pode rejeitar a hipótese, mantida em estudos projetivos de consumo energético, de que a procura agregada de energia não é signi-

ficativamente afetada pelos preços médios de energia. As políticas de altos preços reais de trabalho e baixos preços reais de capital devem ser reavaliadas, caso se deseje incentivar a substituição de energia por estes dois fatores de produção. Evidentemente, outros efeitos destas mudanças políticas também deveriam ser examinados. É evidente que estes são temas excelentes para pesquisa futura, mas a presente pesquisa está terminada.

#### AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem as sugestões e comentários de dois revisores anônimos desta Revista, mas assumem inteira responsabilidade por eventuais erros e omissões remanescentes.

#### REFERÊNCIAS

- ALLEN, R. G. D. *Mathematical analysis for economists*. London, MacMillan, 1956. 503p.
- ASSIS, C. A. & LOPES, L. B. R. A ineficiência da política de preços para conter o consumo de derivados de petróleo. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 34(3):417-28, 1980.
- BERNDT, E. R. & CHRISTENSEN, L. R. The internal structure of functional relationships: separability, substitution, and agregation. *Review of Economics Studies*, 40(2):403-10, 1973.
- BERNDT, E. R. & WOOD, D. O. Technology, prices, and the derived demand for energy. *Review of Economic and Statistics*, Cambridge, 57(4):259-68, 1975.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSON, D.; LAU, L. Transcendental logarithmic production frontier. *Review of Economic and Statistics*, Cambridge, 55(1):28-45, 1973.
- DIAS, R. S.; BRANDT, S. A.; FONTES, R. M. O. Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: Encontro Brasileiro de Econometria, 4. Anais. Águas de São Pedro, 1982 p. 187-201.
- GOMES, M. F. M.; BRANDT, S. A.; FASSARELA, R. A. Análise econométrica da procura de energia no setor rural do Espírito Santo. *Revista de Cultura*, Vitória, 6(20):7-16, 1981.

- GRIFFIN, J. M. & GREGORY, P. R. An intercountry translog model of energy substitution responses. *American Economic Review*, Providence, 66(5):845-57, 1976.
- GUIMARÃES, H. M. *Análise econométrica da demanda derivada de energia no Brasil*. Viçosa, U.F.V., 1982. 36p. Tese M.S.
- HUDSON, E. A. & JORGENSON, D. W. U. S. energy policy and economic growth, 1975-2000. *Bell Journal of Economics and Management Science*, Massachusetts, 5(2):461-514, 1974.
- HUMPHREY, D. B. & MORONEY, J. R. Substitution among capital, labor and natural resources in American manufacturing. *Journal of Political Economy*, Chicago, 83(1):57-82, 1975.
- KMENTA, J. & GILBERT, R. Small sample properties of alternative estimators of seemingly unrelated regressions. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D. C., 63(4):1180-2000, 1968.
- MACEDO, R. B. M. Uma crítica das estimativas de elasticidade de substituição obtidas para a indústria de transformação. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 5(3):141-64, 1975.
- OLIVEIRA, A.; ROSA, L. P.; ARAÚJO, J. L. R. H. *Energia no Brasil nos próximos 20 anos: três cenários alternativos*. Rio de Janeiro, COPPE-UFRJ, 1980. 127p. PTC-01/80.
- UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO, São Paulo. *Consumo energético do Brasil: perspectivas para 1990*. São Paulo, 1978. 183p.
- UZAWA, H. Production functions with constant elasticities of substitution. *Review of Economic Studies*, Cambridge, 29(1): 291-9, 1962.
- WILLBERG, J. A. Consumo brasileiro de energia. *Revista Brasileira de Energia*, Rio de Janeiro, 27(1):17-29, 1974.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for agregation bias. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D. C., 57(2):585-612, 1962.