TEXTO PARA DISCUSSÃO

Nº 72

Características Tecnológicas do Setor Industrial Exportador

João Luiz Mascolo*
Helson C. Braga**

PUC-Rio – Departamento de Economia
www.econ.puc-rio.br

Junho de 1984

* Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) e Departamento de Economia da PUC-Rio.
** Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) e Faculdade de Economia e Administração da UFRJ.

1. Introdução

A rápida expansão das exportações de produtos manufaturados desde meados dos anos 60 foi induzida, em grande parte, pela intensa utilização de incentivos fiscais e creditícios, frequentemente concedidos em bases diferenciadas por produtos ou indústrias[1]. Embora se possa perceber uma certa lógica na distribuição desses incentivos – que, aparentemente, privilegiou o conteúdo de valor agregado nos produtos exportados – não há evidência de que tenham sido consideradas as características tecnológicas das diferentes indústrias exportadoras, refletidas nos parâmetros de rendimentos de escala e de elasticidade de substituição, bem como na intensidade relativa de fatores.

E óbvia, no entanto, a importância do conhecimento prévio desses parâmetros tecnológicos para instruir a política comercial, de sorte a não só maximizar o desempenho das exportações, como também favorecer a consecução de outros objetivos mais gerais da política econômica, notadamente a maior absorção de mão-de-obra. Mais especificamente, seria de toda conveniência que dispuséssemos de: (a) indicações dos possíveis ganhos associados ao aumento da escala de operação das indústrias sobre a competitividade nas exportações – que podem ser fornecidas pelos rendimentos de escala; e (b) estimativas mais ou menos precisas do constrangimento que as possibilidades (tecnológicas) de substituição entre os fatores produtivos impõem ao aumento do emprego e à mais adequada utilização da dotação relativa de fatores do País – que podem ser inferidos a partir dos valores assumidos pela elasticidade de substituição das diferentes industrias[2].

O objetivo principal deste trabalho é, precisamente, o cálculo desses parâmetros, através da estimação econométrica de funções de produção para o setor industrial exportador, assim considerado o conjunto de 3.243 empresas industriais que registraram receitas de exportação superiores a Cr$ 1 milhão, em 1978. Obviamente, as empresas podem exportar (ou deixar de exportar) por razões que independam da escala de produção. O que se pretende examinar, entretanto, é se, para aquelas empresas que de alguma forma já realizaram exportações, existem ganhos significativos de escala, que possam (contribuir para) orientar uma política seletiva de incentivos. E, quando for este o caso, importa saber, adicionalmente, se a tecnologia disponível possui flexibilidade suficiente para permitir uma absorção significativa de mão-de-obra.

Uma outra questão de interesse é verificar se existem diferenças, no que concerne aos valores desses parâmetros, entre empresas nacionais e estrangeiras, dados os pressupostos convencionais de que estas últimas tendem a ser maiores, mais eficientes gerencialmente e se defrontam com diferentes

---

[1] Ver Braga (1981) e Baumann & Braga (1984).

[2] Em um plano mais geral, sem considerar especificamente as exportações, já existe uma certa tradição de estimações desses parâmetros nos países em desenvolvimento, associada sobretudo à discussão quanto à escolha de tecnologia adequada a essas economias [(ver, por exemplo, os *surveys* de Morawetz (1974) e White (198)].

preços relativos de fatores[3]. Na medida em que existam tais diferenças, a estimação em separado evita um erro de especificação[4].

Conforme já mencionado, o instrumental analítico utilizado neste trabalho é a estimação de funções de produção e, nesse sentido, incorpora alguns avanços metodológicos em relação às estimativas similares já realizadas no Brasil. O primeiro consiste no emprego da função de produção de elasticidade de substituição variável (VES), segundo a abordagem de Revankar (1967). Esta função, contrariamente às funções mais convencionais, que tomam a elasticidade de substituição como uma constante, considera-a uma função da relação capital-trabalho, o que é mais coerente com a teoria econômica e com a observação do mundo real[5]. O segundo tipo de aperfeiçoamento decorre da utilização da técnica de funções de produção generalizadas, desenvolvida por Zellner & Revankar (1969), a qual permite que se considerem os rendimentos de escala não mais como uma constante, mas também como uma função do nível de produção.

A fonte básica dos dados utilizados no trabalho foi uma amostra de 3.243 empresas industriais contribuintes do imposto de renda da pessoa jurídica, que realizaram exportações superiores a Cr$ 1 milhão, em 1978. As empresas amostradas representaram 58% do número total de empresas exportadoras, foram responsáveis por 82% das exportações de manufaturados e apropriaram-se de 92% dos subsídios fiscais destinados ã promoção dessa atividade. Naturalmente, nenhuma dessas empresas foi identificada.

Tanto no que se refere ao escopo quanto ao aspecto metodológico, o estudo de Tyler (1978) é, no caso brasileiro, o que mais se aproxima deste trabalho. Voltado para o total da indústria de manufaturados e usando diferentes dados, Tyler estimou uma função de produção do tipo *translog*, com o objetivo de testar a condição de homotetia da função CES. Em outro trabalho, Luque (1977) procurou associar os incentivos à exportação de manufaturados com os rendimentos de escala, obtidos a partir da estimação de uma função CES[6].

O trabalho está organizado da forma indicada a seguir. A Seção 2 discute a conveniência da generalização das funções de produção convencionais para acomodar variações pré-determinadas na elasticidade de substituição e nos rendimentos de escala, além de apresentar as funções a serem estimadas. A Seção 3 descreve os procedimentos seguidos nos processos de estimação e a Seção 4 apresenta os principais resultados empíricos obtidos, bem como o cálculo das relações capital/trabalho das distintas indústrias. Por último, a Seção 5 resume as principais conclusões do trabalho.

---

[3] Ver, por exemplo, Tyler (1978).
[4] Ver Hoch (1955).
[5] Utilizando um outro tipo de função VES, desenvolvida por Lu & Fletcher (1968), Hoffmann & Weber (1976) e Kazi (1980) realizaram estudos semelhantes para a Malásia e a Índia, respectivamente.
[6] Em contextos distintos, Goodman (1971) e Macedo (1975) também estimaram funções de produção com elasticidade de substituição constante (CES).

2. Instrumental Analítico: A Função de Produção VES

As funções de produção mais populares na literatura são a de coeficientes fixos, a linear, a Cobb-Douglas (CD), a de elasticidade de substituição constante (CES) e – surgidas mais recentemente – diversas formas de funções de produção com elasticidade de substituição variável (VES).

É comum distinguir esses vários tipos de função com base nos valores assumidos pelo parâmetro de elasticidade de substituição (a). Exemplificando com o caso de dois fatores, capital (K) e trabalho (L), tem-se que σ é zero na função de coeficientes fixos, infinito na função linear, igual à unidade na função CD , uma constante entre zero e infinito na função CES e, na tura1mente, variável na função VES.

Se, conforme sugeriram Hicks (1932) e Allen (1956), o parâmetro σ efetivamente varia dependendo do nível de produção ou de diferentes combinações de fatores, então as funções VES não apenas descrevem mais adequadamente os processos de produção, como removem o viés de especificação, presente nas demais funções, decorrente da hipótese de constância de σ. Nessa ordem de idéias, Revankar (1966) e Sato (1965) propuseram, independentemente, a forma $\sigma = \sigma(K, L) = \beta_0 + \beta_1 \frac{K}{L}$, onde β_0 e β_1 são constantes. Fazendo $\beta_0 = 1$, tem-se a seguinte função de elasticidade de substituição:

$$\sigma(K, L) = 1 + \beta_1 \frac{K}{L} \tag{2.1}$$

A função de produção cuja elasticidade de substituição se comporta da forma descrita acima constitui um tipo particular da classe de funções VES[7]. Essa função, a ser descrita na Subseção 2.1 será, então, empregada neste trabalho.

Como se observa, esta função VES é uma generalização da função CD, à qual se reduz quando $\beta_1 = 0$. Além disso, ela inclui, da mesma forma que a CES, as funções linear e de coeficientes fixos, como casos particulares. Dado, porém, que nem a função VES associada a (2.1) nem a função CES podem ser consideradas casos particulares uma da outra, surge o interesse em se comparar o desempenho empírico de ambas.

Além de representar uma generalização (da função CD), com respeito à elasticidade de substituição, a função VES pode, como qualquer função de produção neoclássica, ser generalizada com relação a outro importante parâmetro, o de rendimento de escala (α). A hipótese a ser adotada, no caso, é a de que este parâmetro varia continuamente com o nível de produção, na forma (arbitrária)

[7] Especificações alternativas foram sugeridas por Hildebrand & Lu (1975), Lowell (1968) e Lu & Fletcher (1968). A função VES associada a (2.1) é, entretanto, mais simples (e, portanto, mais tratável empiricamente) e possui um sistema de equações simultâneas perfeitamente especificado para sua estimação.

sugerida por Revankar (1967):

$$\alpha(V) = \frac{\alpha'}{1 + \theta'(V - b')} = \frac{\alpha}{1 + \theta V} \tag{2.2}$$

onde: V = produto; $\alpha' > 0$; $b' > 0$; $b'\theta' < 1$; $\alpha = \alpha' h$; $\theta = \theta' h$ e $h = (1 - b'\theta')^{-1}$

Observa-se que para $\theta > 0$, a função cai de α, quando $V = 0$, para zero quando $V \to \infty$. Se $\theta < 0$, $\alpha(V)$ cresce de α, quando $V = 0$, para α', quando $V = b'$ e tende a infinito quando $V \to = -1/\theta$. Por fim, se $\theta = 0$, $\alpha(V) = \alpha$, uma constante.

