

**ESTIMATIVAS DE DIFERENÇAS INTER-REGIONAIS NA
PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRA: 1960-1975***

*Paulo Sérgio Martins Alves***

Resumo: Procurou-se estimar, neste estudo, a elasticidade de substituição e os retornos de escala para alguns ramos industriais, bem como a participação relativa dos fatores produtivos no produto e a eficiência industrial nos diversos Estados do Brasil. Para proceder a esta estimativa fez-se uso de uma função de produção do tipo CES. A obtenção de diferentes níveis de eficiência industrial pelos diversos Estados constitui um importante referencial para uma política de desenvolvimento e de descentralização industrial. Ademais, os resultados relativos à elasticidade de substituição poderiam, eventualmente, orientar uma redefinição da política de estímulos à implantação, nos diversos Estados, de atividades produtivas que contemplem instrumentos mais eficazes para a consecução dos objetivos de maior e mais rápida absorção de mão-de-obra. Finalmente, os resultados obtidos também tendem a indicar que acréscimos nos retornos de escala entre 1960 e 1975, provavelmente ligados à ocorrência de progressos técnicos, estariam a contrabalançar uma possível maior participação da mão-de-obra no produto industrial.

* Este estudo faz parte da pesquisa sobre Desconcentração Espacial da Indústria no Brasil, decorrência de convênio celebrado entre o Ministério da Indústria e do Comércio (Conselho de Desenvolvimento Industrial e Secretaria de Coordenação), o Ministério do Interior (Conselho Nacional de Desenvolvimento Urbano) e a Fundação João Pinheiro.

** Pesquisador da Fundação João Pinheiro. O autor agradece os comentários dos colegas Ronaldo L. Locatelli, Ernani Teixeira, Francisco C. Duarte e Cláudio N.D. da Silva. Erros e omissões porventura presentes são de inteira responsabilidade do autor.

1 – INTRODUÇÃO

A análise objetiva apresentar algumas evidências estatísticas sobre diferenças na elasticidade de substituição, retornos de escala, participação relativa dos fatores no produto e eficiência industrial entre os diversos Estados brasileiros e para alguns ramos industriais selecionados.

Para isso, faz-se uso do conceito de função de produção. A análise, através de técnicas de regressão, baseia-se em dados de “cross-section” (1960 e 1975), com os Estados constituindo-se nas unidades de observação.

Estimativas dos valores dos parâmetros da função de produção têm sido usadas tanto na análise de problemas regionais como para recomendações de política. Assim é que a obtenção de diferentes níveis de eficiência nos diversos Estados brasileiros, ao longo do tempo, se constituiria importante fator na avaliação dos resultados do desenvolvimento industrial ocorrido nas diversas unidades da federação. Adicionalmente, o impacto de subsídios direcionados ao uso mais intensivo da mão-de-obra será maior ou menor dependendo, entre outras coisas, do valor da elasticidade de substituição. A importância desse tipo de análise fica ainda mais clara se se tem em vista, de um lado, o rápido crescimento do setor industrial; e, de outro, a expansão da população economicamente ativa, bem como o seu deslocamento de áreas rurais para áreas urbanas.

2 – MODELO BÁSICO

A função de produção constituir-se-á a estrutura básica da análise. Ao expressar a forma pela qual se processa o relacionamento entre insumos e produto, apresenta quatro características básicas:*

- a) a eficiência técnica determina o nível de produção obtido a partir de um dado volume de insumos e das demais características da função de produção;

* Maiores detalhes sobre a função de produção podem ser vistos em HEATHFIELD.¹¹

- b) as economias de escala referem-se à extensão das variações relativas na produção, ocasionadas por variações relativas nos insumos;
- c) a facilidade com que o capital é substituído pelo trabalho, ou a elasticidade de substituição, mensura as mudanças relativas no uso dos insumos em resposta a mudanças nos preços relativos desses fatores;
- d) a intensidade de capital diz respeito ao peso específico do insumo capital, isto é, para uma elasticidade de substituição constante e para preços relativos inalterados tem-se que, quanto maior for a intensidade de capital maior será a razão capital-trabalho.

Na estimativa de diferenças inter-regionais na produção industrial brasileira, faremos uso da função de produção normalmente conhecida por “elasticidade de substituição constante (CES)”. * A constância da elasticidade refere-se à sua invariância com respeito a mudanças na oferta relativa de fatores de produção e não em relação às transformações da tecnologia em questão. Isto é, o valor da elasticidade é determinado, pela tecnologia e mudanças na tecnologia implicam variações na elasticidade para cada nível de preços e de insumos.