As funções de produção com uma dada elasticidade de substituição (constante ou variável) que apresentam rendimentos de escala variando com o nível de produção foram chamadas de funções de produção generalizadas, por Zellner & Revankar (1969). Como resultado da dupla generalização acima – do parâmetro de elasticidade de substituição em relação a diferentes combinações de fatores e do parâmetro de rendimento de escala para considerar as variações do nível de produção – obtém-se, ainda segundo Revankar (1967), a função de produção (generalizada) de elasticidade de substituição variável (GVES), a ser descrita na Subseção 2.2.

2.1. A Função de Produção VES[8]

A função de produção VES utilizada neste trabalho é a seguinte:[9]

$$V = \gamma' K^{\alpha'(1-\delta\rho)} [L + (\rho - 1)K]^{\alpha'\delta\rho} \tag{2.3}$$

onde:

$$\gamma' > 0, \alpha' > 0$$

$$0 < \delta < 1, 0 \leq \delta\rho \leq 1$$

$$\frac{L}{K} \geq \left(\frac{1 - \rho}{1 - \delta\rho}\right)$$

e V = produto, K = capital, L = trabalho e α', δ, ρ, γ' são parâmetros. Pode-se demonstrar que a elasticidade de substituição desta função varia linearmente com a relação K/L em torno de um intercepto igual à unidade, isto é:

$$\sigma = \sigma(K, L) = 1 + \frac{\rho - 1}{1 - \delta\rho}\frac{K}{L} \tag{2.4}$$

que é a função (2.1), para $\beta_1 = \frac{\rho-1}{1-\delta\rho}$. A ocorrência de $\sigma > 0$ fica garantida pela condição $\frac{L}{K} \geq \frac{1-\rho}{1-\delta\rho}$, em (2.3).

Demonstra-se, igualmente, que a função VES:

---

[8] Esta Subseção e a seguinte baseiam-se principalmente em Revankar (1967).

[9] Daqui em diante as referências à função VES se relacionam especificamente à forma descrita em (2.3).

(a) satisfaz os requisitos de uma função de produção neoclássica (produtos marginais dos fatores estritamente positivos e taxa marginal de substituição entre os fatores decrescente);

(b) inclui as funções de coeficientes fixos, linear e CD como casos particulares; e

(c) é mais geral do que a função CES, uma vez que, ao contrário desta, permite que a elasticidade de substituição varie ao longo de uma isoquanta.

Para a estimação da função VES será adotado o seguinte modelo (estocástico) de equações simultâneas, desenvolvido por Revankar (1967), e composto da função de produção (2.3) – em sua forma logarítmica, à qual foi acrescido um termo de perturbação aleatória – e duas equações comportamentais:

$$\log V = \log \gamma' + \alpha'(1-\delta\rho)\log K + \alpha'\delta\rho \log[L + (\rho - 1)K] + U_0 \tag{2.5}$$

$$\frac{V}{K} = \frac{1}{q\alpha'(1-\delta\rho)} r + \frac{1-\rho}{q\alpha'(1-\delta\rho)} w + U_1 \tag{2.6}$$

$$\frac{L}{K} = \frac{1-\rho}{1-\delta\rho} + \frac{\delta\rho}{1-\delta\rho}\frac{r}{w} + U_2 \tag{2.7}$$

onde $U_0 \sim N(0, \sigma_{00})$ e $q = E(e^{U_0}) = e^{\sigma_{00/2}}$

Supõe-se, além disso, que

$$E(U) = 0 \text{ e } E(UU') = \begin{bmatrix} \sigma_{00} & \sigma_{01} & 0 \\ \sigma_{10} & \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ 0 & \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

onde:

$$U' = (U_0, U_1, U_2).$$

Neste sistema, V, K e L são as variáveis endõgenas e r (o preço do capital) e w (a taxa de salário) são as variáveis exógenas.

O modelo a ser estimado difere ligeiramente do sistema composto pelas equações (2.5) a (2.7), em virtude das alterações introduzidas nas duas últimas equações associadas à mensuração do preço do capital r. Como esta variável náo é diretamente observável, eia pode ser determinada residualmente da seguinte forma:

$$r_i' = \frac{V_i - w_i L_i}{K_i}$$

onde i é uma dada firma na indústria.

O problema é que a discrepância entre r_i e r_i', μ_i, é uma variável aleatória e, portanto, $r_i' = r_i - \mu_i$ é uma variável determinada endogenamente. Em consequência, r_i' deve estar correlacionada com os erros U_{1i}' e U_{2i}', abaixo. Admite-se, no entanto, que em estudos de *cross section* essa taxa permaneça praticamente constante entre as firmas.

Escrevendo, então, $\mu_i = \mu + E_i$, as equações (2.6) e (2.7) ficam:

$$\frac{V_i}{K_i} = \frac{\mu}{q\alpha'(1-\delta\rho)\rho} + \frac{1}{q\alpha'(1-\delta\rho)} r_i' + \frac{1-\rho}{q\alpha'(1-\delta\rho)} w_i + U_{1i}' \tag{2.8}$$

$$\frac{L_i}{K_i} = \frac{1-\rho}{1-\delta\rho} + \frac{\delta\rho}{1-\delta\rho}\frac{r_i'}{w_i} + \frac{\mu\delta\rho}{1-\delta\rho}\frac{1}{w_i} + U_{2i}' \tag{2.9}$$

Essas equações e mais a equação (2.5) compõem, finalmente, o modelo a ser estimado.

2.2. Generalização da Função de Produção VES

Será generalizada a seguir a função VES descrita em (2.3), utilizando-se para este fim a função escala dada por (2.2), e aqui reproduzida por questão de conveniência:

$$\alpha(V) = \frac{\alpha'}{1+\theta'(V-b')} = \frac{\alpha}{1+\theta V} \tag{2.2}$$

Levando esta função escala na equação diferencial $\frac{dV}{df} = \frac{V\alpha(V)}{f\alpha_f}$, onde f representa uma função de produção neoclássica com grau de homogeneidade igual a α_f vem:

$$\int \frac{[1+\theta'(V-b')]dV}{V} = \int \frac{df}{f} \therefore$$

$$(1-b'\theta')\int \frac{dV}{V} + \theta' \int dV = \log f + H \therefore$$

$$V^{(1-b'\theta')} e^{\theta' V} = Cf(K,L) \tag{2.10}$$

onde $C = e^H$ e $f(K,L)$ é a função VES.

Resolvendo (2.10) para V, tem-se:

Substituindo a função VES descrita em (2.3) na expressão (2.10), tem-se a expressão da função VES generalizada (GVES):

$$V^{(1-b'\theta')} e^{\theta' V} = C\gamma' K^{\alpha'(1-\delta\rho)}[L+(\rho-1)K]^{\alpha'\delta\rho} \tag{2.11}$$

$$b' > 0, b'\theta' < 1$$

$$C > 0, \gamma' > 0$$

$$\alpha' > 0, 0 < \delta < 1$$

$$0 \leq \delta\rho \leq 1$$

$$\frac{L}{K} \geq \frac{1-\rho}{1-\delta p}$$

Como $h = (1-b'\theta')^{-1} > 0$, extraindo a h[ésima] raiz de ambos os lados da equação (2.11), tem-se a seguinte expressão alternativa para a função GVES:

$$Ve^{\theta V} = \gamma K^{(1-\delta\rho)}[L + (\rho - 1)K]^{\alpha\delta\rho} \tag{2.12}$$

tal que

$$\gamma > 0, \alpha > 0$$
$$0 < \delta < 1$$
$$0 \leq \delta\rho \leq 1$$
$$\frac{L}{K} \geq \frac{1-\rho}{1-\delta\rho}$$

sendo

$$\gamma = (C\gamma')^h$$
$$\alpha = \alpha' h$$
$$\theta = \theta' h$$

3. Procedimentos de Estimação

Esta Seção descreve os procedimentos empregados na estimação das funções VES e GVES, ainda de acordo com Revankar (1967).

3.1. A Função de Produção VES

Para efeito de estimação dos parâmetros γ', α', δ e ρ da função VES, o modelo composto pelas equações (2.5), (2.8) e (2.9) pode ser reescrito como:

$$\log V = b_0 + b_1 \log K + b_2 \log[L + (\rho - 1)K] + U_0 \tag{3.1}$$

onde:

$$b_0 = \log \gamma'$$
$$b_1 = \alpha'(1 - \delta\rho)$$
$$b_2 = \alpha'\delta\rho$$

$$\frac{V}{K} = F_0 + F_1 r' + F_2 w + U_1 \tag{3.2}$$

onde:

$$F_0 = \frac{\mu}{q\alpha'(1-\delta\rho)}$$
$$F_1 = \frac{1}{q\alpha'(1-\delta\rho)}$$
$$F_2 = \frac{(1-\rho)}{q\alpha'(1-\delta\rho)}$$

$$q = e^{\sigma_{00/2}}$$

$$\frac{L}{K} = G_0 + G_1 \frac{r'}{w} + G_2 \frac{1}{w} + U_2 \quad (3.3)$$

onde:

$$G_0 = \frac{1-\rho}{1-\delta\rho}$$

$$G_1 = \frac{\delta\rho}{1-\delta\rho}$$

$$G_2 = \frac{\mu\delta\rho}{1-\delta\rho}$$

O primeiro passo é obter as estimativas $\hat{F}_0$, $\hat{F}_1$, $\hat{F}_2$, $\hat{G}_0$, $\hat{G}_1$ e $\hat{G}_2$, pelo método de mínimos quadrados simples aplicado às equações (3.2) e (3.3).

A estimativa de ρ é imediata:

$$\bar{\rho} = 1 - \frac{\hat{G}_0}{1+\hat{G}_1} \quad (3.4)$$

Com esse valor, pode-se construir o vetor

$$\log[L + (\bar{\rho} - 1)K]$$

com o qual se pode estimar a equação (3.1), obtendo as estimativas ∂_0, ∂_1 e ∂_2. Uma vez que $b_1 + b_2 = \alpha'(1-\delta\rho) + \alpha'\delta\rho = \alpha'$, tem-se a estimativa de α':

$$\hat{\alpha}' = \partial_1 + \partial_2$$

A estimativa de δ é dada por

$$\hat{\delta} = \frac{\partial_2}{\hat{\alpha}'\hat{\rho}}$$

Uma vez que

$$\partial_0 = \bar{\log}\,\gamma'$$

obtém-se a estimativa de γ' através de:

Finalmente, a estimativa do parâmetro de maior interesse, $\bar{\sigma}$:

$$\bar{\sigma} = 1 + \frac{\rho - 1}{1-\delta\rho} E\left(\frac{K}{L}\right) = 1 - G_0\lambda \quad (3.5)$$

onde $E\left(\frac{K}{L}\right) = \lambda$. Portanto, a estimativa de $\bar{\sigma}$ é dada por:

$$\bar{\bar{\sigma}} = 1 - \hat{G}_0(\frac{\overline{K}}{L})$$

onde

$$\left(\frac{\overline{K}}{L}\right) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\frac{K}{L}\right)_i$$

é a razão capital/trabalho média da indústria.

Ha dois importantes testes de hipótese que podem ser construídos com essas estimativas[10]: (a) de que a elasticidade de substituição $\bar{\sigma}$ para uma dada indústria e unitária; e (b) de que os rendimentos de escala são constantes ($\alpha' = 1$).

Para o primeiro teste, basta observar que a hipótese é equivalente a $\rho = 1$, dada a formula (3.5). Além disso, uma vez que $G_0 = \frac{1-\rho}{1-\delta\rho}$, tem-se, ainda, $G_0 = 0$.

Para o segundo teste, $\alpha' = 1$, pode-se usar diretamente $\bar{\alpha}'$ e seu desvio-padrão. Os testes foram realizados através da distribuição t de Student, e as expressões para as variâncias dos parâmetros são as seguintes:

$$V\hat{a}r(\bar{\alpha}') = V\hat{a}r(\partial_1) + V\hat{a}r(\partial_2) + 2C\hat{o}v(\partial_1, \partial_2) \tag{3.6}$$

$$V\hat{a}r(\bar{\rho}) = \left(\frac{1}{1+\hat{G}_1}\right)^2 V\hat{a}r(\hat{G}_0) + \left[\frac{\hat{G}_0}{\left(1+\hat{G}_1\right)^2}\right]^2 Var(\hat{G}_1) + 2\frac{1}{1+\hat{G}_1}\frac{\hat{G}_0}{(1+\hat{G}_1)^2} C\hat{o}v(\hat{G}_0, \hat{G}_1) \tag{3.7}$$

3.2. A Função de Produção GVES

Para a estimação da função GVES pelo método de máxima verossimilhança, faz-se necessário adicionar um termo de perturbação aleatória à expressão (2.11). Assim sendo, tem-se,

$$V^{(1-b'\theta')}e^{\theta' V} = C\gamma' K^{\alpha'(1-\delta\rho)}[L + (\rho - 1)K]^{\alpha'\delta\rho}e^{U} \tag{3.8}$$

prevalecendo as mesmas restrições sobre os parâmetros, descritas em (2.1), e sendo u o erro aleatório, introduzido de forma multiplicativa.

Admitindo que (V_i, K_i, L_i), $i = 1, \ldots, N$, seja uma amostra com N observações, tem-se

$$V_i^{(1-b'\theta')}e^{\theta' V_i} = C\gamma' K_i^{\alpha'(1-\delta\rho)}[L_i + (\rho - 1)K_i]^{\alpha'\delta\rho}e^{u_i} \tag{3.9}$$

que é a expressão válida para a i[ésima] unidade observacional.

Aplicando-se logaritmo a ambos os lados da expressão (3.9), vem:

$$(1 - b'\theta')\log V_i + \theta'^{V_i} = \log(C\gamma') + \alpha'(1 - \delta\rho)\log K_i + \alpha'\delta\rho\log[L_{1i}] + u_i \tag{3.10}$$

onde

$$L_{1i} = L_i + (\rho - 1)K_i$$

Com o objetivo de normalizar (3.10) , de modo que o coeficiente de $\log V_i$ passe a ser igual à unidade, divide-se a expressão por $(1 - b'\theta') = h^{-1} > 0$, obtendo-se:

$$\log V_i + \theta V_i = \log\gamma + \alpha(1 - \delta\rho)\log K_i + \alpha\delta\rho\log L_{1i} + u_{0i} \tag{3.10 a}$$

onde

$$u_{0i} = hu_i$$

[10] Pode-se demonstrar que todas essas estimativas são consistentes. [Ver Revankar (1967, p. 41)].

tal que

$$\text{Var}\,(u_{01}) = h^2\text{Var}(u_i)$$

e, mantendo as definições anteriores, tem-se:

$$\log\gamma = h\log(C\gamma')$$

$$\gamma = (C\gamma')^h$$

$$\alpha = \alpha' h$$

$$\theta = \theta' h$$

A expressão da função VES generalizada em (3.10 a) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$\log V_i + \theta V_i = c_0 + c_1\log K_i + c_2\log L_{1i} + u_{0i} \tag{3.11}$$

onde

$$c_0 = \log\gamma$$

$$c_1 = \alpha(1-\delta\rho)$$

$$c_2 = \alpha\delta\rho$$

Serão feitas as hipóteses de que os $u_{0i}'s$ são variáveis aleatórias normais independentemente distribuídas e independentes dos insumos L_i e K_i.

Comparando a função VES generalizada em (3.11), com sua expressão tradicional,

$$\log V_i = b_0 + b_1\log K_i + b_2\log K_{1i} + u_{0i} \tag{3.1}$$

onde

$$b_0 = \log\gamma'$$

$$b_1 = \alpha'(1-\delta\rho)$$

$$b_2 = \alpha'\delta\rho$$

Observa-se que as duas equações são bastante semelhantes exceto pela presença, em (3.11), do termo θV_i. Este termo pode ser interpretado como uma "correção" da função VES, de modo a permitir que se leve em conta o efeito escala.

Do ponto de vista estatístico, o papel deste termo consiste em estabilizar a variância do erro aleatório u_{0i}, induzindo-lhe normalidade. Em resumo, a equação (3.11) mostra que, transformando $\log V_i$, na equação (3.1), em uma função de V_i e θ,

$$z_i(\theta) = \log V_i + \theta V_i \tag{3.12}$$

obtém-se uma relação bastante simples entre a variável transformada, $z_i(\theta)$, e as variáveis $\log K_i$ e $\log L_{1i}$ e induz-se a hipótese de normalidade à variável transformada, estabilizando-se, ainda, sua variância.