A função de produção do tipo CES apresenta a seguinte especificação:

$$Y = E [\delta K^{-\alpha} + (1 - \delta) L^{-\alpha}]^{-v/\alpha} \quad (1),$$

onde:

- Y = valor adicionado
- K = capital
- L = mão-de-obra
- E = parâmetro de eficiência
- α = parâmetro de substituição
- δ = parâmetro de distribuição ou intensidade
- v = parâmetro de escala ou homogeneidade.

A partir da especificação da função de produção CES, torna-se possível explicitar quais daqueles parâmetros são responsáveis por mudanças “neutra” e “não-neutra” no nível de produção. Por mudança “neutra” entende-se

* Esta forma específica de função de produção foi desenvolvida e testada originalmente por ARROW et alii.¹

aquela responsável por uma variação na produção não explicada por diferenças relativas na razão capital-trabalho enquanto uma mudança “não-neutra” advém de uma alteração na razão capital-trabalho.

Tomando-se por base a taxa marginal de substituição entre capital e trabalho (R), definida pela razão entre o produto marginal do trabalho e o produto marginal do capital, temos:

$$R = \frac{\partial Y/\partial L}{\partial Y/\partial K}$$

Utilizando-se o conceito acima em uma função de produção CES [equação (1)] temos, após algumas transformações:*

$$\frac{\partial Y/\partial L}{\partial Y/\partial K} = \frac{1 - \delta}{\delta} \left(\frac{K}{L} \right)^{1 + \alpha}$$

Logo, em uma função de produção CES mudanças “não-neutras” estão associadas apenas a variações nos parâmetros de distribuição (δ) e de substituição (α); enquanto que mudanças na produção por trabalhador não explicadas por diferenças ponderadas na relação capital-trabalho advém de variações nos parâmetros de eficiência (E) e de escala (v).

3 – PARÂMETROS A SEREM ESTIMADOS

Tomemos, inicialmente, a transformada logarítmica da equação (1):

$$\log Y = \log E - \frac{v}{\alpha} \log [\delta K^{-\alpha} + (1 - \delta) L^{-\alpha}] \quad (2)$$

O problema básico consiste, então, na obtenção de estimativas para os parâmetros E, v, α e δ , com base nas informações relativas a Y, K e L. O método dos mínimos quadrados não pode ser aplicado diretamente em (2) uma vez que a expressão

$$[\delta K^{-\alpha} + (1 - \delta) L^{-\alpha}]$$

contém parâmetros a serem estimados.

* Para maiores detalhes vide Apêndice 2.

Uma forma alternativa normalmente utilizada consiste em se processarem algumas transformações na equação (1) e com isso viabilizar a estimativa dos parâmetros com base no método dos mínimos quadrados.* Dessa forma, partindo-se da especificação original da função de produção CES pode-se chegar, após algumas transformações, à seguinte função linear nos log entre valor adicionado por trabalhador (Y/L), salário médio (W/L) e valor adicionado (Y):**

$$\log (Y/L) = a + b \log w + c \log Y \quad (3),$$

onde:

$$a = \log \left[E^{\alpha/v} v^{-1} (1 - \delta)^{-1} \right],$$

$$b = \frac{1}{1 + \alpha},$$

$$c = \left(\frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) \left(\frac{v - 1}{v} \right)$$

Conforme demonstrado no "Apêndice 3", a elasticidade de substituição (σ) em uma função de produção CES é igual ao parâmetro da variável log na equação de regressão (3). Isto é:

$$\sigma = b = \frac{1}{1 + \alpha}$$

Como o valor da elasticidade de substituição deve ser positivo, a função de produção representada pela equação (1) é definida somente para valores do parâmetro de distribuição entre "-1" e "+ ∞ " a "0".

Segundo o trabalho de ARROW et alii(1)(pp. 230-1), no caso de $-1 < \alpha < 0$ tem-se que o produto médio do trabalho tende a aumentar indefinidamente à medida que cresce a relação capital-trabalho. Isto é, $Y/L \rightarrow \infty$ quando $K/L \rightarrow \infty$, com base na equação (1). Já quando a relação capital-trabalho tende a se aproximar de zero, o produto médio do trabalho tende a um limite inferior positivo. Isto é, quando $K/L \rightarrow 0$ tem-se que $Y/L \rightarrow E(1 - \delta)^{-v/\alpha}$.