A forma logarítmica da função de verossimilhança associada à equação (3.11) é:

$$\ell = a - \frac{N}{2}\log\sigma^2 + \log J - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{N}[z_i(\theta) - c_0 - c_1\log K_i - c_2\log L_{1i}] \tag{3.13}$$

onde J representa o Jacobiano da transformação dos u_0's para os V's, ou seja,

$$J = \prod_{i=1}^{N} \frac{\partial u_{0i}}{\partial V_i} = \prod_{i=1}^{N} \left[\frac{1}{V_i} + \theta\right] = \prod_{i=1}^{N} \left[\frac{1 + \theta V_i}{V_i}\right] = \prod_{i=1}^{N} \left[\frac{\alpha}{\alpha(V_i) V_i}\right] \tag{3.14}$$

uma vez que

$$\alpha(V_i) = \frac{\alpha}{1 + \theta V_i}, i = 1, \dots, N$$

Substituindo (3.14) em (3.13) vem:

$$\ell = a' - \frac{N}{2} \log \sigma^2 + \sum_{i=1}^{N} \log[1 + \theta V_i] - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^{N} [z_i(\theta) - c_0 - c_1 \log K_i - c_2 \log L_{1i}]^2 \tag{3.15}$$

onde

$$a' = a - \sum_{i=1}^{N} \log V_i$$

O estimador de σ^2, obtido a partir de (3.15) é dado por:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} [z_i(\theta) - c_0 - c_1 \log K_i - c_2 \log L_{1i}]^2 \tag{3.16}$$

Levando $\hat{\sigma}^2$ em (3.15), obtém-se o logaritmo da função de verossimilhança concentrada:

$$\ell^* = a - \frac{N}{2} \log \sum_{i=1}^{N} [z_i(\theta) - c_0 - c_1 \log K_i - c_2 \log L_{1i}]^2 + \sum_{i=1}^{N} \log[1 + \theta V_i] \tag{3.17}$$

Para um dado valor de θ, ℓ^* é maximizado com respeito a c_0, c_1 e c_2. Se θ é dado $(\bar{\theta})$, o terceiro termo do lado direito da igualdade na expressão (3.17), $\sum_{i=1}^{N} \log[1 + \bar{\theta} V_i]$, passa a ser uma constante, de modo que maximizar ℓ^* com respeito a c_0, c_1 e c_2 equivale a minimizar a soma dos quadrados no segundo termo a direita da igualdade nesta mesma expressão, $\sum_{i=1}^{N} [z_i(\theta) - c_0 - c_1 \log K_i - c_2 \log L_{1i}]^2$, com respeito a c_0, c_1 e c_2. Este procedimento corresponde a considerar c_0, c_1 e c_2 como os coeficientes, estimados por mínimos quadrados, da equação de regressão

$$z(\theta) = c_0 + c_1 \log K + c_2 Log\ L_1 + u_0 \tag{3.18}$$

onde a variável $z(\bar{\theta}) = \log V + \bar{\theta} V$ passa a ser uma variável observável.

Para estimar a equação (3.18) são necessárias observações da variável $L_1 = L + (\rho - 1)K$, as quais são obtidas uma vez conhecido o valor de ρ, dado por (3.4). Com base neste valor, é possível gerar a série $\hat{L}_1 = L + (\hat{\rho} - 1)K$ e obter estimativas de c_0, c_1 e c_2 condicionadas a $\bar{\theta}$.

Obtidas as estimativas, que serão representadas por $\hat{c}_0(\bar{\theta})$, $\hat{c}_1(\bar{\theta})$ e $\hat{c}_2(\bar{\theta})$, pode-se chegar ao valor mínimo da soma dos quadrados dos resíduos da equação (3.18).

Este resultado, por sua vez, permite que se obtenha o valor de ℓ^*(a menos do termo constante) para $\bar{\theta}$, que será o máximo condicionado (ao valor $\bar{\theta}$) de ℓ^*.

Repetindo este procedimento para diversos valores de θ, chega-se ao máximo global de ℓ^*, bem como ao valor de θ, associado a este ponto, estimando-se, pois, o parâmetro da função escala pré-estabelecida.

O desvio-padrão de cada estimativa pode ser obtido a partir da matriz de informação estimada. Fazendo $c_3 = \theta$ e $c_4 = \sigma$, de modo que $\hat{c}_3 = \hat{\theta}$ e $\hat{c}_4 = \hat{\sigma}$, a estimativa da matriz de informação será

$$I = (a_{ij}), \qquad i, j = 0, 1, \dots, 4 \tag{3.19}$$

onde

$$a_{ij} = \frac{\partial^2 \ell}{\partial c_i c_j} \Bigg| \begin{array}{l} c_0 = \hat{c}_0 \\ c_1 = \hat{c}_1 \\ c_2 = \hat{c}_2 \\ c_3 = \hat{c}_3 \\ c_4 = \hat{c}_4 \end{array} \tag{3.20}$$

O desvio-padrão de cada $\hat{c}_i$ dado pela raiz quadrada positiva do $i^{\text{ésimo}}$ elemento da diagonal principal de I^{-1}. Assim, podem ser testadas hipóteses sobre os diversos parâmetros, estando o interesse maior do trabalho concentrado em θ, que define a existência ou não de rendimentos de escala, conforme descrito em (2.2).

O método de estimação sugerido na descrição acima foi o de máxima verossimilhança. Como, no entanto, não dispúnhamos de um *package* capaz de realizar a estimação por este método, foi adotado um procedimento alternativo, sendo os valores de θ estimados iterativamente até a terceira casa decimal.

Definiu-se, inicialmente, o intervalo de variação de θ, com uma casa decimal, que continha o ponto máximo de ℓ^*. Em seguida, através de um *search procedure*, tentou-se localizar neste intervalo o subconjunto de valores, já agora com duas casas decimais, que contivesse o ponto de máximo. Estabelecido este novo intervalo, o processo foi levado adiante até que um único valor, com três casas decimais, fosse encontrado.

2. Resultados Empíricos

Serão apresentados nesta Seção os resultados das estimações da função de produção de elasticidade de substituição variável em suas versões tradicional e generalizada, segundo os procedimentos descritos anteriormente.

Os dados utilizados foram extraídos, conforme já mencionado, de uma amostra construída com base em dados do imposto de renda da pessoa jurídica para 1978, sendo adotado o critério de classificação industrial ao nível de três dígitos da Secretaria da Receita Federal.

Como *proxy* da quantidade produzida foi considerado o valor adicionado de cada firma (V_i), definido como:

V_i = Receita líquida + estoques finais dos produtos acabados e em elaboração – estoques iniciais de produtos acabados – consumo de matérias-primas, materiais secundários e de embalagem – custo das mercadorias revendidas.

Para o fator trabalho (L_i) , foi considerado o número de empregados na produção e no que diz respeito ao fator capital (K_i), este foi avaliado pelo valor do ativo permanente (ativo permanente = ativo imobilizado + investimentos – ativo diferido).

4.1. A Função VES

Procedeu-se, inicialmente, à estimação, por mínimos quadrados ordinários, das equações comportamentais (2.8) e (2.9), para o total das empresas de cada indústria, e separadamente para o conjunto das empresas nacionais e multinacionais nos setores onde foi possível preservar um número razoável de graus de liberdade. Uma maior eficiência nestas estimações teria sido obtida, caso tivesse sido empregada a técnica de estimação conjunta proposta por Zellner (1962), o que não foi possível, no entanto, por não dispormos de um *package* onde a técnica estivesse disponível.

Uma vez construída a variável $[L + (\hat{\rho} - 1)K]$, a função de produção VES foi estimada em sua forma logarítmica, conforme a expressão (3.1). As Tabelas 1 e 2 apresentam – para o total das empresas e separando por nacionais (EN) e multinacionais (EM), respectivamente – os resultados da estimação, bem como os elementos necessários à verificação das restrições que acompanham a especificação da função (2.3).

A Tabela 1 permite observar que as indústrias 122, 151, 242 e 265 não atendem à restrição de que $\hat{\bar{\sigma}} \geq 0$[11]. Pela mesma razão, foram eliminados os grupos das EM da indústria 122 e das EN das indústrias 135 e 242. Além disso, o grupo das EN da indústria 129 não atendeu à restrição $0 \leq \hat{\delta}\hat{\rho} \leq 1$ (ver Tabela 2).

Excluindo os casos acima, tem-se que, para o total das empresas (Tabela 1), a elasticidade de substituição média revelou-se estatisticamente igual a 1 em 5 das 11 indústrias remanescentes (119, 129, 135, 260 e 269)[12].

[11] Apesar de satisfazerem a condição sobre $\delta\rho$, essas indústrias apresentam $(L/K) \leq (1-\rho)/(1-\delta\rho)$ nos casos em que $\hat{\rho} < 1$.

[12] Note-se que $\hat{\bar{\sigma}} = 1$ implica em que a elasticidade de substituição de cada empresa na indústria é igual a 1. Quando, porém, $\hat{\bar{\sigma}} \neq 1$ pode acontecer que alguma empresa mostre $\hat{\sigma} = 1$.

Tabela 1

Estimativas dos Coeficientes da Função VES: $\hat{\log} V = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \log K + \hat{b}_2 \log[L + (\hat{\rho} - 1)K]$ e dos demais Parâmetros Relevantes – Total das Empresas de cada Indústria – 1978

Código da Indústria[a]	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	N	R^2	F	$\hat{\delta}\hat{\rho}$[b]	$\hat{\alpha}'$	$\hat{\rho}$	$\dfrac{\overline{L/K}}{1-\hat{\rho}} \Big/ (1-\hat{\delta}\hat{\rho})$[c]	$\hat{\bar{\sigma}}$
110	0,3795 (0,92)	0,8510 (19,75)	0,1333 (4,51)	70	0,8586	203,4	0,1354	0,9843[d] (0,62)	0,9003 (0,05)	1,1048	0,0883
119	1,8212 (3,71)	0,4187 (5,83)	0,4477 (5,21)	47	0,7374	61,8	0,5167	0,8663 (0,08)	0,9619[d] (0,13)	4,3911	0,8549
122	2,0535 (3,65)	0,7360 (8,61)	0,0934 (2,62)	50	0,6145	37,5	0,1126	0,8294[d] (0,11)	0,6932 (0,06)	0,8765	-0,0632
123	2,0381 (4,67)	0,7370 (11,92)	0,0314 (0,74)	47	0,7652	71,7	0,0409	0,7684 (0,07)	0,8810 (0,07)	2,3561	0,5545
125	0,4943 (1,25)	0,9362 (17,44)	0,1285 (4,62)	60	0,8474	158,3	0,1207	1,0646[d] (0,06)	0,7536 (0.07)	1,3025	0,2386
129	2.,5095 (4,34)	0,1038 (8,93)	0,6738 (4,44)	49	0,5640	29,8	0,8665	0,7776 (0,10)	1,1311[d] (0,43)	-0,2565	1,7636
135	2,3046 (3,86)	0,6914 (5,78)	0,1232 (0,89)	37	0,7120	42,0	0,1512	0,8146 (0,10)	0,8266[d] (0,17)	3.1177	0,6546
143	1,2429 (4,23)	0,7521 (20,26)	0,2056 (6,98)	74	0,8831	268,1	0,2147	0,9579[d] (0,04)	0,8554 (0.07)	1,5699	0,3885
151	2.5196 (5,11)	0,5006 (7,62)	0,1442 (4,65)	29	0,7128	32,3	0,2236	0,6449 (0,08)	0,8447[d] (0,10)	0,8680	-0,0326
191	2,2023 (4,18)	0,4517 (5,48)	0,2999 (6,31)	46	0,6336	37,2	0,3990	0,7516 (0,09)	0,7492 (0,09)	1,4792	0,5004
242	1,8660 (6,88)	0,7339 (17,49)	0,0785 (4,95)	168	0,6971	189,9	0,0966	0,8124 (0,05)	0,5001 (0,08)	0,7996	-0,1445
253	2,2246 (4,92)	0,5448 (8,96)	0,1960 (3,51)	55	0,6548	49,3	0,2646	0,7408 (0,08)	0,4495 (0,15)	2,1546	0,5447
260	2,1452 (4,61)	0,6581 (10,31)	0,1288 (2,50)	40	0,7574	57.8	0,1637	0,7870 (0,06)	0,9221[d] (0,11)	1,3244	0,3227
265	0,2002 (0,18)	0,8533 (6,20)	0,0546 (1,59)	31	0,5967	20,7	0,0601	0,9079[d] (0,14)	0,9356 (0,02)	0,1927	-4,2160
269	0,1244 (0,27)	0,9071 (14,20)	0,1428 (3,61)	56	0,8030	108,0	0,1360	1,0499[d] (0,08)	0,9358[d] (0,07)	0,6514	0,4498

[a] Ver denominação no Anexo.

[b] Destina-se a verificar se a restrição $0 \leq \delta\rho \leq 1$ é satisfeita. As restrições sobre γ', α' e δ são de verificação Imediata [ver expressão (2.3)].

[c] Uma vez satisfeita a condição para $\hat{\delta}\hat{\rho}$, valores desta razão superiores à unidade asseguram que $\hat{\bar{\sigma}} \geq 0$ quando $\hat{\rho}$ é numericamente menor que 1 [ver expressão (2.3)] .

[d] Não se pode rejeitar a hipótese de que o parâmetro é *estatisticamente* igual a 1. No caso de $\bar{\sigma}$, a inferência é feita a partir do teste para ρ.

Notas: (1) Os valores entre parênteses são os estatísticas *t* de Student para $\hat{b}_0$, $\hat{b}_1$ e $\hat{b}_2$ e o desvio padrão nos casos de $\hat{\alpha}$ e $\hat{\rho}$.

(2) Todas as observações acima são validas para a Tabela 2.

Separando as empresas em nacionais e multinacionais (Tabela 2), o resultado é que dos 10 grupos que satisfizeram as restrições, 8 apresentaram $\hat{\hat{\sigma}} = 1$, sendo que nos dois casos restantes (grupos 125 EN e 143 EN) este parâmetro foi inferior a 1. Exatamente estas duas últimas indústrias permitem a comparação entre as elasticidades de substituição medias das empresas nacionais, multinacionais e do total das empresas, conforme pode ser visualizado no Gráfico 1. Nessas indústrias, o que se verifica é que são precisamente as empresas nacionais as que apresentam as elasticidades de substituição mais baixas, indicando, portanto, maior rigidez (tecnológica) às variações de preços relativos de fatores.

Uma segunda implicação importante – esta, de natureza metodológica – revelada por esses resultados é a inadequação do emprego automático da função de produção Cobb-Douglas para um número significativo de indústrias, para as quais $\hat{\hat{\sigma}}$ assumiu valores diferentes de 1.

Quanto aos rendimentos de escala, o parâmetro α revelou-se igual a 1 em 4 das 11 indústrias (Tabela 1) e em 6 dentre os 10 grupos da Tabela 2. Uma vez que o objetivo básico do emprego da função GVES foi precisamente estudar os rendimentos de escala segundo uma abordagem mais consistente com a teoria econômica, nos limitaremos a analisar este problema com base nos resultados da estimação desta última função.

Tabela 2

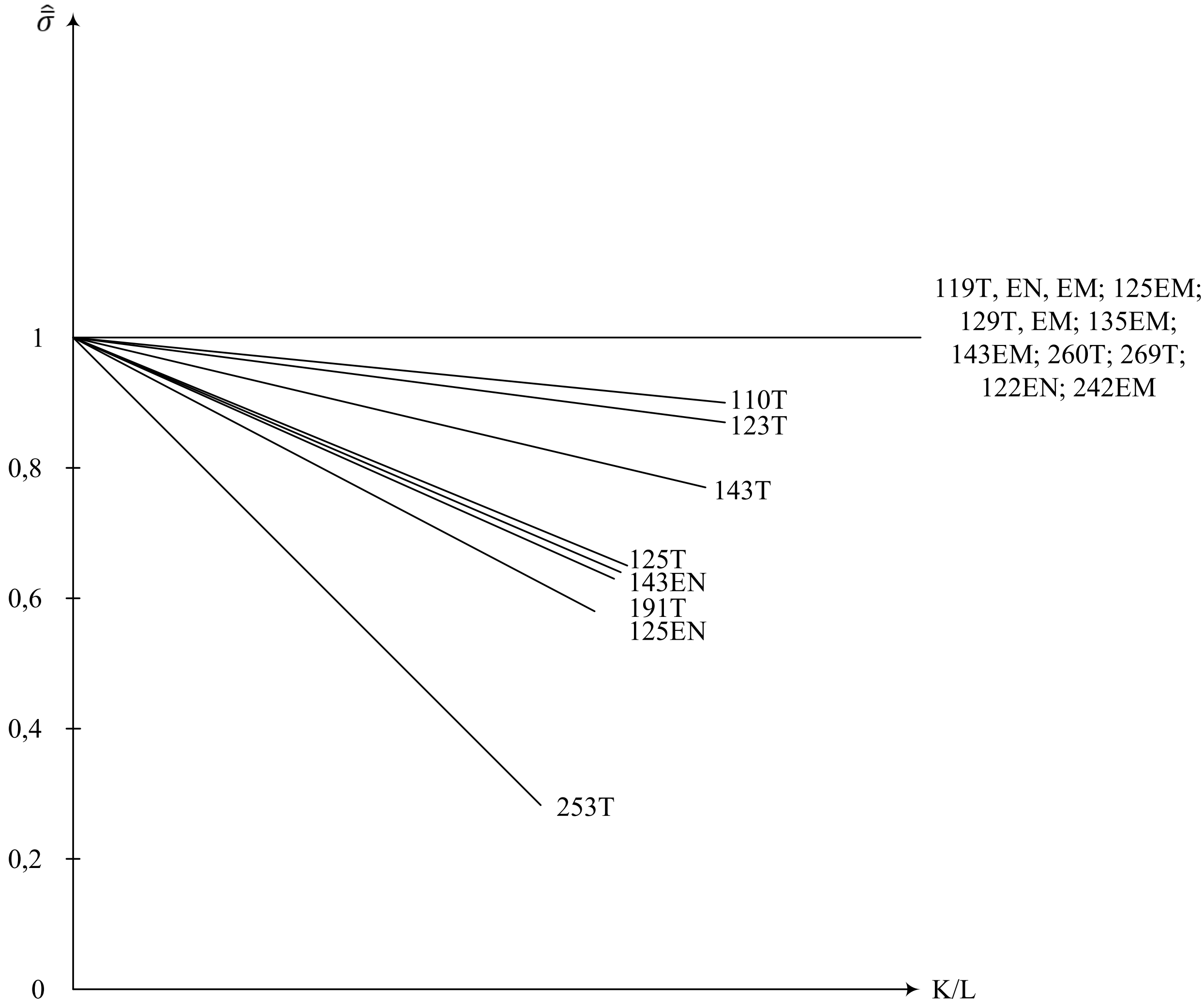
Estimativas dos Coeficientes da Função VES $\hat{\log} V = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \log K + \hat{b}_2 \log[L + (\hat{p} - 1)K]$ e dos demais Parâmetros relevantes
Separação por Empresas Nacionais (EN) e Multinacionais (EM) – 1978

Código da Indústria[a]	$\hat{b}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	N	R^2	F	$\hat{\delta}\hat{\rho}$[b]	$\hat{\alpha}'$	$\hat{\rho}$	$\frac{\overline{L/K}}{(\frac{1-\hat{\rho}}{1-\hat{\delta}\hat{\rho}})}$ (c)	$\hat{\hat{\sigma}}$
119 EN	2,3906 (3,97)	0,5983 (7,01)	0,1429 (3,04)	30	0,6471	24,8	0,1928	0,7412 (0,11)	0,8456[d] (0,15)	1,8516	0,3079
EM	1,8174 (2,86)	0,6930 (7,24)	0,1972 (3,62)	17	0,8597	42,9	0,2215	0,8902[d] (0,10)	0,8644[d] (0,13)	1,9018	0,5159
122 EN	2,5671 (3,32)	0,3386 (2,54)	0,3821 (2,60)	29	0,5170	13,9	0,5302	0,7207 (0,14)	1,0228[d] (0,13)	-8,1230	1 ,6070
EM	1 ,7609 (2,57)	0,7717 (7,48)	0,1504 (2,59)	21	0,7598	28,5	0,1631	0,9221[d] (0,13)	0,7790 (0,06)	0,7271	-0,0411
125 EN	1,0022 (2,77)	0,8577 (16,91)	0,1330 (5,95)	40	0,8911	151,4	0,1343	0,9906[d] (0,06)	0,6814 (0,10)	1,2351	0,2274
EM	-0,2165 (-0,28)	0,9613 (8,99)	0,2253 (2,65)	20	0,8641	54,0	0,1899	1,1866[d] (0,12)	0,8880[d] (0,10)	1,8960	0,4784
129 EN	1,0211 (0,88)	-0,0875 (-0,52)	1 ,0700 (3,60)	22	0,5794	13,1	1,0892	0,9824[d] (0,20)	1,2086 (0,05)	0,1496	1,9520
EM	3,0005 (4,90)	0,1406 (0,84)	0,5922 (3,47)	27	0,6900	26,7	0,8081	0,7328 (0,10)	1,0767[d] (0,10)	-0,5134	0,6122
135 EN	2,7648 (3,16)	0,6444 (4,82)	0,0611 (1,05)	18	0,6083	11,6	0,0866	0,7055 (0,16)	-0,0188 (-0,21)	0,8492	-0,1448
EM	2,4734 (3,56)	0,5114 (2,89)	0,3480 (1,70)	19	0,8019	32,4	0,4050	0,8593[d] (0,11)	0,9101[d] (0,20)	3,2314	0,7440
193 EN	1,3312 (3,01)	0,7689 (13,64)	0,1860 (4,40)	39	0,8488	101 ,0	0,1954	0,9519[d] (0,07)	0,7603 (0,12)	1,4156	0,3127
EM	1,4779 (1.83)	0,7450 (6,48)	0,0703 (0,85)	35	0,7878	59,4	0,0862	0,8153 (0,08)	1 ,0053[d] (0,07)	-36,8600	1 ,0327
292 EN	2,3119 (8,25)	0,6718 (17,02)	0,0713 (4,29)	144	0,6727	144,9	0,0959	0,7431 (0,05)	0,4502 (0,08)	0,7608	-0,2051
EM	-0,1837 (-0,27)	0,6576 (3,78)	0,4558 (2,57)	24	0,8551	61,9	0,4090	1,1126[d] (0,10)	0,9718[d] (0,12)	7,4234	0,9064

Nota: Ver observações da Tabela 1.

Gráfico 1

Funções de Elasticidade de Substituição Estimadas



Uma outra questão de interesse é a comparação dos desempenhos empíricos entre as funções VES e CES, as quais, conforme mencionado, não incluem uma como caso particular da outra. Dado que as formas estimáveis dessas funções não são estritamente comparáveis[13], o confronto dos desempenhos só pode ser feito com relação às respectivas equações comportamentais que compõem os sistemas de estimação.

Supondo, por conveniência, rendimentos constantes de escala, as equações comportamentais das duas funções tomam as seguintes especificações:

Função VES

$$\frac{V}{K} = F_1 r + F_2 w + U_1 \tag{4.1.1}$$

$$\frac{L}{K} = G_0 + G_1 \frac{r}{w} + U_2 \tag{4.1.2}$$

Função CES

$$\log \frac{V}{K} = F_0' + F_1' \log r + U_3 \tag{4.1.3}$$

$$\log \frac{L}{K} = G_0' + G_1' \log \frac{r}{w} + U_4 \tag{4.1.4}$$

Os resultados dessa comparação, baseada nos valores assumidos pelo coeficiente de determinação (R^2), está resumido na Tabela 3. Conforme se observa, não há uma clara predominância de uma especificação sobre a outra, quando se considera o total das empresas, nem tampouco o grupo das empresas nacionais. Para o grupo das empresas multinacionais, entretanto, a função VES apresenta melhor aderência para as quatro indústrias na estimação da equação de L/K e para 3 indústrias, no caso da equação V/K.

Assim sendo, embora estes resultados não reflitam uma superioridade inequívoca da função VES sobre a CES, o simples fato de a primeira apresentar melhor desempenho em um número significativo de indústrias, já constitui razão suficiente para justificar seu emprego. Naturalmente, dada a inclinação da função elasticidade de substituição (equação 2.1), quanto maior a dispersão da relação (K/L) em uma dada indústria tanto maior a adequação esperada da função VES *vis-à-vis* a função CES. As Tabelas 4 e 5 apresentam essa relação para todas as indústrias que satisfizeram as restrições do modelo. Contrariamente ã expectativa acima, no entanto, os dados não revelam uma nítida associação entre a dispersão da relação (K/L) e o melhor desempenho empírico da função VES.

---

[13] Quando se supõem rendimentos constantes de escala, a função VES contém apenas 2 variáveis independentes, enquanto que a função CES contém 3 (linearização de Kmenta). Relaxada esta hipótese, a função VES passa a ter 3 variáveis independentes e a CES, 4.

Tabela 3

Comparação do Desempenho Empírico entre as Funções VES e CES

Equações Comportamentais do Modelo – 1978

Código da Indústria*	R^2 da Equação para V/K		R^2 da Equação para L/K	
	VES (Eq. 4.1.1)	CES (Eq. 4.1.3)	VES (Eq. 4.1.2)	CES (Eq. 4.1.4)
Total das Empresas				
110	0,9657	0,8514	0,3470	0,6837
123	0,9532	0,9283	0,2718	0,4321
125	0,9600	0,9551	0,4594	0,5197
143	0,9885	0,9716	0,6315	0,7289
269	0,9874	0,9748	0,1520	0,2789
Empresas Nacionais				
125	0,9619	0,9665	0,4614	0,7418
143	0,9931	0,9742	0,6567	0,5963
Empresas Multinacionais				
119	0,9867	0,9752	0,6918	0,5855
125	0,9691	0,9426	0,4935	0,1806
135	0,9928	0,9849	0,8209	0,6387
242	0,9389	0,9409	0,2866	0,2766

(*) Ver denominação em anexo.

Nota: Em virtude da hipótese de constância dos rendimentos de escala, a comparação incluiu apenas as indústrias onde a mesma se verificou (ver Tabelas 1 e 2).

4.2. A Função GVES

As Tabelas 6 e 7 apresentam, respectivamente, as estimativas dos parâmetros das funções GVES e de rendimentos de escala, para o total das empresas de cada indústria e, separadamente, por empresas nacionais e multinacionais[14].

[14] Não foi estimada a função VES generalizada para a indústria 123, uma vez que o valor de $\hat{\theta}$, que maximiza a função de verossimilhança concentrada, não diferiu de zero até a terceira casa decimal.

Tabela 4

Relação Capital/Trabalho[a] – Média, Desvio-Padrão e Coeficiente de Variação Total das Empresas de cada Indústria – 1978

Código da Indústria[b]	Média	Desvio-Padrão	Coeficiente de Variação
110	7,85	9,12	1,16
119	2,89	2,58	0,89
123	3,42	3,19	0,93
125	2,74	2,12	0,77
129	3,97	3,82	0,71
135	1,57	1,11	0,71
143	3,46	5,32	1,54
191	1,62	1,15	0,71
253	0,62	0,45	0,73
260	8,10	8,14	1,00
269	8,15	8,70	1,07

[a] A relação está expressa em Cr$ 100 mil por trabalhador.
[b] Ver denominação no Anexo.

Tabela 5

Relação Capital/Trabalho[a] – Média, Desvio-Padrão e Coeficiente de Variação Separação por Empresas Nacionais (EN) e Multinacionais (EM) – 1978

Código da Indústria[b]	Média	Desvio-Padrão	Coeficiente de Variação
119			
EN	2,82	2,94	1,04
EM	3,02	1,85	0,61
122			
EN	2,54	1,90	0,75
125			
EN	2,20	1,40	0,64
EM	3,81	2,85	0,75
129			
EM	4,87	4,12	0,85
135			
EM	2,05	1,27	0,62
143			
EN	2,37	1,42	0,60
EM	4,68	7,46	1,59
242			
EM	2,82	1,62	0,57

[a] A relação está expressa em Cr$ 100 mil por trabalhador.
[b] Ver denominação no Anexo.

Tabela 6
Estimativas dos Parâmetros das Funções GVES e de Rendimentos de Escala
Total das Empresas de cada Indústria – 1978

Código da Indústria[a]	$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{\alpha}$ $(\hat{c}_1 + \hat{c}_2)$	$\hat{\theta}$	Rendimentos de Escala[d]
110	0,5480 (0,17) [0,19]	0,6795 (0,10) [0,11]	0,2943 (0,09) [0,09]	0,9738[b] [0,11]	0,004 (0,03)	Constantes
119	0,3571 (0,08) [0,11]	0,2945 (0,05) [0,05]	0,2787 (0,06) [0,07]	0,5732 [0,07]	-0,017 (0,02)	Decrescentes
125	1,1811 (0,11) [0,17]	0,8675 (0,06) [0,10]	0,2595 (0,06) [0,06]	1,1270[b] [0,10]	0,018 (0,03)	Constantes
129	1,4361 (0,20) [0,40]	0,1220 (0,13) [0,13]	0,8640 (0,17) [0,23]	0,9860[b] [0,19]	0,125 (0,09)	Constantes
135	0,9890 (0,17) [0,20]	0,6746 (0,12) [0,13]	0,1189 [0,14) [0,14]	0,7935[b] [0,12]	-0,004 (0,01)	Constantes
143	1,1546 (0,08) [0,08]	0,5751 (0,05) [0,05]	0,4041 (0,05) [0,05]	0,9792[b] [0,05]	-0,002 (0,003)	Constantes
191	0,0535 (0,11) [0,15]	0,3223 (0,06) [0,07]	0,2472 (0,05) [0,06]	0,5695 [0,08]	-0,246[c] (0,05)	Crescentes com (V)
253	0,2923 (0,11) [0,19]	0,4619 (0,06) [0,08]	0,2461 (0,09) [0,08]	0,7080 [0,11]	-0,104 (0,09)	Decrescentes
260	0,2433 (0,20) [0,20]	0,4729 (0,06) [0,06]	0,1025 (0,08) [0,08]	0,5754 [0,08]	-0,091[c] (0,01)	Crescentes com (V)
269	0,7738 (0,21) [0,24]	0,8819 (0,09) [0,11]	0,2605 (0,09) [0,10]	1,1424[b] [0,12]	0,030 (0,03)	Constantes

[a]Ver denominação no Anexo.
[b]O parâmetro θ é estatisticamente igual a 1, ao nível de significância de 5% [ver nota (15)].
[c]O parâmetro α é estatisticamente diferente de zero, ao nível de significância de 5%.
[d]Quando θ é estatisticamente igual a zero, os rendimentos de escala são crescentes, constantes ou decrescentes para α maior, igual ou menor a 1. No caso particular das indústrias 191 e 260, em que θ é menor que zero, os rendimentos de escala crescem com o nível de produção (V).

Notas: (1) Os valores entre parênteses abaixo das estimativas dos coeficientes da função GVES são os desvios-padrão *condicionados* aos valores de $\hat{\theta}$; os valores entre colchetes representam os desvios-padrão não-condicionados, obtidos a partir da matriz de informação.
(2) Todas as observações acima são válidas para a Tabela 7.

Tabela 7

Estimativas dos Parâmetros das Funções GVES e de Rendimentos de Escala
Separação por Empresas Nacionais e Multinacionais – 1978

Código da Indústria	$\hat{c}_0$	$\hat{c}_1$	$\hat{c}_2$	$\hat{\alpha}$ $(\hat{c}_1 + \hat{c}_2)$	$\hat{\theta}$	Rendimentos de Escala
Empresas Nacionais						
119	0,7040 (0,13) [0,26]	0,4536 (0,08) [0,10]	0,3332 (0,08) [0,09]	0,7868(b) [0,15]	-0,043 (0,09)	Constantes
122	-0,8373 (0,06) [0,07]	0,2275 (0,04) [0,04]	0,0012 (0,04) [0,04]	0,2287 [0,04]	-0,854 (0,02)	Decrescentes
125	1,0446 (0,09) [0,19]	0,9242 (0,07) [0,11]	0,1502 (0,04) [0,05]	1,0744(b) [0,12]	0,022 (0,04)	Constantes
143	1,1803 (0,18) [0,25]	0,7953 (0,07) [0,11]	0,2310 (0,10) [0,10]	1,0263(b) [0,15]	0,023 (0,03)	Constantes
Empresas Multinacionais						
119	0,9349 (0,12) [0,22]	0,6371 (0,09) [0,12]	0,1807 (0,05) [0,06]	0,8178(b) [0,14]	-0,031 (0,05)	Constantes
125	1 ,7195 (0,33) [0,41]	0,9464 (0,17) [0,23]	0,5127 (0,20) [0,20]	1,4591(b) [0,23]	0,049 (0,04)	Constantes
129	1,2426 (0,23) [0,36]	0,1543 (0,17) [0,18]	0,6182 (0,18) [0,19]	0,7725(b) [0,16]	0,022 (0,07)	Constantes
135	1,8390 (0,27) [0,45]	0,5721 (0,20) [0,21]	0,4585 (0,23) [0,26]	1,0306(b) [0,23]	0,025 (0,03)	Constantes
143	1,2199 (0,12) [0,12]	0,2701 (0,09) [0,10]	0,6737 (0,10) [0,10]	0,9438(b) [0,07]	-0,002 (0,003)	Constantes
242	0,6958 (0,20) [0,22]	0,7481 (0,18) [0,20]	0,4943 (0,18) [0,19]	1,2424(b) [0,16]	0,023 (0,02)	Constantes

Nota: Ver observações da Tabela 6.

Conforme se pode observar, com as duas únicas exceções das indústrias 191 e 260 (total das empresas), em todos os demais casos o parâmetro θ mostrou-se estatisticamente igual a zero, evidenciando a existência de rendimentos fixos de escala, isto é, não variam com o nível de produção (V). Em tais casos, a ocorrência de rendimentos crescentes, constantes ou decrescentes de escala fica determinada pelo valor – maior, igual ou menor que 1, respectivamente – assumido pelo parâmetro α, o qual se revelou estatisticamente igual a 1 em 6 das 8 indústrias em que $\theta = 0$, para o total das empresas, em todos os grupos de multinacionais e em 3 dos quatro grupos de empresas nacionais[15].

É interessante comparar esses resultados com aqueles obtidos da estimação da função VES (Tabelas 1 e 2). O que se constata é uma clara predominância de coincidência nos valores estimados de α pelas duas funções, indicando rendimentos constantes de escala na maioria das indústrias. Pode-se observar, ainda, que nos três casos em que a função VES mostra rendimentos decrescentes (indústrias 119 e 260, para o total das empresas, e 122 para as nacionais), também há coincidência de resultados. Nas indústrias em que as estimativas conduzem a resultados divergentes, a função GVES continua apresentando rendimentos constantes, enquanto a função VES mostra rendimentos decrescentes.

Por último, um comentário sobre o caso das duas indústrias (191 e 260) em que a estimação da função GVES gerou um parâmetro θ estatisticamente menor que zero. A implicação econômica deste resultado é que os rendimentos de escala crescem com o nível de produção, o que constitui, sem dúvida, uma situação pouco plausível. Uma possível explicação para esse fato pode ser encontrada na magnitude das vantagens comparativas que o País certamente possui nestes setores – beneficiamento de couros e peles (191) e beneficiamento de café e de outros produtos de origem vegetal (260).

5. Resumo e Conclusões

Este trabalho teve por principais objetivos avaliar a existência de possíveis ganhos de escala decorrentes da expansão da produção requerida pelas exportações de produtos manufaturados e examinar a extensão em que as possibilidades tecnológicas de substituição entre fatores estabelecem uma restrição à maior absorção de mão-de-obra naquela atividade.

O instrumental analítico adotado foi o de estimar funções de produção de elasticidade de substituição variável (VES) – em que este parâmetro é especificado como uma função linear da relação capital/trabalho – e de uma generalização da função VES, para incorporar a possibilidade de variação dos rendimentos de escala com o nível de produção.

---

[15] Note-se que $\alpha = c_1 + c_2$, conforme (3.11). Assim, para o teste de hipóteses, tem-se: $\hat{Var}(\hat{\alpha}) = \hat{Var}(\hat{c}_1 + \hat{c}_2) = \hat{Var}(\hat{c}_1) + \hat{Var}(\hat{c}_2) + 2\hat{Cov}(\hat{c}_1, \hat{c}_2)$.

A fonte básica de dados foi uma amostra especial de 3.243 empresas industriais exportadoras, contribuintes do imposto de renda da pessoa jurídica (que não foram identificadas), distribuídas por 15 indústrias ao nível de três dígitos da classificação utilizada pela Secretaria da Receita Federal, relativamente ao ano de 1 978. A análise foi conduzida para o total das empresas pertencentes a cada indústria e, separadamente, para os grupos de empresas nacionais e multinacionais.

A estimação da função VES revelou que, para o total das empresas e para o grupo das nacionais, os valores assumidos pelo parâmetro de elasticidade de substituição se distribuem equilibradamente entre a elasticidade unitária e a faixa de inelasticidade. Para o subconjunto das multinacionais, todas as indústrias acusaram elasticidade unitária, sugerindo uma maior capacidade de ajustamento tecnológico aos preços e à dotação relativa de fatores do País. De qualquer modo, a existência de um número significativo de indústrias em que esse parâmetro assume valores extremamente baixos sugere não somente uma certa rigidez de absorção de mão-de-obra, como uma implicação perversa no que concerne a distribuição de renda entre trabalho e capital.

Ainda com respeito ao parâmetro de elasticidade de substituição, uma questão adicional que o trabalho se propôs a examinar foi a da comparação entre os desempenhos empíricos da função VES e da função CES, mais convencional, que impõe a constância do parâmetro. Apesar da superioridade teórica da função VES, o resultado dessa comparação não confirmou claramente esta vantagem no plano empírico.

O confronto de nossos resultados com aqueles obtidos em trabalhos que usaram abordagem comparável mostra que, em dois deles [Revankar (1967) e Kazi (1980)], a proporção de indústrias com elasticidade de substituição unitária no total das indústrias amostradas foi ligeiramente superior à obtida neste trabalho. Divergindo acentuadamente destes resultados, Hoffmann & Weber (1976) encontraram apenas três casos de elasticidade de substituição igual a 1 em um total de 55 indústrias malaias.

Para o caso brasileiro, Tyler (1978) obteve estimativas de elasticidade de substituição para o total das empresas multinacionais e o total das empresas nacionais, que foram substancialmente mais elevadas para o primeiro grupo de empresas, resultado este que, de certa forma, é confirmado por este trabalho.

No que diz respeito à estimação da versão generalizada da função VES, o interesse maior esteve centrado na obtenção dos parâmetros que entram na especificação da função de rendimentos de escala. Levando em conta o total das empresas, os cálculos mostram que 8 entre 10 indústrias apresentam rendimentos de escala invariantes com o nível de produção. Em 6 desses casos, os rendimentos são constantes, e decrescentes nos demais. As duas indústrias nas quais os rendimentos de escala variam (de uma forma crescente) com o nível de produção, são, coincidentemente, casos em que o País detém óbvias vantagens comparativas. A discriminação das indústrias segundo a origem do capital, confirma, em linhas gerais, o resultado acima. Ressalte-se que, devido a diferenças metodológicas, não foi possível comparar os resultados acima com os obtidos nos trabalhos de Luque (1977) e Tyler (1978).

Por último, uma implicação importante – de natureza tanto teórica como pratica – da predominância de rendimentos constantes de escala, conforme já demonstrado por Matthews (1950), é de que fica assegurado o resultado convencional da teoria econômica no sentido de que os padrões Ótimos de produção e comércio ficam perfeitamente determinados pelas dotações de fatores do País.

Anexo

Relação das Indústrias incluídas nas estimações

Código	Denominação
110	Produção de ferro e aço – formas primárias e semiacabadas, laminados e arames.
119	Fabricação de outros produtos metalúrgicos.
122	Fabricação de equipamentos industriais para instalações hidráulicas, térmicas, de ventilação e refrigeração (com ou sem motor elétrico) – inclusive peças e acessórios.
123	Fabricação de máquinas-ferramentas, máquinas operatrizes e aparelhos industriais (acoplados ou não a motores elétricos) – inclusive peças e acessórios.
125	Fabricação de equipamentos para instalações industriais e comerciais, para movimentação e elevação de pessoas ou cargas, para o exercício de artes e ofícios – inclusive peças e acessórios.
129	Fabricação de outras máquinas, aparelhos ou equipamentos não especificados.
131	Fabricação de máquinas e aparelhos para produção e distribuição de energia elétrica.
143	Fabricação de veículos automotores rodoviários e unidades matrizes – inclusive peças e acessórios.
151	Produção de madeira bruta, laminados de madeira e madeira resserrada.
191	Beneficiamento de couros e peles.
242	Fiação, fiação e tecelagem, e tecelagem.
253	Fabricação de calçados.
260	Beneficiamento, moagem e torrefação de café, trigo, milho – e fabricação de produtos alimentares diversos de origem vegetal.
265	Fabricação, refinação e moagem de açúcar.
269	Preparação de óleos e gorduras vegetais, e fabricação de rações animais, sorvetes e outros produtos alimentares hão especificados.

Bibliografia

Allen, R. G. D., *Mathematical Analysis for Economists* (London: Macmillan, 1956).

Baumann, R. & Braga, H. C., “A Política Brasileira de Financiamento às Exportações”, mimeo. (Brasília: SEPLAN, 1984).

Braga, H. C., “Aspectos Distributivos do Esquema de Subsídios Fiscais à Exportação de Manufaturados”, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 11 (dezembro de 1981).

Goodman, D. E. *et alli*, “Os Incentivos Financeiros à Industrialização do Nordeste e a Escolha de Tecnologias”, *Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 1 (dezembro de 1971).

Hicks, J. R., *The Theory of Wages* (New York: P. Smith, 1932).

Hildebrand, G. H. & Liu, T., “Manufacturing Production Functions in the United States, 1957” (Ithaca: New York State School of Industrial and Labour Relations, 1965).

Hoch, I., Estimation of Production Functions Parameters and Testing for Efficiency”, *Econometrica*, vol. 23 (1955).

Hoffman, L. & Weber, B., “Economies of Scale, Factor Intensities and Substitution: Micro Estimates for Malaysia’s Manufacturing Industries”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 112 (1976).

Kazi, U. A., “The Variable Elasticity of Substitution Production Function: A Case Study for Indian Manufacturing Industries”, *Oxford Economic Papers*, vol. 32 (March 1980).

Lovell, C. A. K., “Capacity Utilization and Production Function Estimation in Post War American Manufacturing”, *Quarterly Journal of Economics,* vol. 82 (May 1968).

Lu, Y. & Fletcher, L. B., “A Generalization of the CES Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 50 (November 1968).

Luque, C. A., “Elasticidade de Escala e Taxa Efetiva de Incentivos à Exportação”, *Pesquisa e Planejamento Econômico,* vol. 7 (agosto de 1977).

Macedo, R. B. M., “Uma Crítica das Estimativas da Elasticidade de Substituição Obtidas para a Indústria de Transformação”, *Estudos Econômicos*, vol. 5 (1975).

Matthews, R. C. O., “Reciprocal Demand and Increasing Returns”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 17 (1950).

Morawetz, D., “Employment Implications of Industria1ization in Developing Countries: A Survey”, *Economic Journal,* vol. 84 (September 1974).

Revankar, N. S., “The Constant and Variable Elasticity of Substitution Production Functions: A Comparative Study in U. S. Manufacturing”, mimeo. (Madison: University of Wisconsin, 1966).

Revankar, N. S., “Production Functions with Variable Elasticity of Substitution and Variable Returns to Scale”, Ph. D. Dissertation (Madison: University of Wisconsin, 1967).

Sato, R., “Linear Elasticity of Substitution Production Functions”, paper presented at the Annual Meeting of Econometric Society, New York (December 1965).

Tyler, W. G., “Technical Efficiency and Ownership Characteristics of Manufacturing Firms in a Developing Country: A Brazilian Case Study", *Weltwirschaftliches Archiv*, vol. 114 (1978).

White, L. J., “The Evidence on Appropriate Factor Proportions for Manufacturing in Less Developed Countries: A Survey”, *Economic Development and Cultural Change,* vol.

27 (October 1978).

Zellner, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 57 (June 1962).

Zellner, A, & Revankar, N. S., "Generalized Production Functions", *Review of Economics and Statistics*, vol. 36 (April 1969).