* Entre outros vide: HEATHFIELD¹¹ e DIXON & THIRLWALL.⁵

** Para maiores detalhes vide Apêndice 1.

Por outro lado, o fato de $0 < \alpha < \infty$ significa que quando uma quantidade fixa de trabalho se saturar de capital, a produção por unidade de trabalho tende a atingir um limite superior ($Y/L \rightarrow E (1 - \delta)^{-v/\alpha}$ quando $K/L \rightarrow \infty$). No entanto, quando uma quantidade fixa de capital se saturar de mão-de-obra, significa que a produtividade do trabalho tende a aproximar-se de zero ($Y/L \rightarrow 0$ quando $K/L \rightarrow 0$).

Ainda com relação à elasticidade de substituição (σ), deve-se ressaltar que um elevado valor para σ não implica necessariamente redução da demanda por mão-de-obra em termos absolutos após a ocorrência de um subsídio ao capital, mas apenas que a produção tornar-se-á mais intensiva em capital. Isto é, um valor positivo para σ proporciona uma medida relativa do "efeito substituição" mas não distingue entre um decréscimo (acrécimo) absoluto na demanda por mão-de-obra (capital).

Com base nas informações referentes ao valor adicionado, mão-de-obra, capital e remuneração da mão-de-obra pode-se obter o parâmetro de distribuição para cada Estado selecionado. Isto é feito através da diferenciação da equação (1) com relação ao capital e à mão-de-obra, e igualando as derivadas parciais à razão entre os preços dos fatores de produção. Tem-se, então, após algumas transformações:*

$$\delta = (K/L)^\alpha \left(\frac{Y - W}{W} \right) / \left[1 + (K/L)^\alpha \left(\frac{Y - W}{W} \right) \right] \quad (4)$$

Finalmente, de posse dos valores relativos aos parâmetros de substituição (α) e de distribuição (δ), estima-se o parâmetro de eficiência (E) nos diversos Estados e em cada ramo industrial. A equação para se estimar este parâmetro resulta de simples manipulação na equação.(3)

Dessa forma, tem-se:**

$$\log E = \frac{\log(Y/L) - \frac{1}{1+\alpha} \log w - \left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right) \left(\frac{v-1}{v} \right) \log Y + \log v + \log(1-\delta)}{(1/1 + \alpha) (\alpha / v) \alpha / v} \quad (5)$$

* Para uma demonstração mais detalhada vide Apêndice 2.

** Para maiores detalhes vide Apêndice 1.

4 – DADOS UTILIZADOS

As informações utilizadas para se estimar a função de produção CES foram obtidas nos censos industriais de 1960 e 1975, publicados pela FIBGE a nível dos estados brasileiros. Foram utilizados os seguintes dados:

- a) Valor Adicionado = valor da transformação industrial – despesas diversas + aluguéis e arrendamentos + previdência e assistência + indenização e empregados.
- b) Mão-de-obra = média mensal do pessoal ocupado.
- c) Remuneração da Mão-de-obra = salários e vencimentos pagos (salário direto) + previdência e assistência + indenização a empregados (salário indireto).
- d) Capital = capital aplicado, que engloba os valores correspondentes aos bens próprios das empresas (máquinas, equipamentos e instalações; móveis e utensílios; meios de transportes; terrenos; móveis).

Como critério de seleção dos ramos industriais, somente foram selecionadas aquelas indústrias para as quais sete observações, pelo menos, estivessem disponíveis.

No intuito de reduzir as distorções possíveis de afetar as estimativas dos parâmetros da função de produção desconsideraram-se, em cada ramo industrial, os estabelecimentos com menos de cinco empregados. Com isso se estaria aumentando a validade das conclusões da análise, uma vez aceita a hipótese de que esses estabelecimentos apresentam baixa densidade de capital e níveis inferiores de eficiência.

Antes de entrarmos na análise das estimativas obtidas para a função de produção CES, merece ser ressaltado o fato de que tais estimativas ainda podem estar sujeitas a alguns vieses. Deve-se salientar, inicialmente, o viés proveniente do nível de agregação das funções de produção estimadas. Isto é, o uso de ramos industriais a nível de dois dígitos pode introduzir algum viés na estimativa da elasticidade de substituição, tendo em vista o grau de heterogeneidade vigente a este nível de classificação industrial. Acreditamos que este

problema foi sanado, em parte, ao se selecionarem para análise aqueles ramos industriais considerados mais tradicionais, onde o efeito da agregação se faz sentir com menor intensidade.

Outro aspecto que merece destaque diz respeito ao fato de que, do ponto de vista da função de produção, os dados relativos ao fator capital deveriam referir-se ao seu fluxo de serviço. A não-disponibilidade desse tipo de informação levou-nos à utilização de estoques nas estimativas assumindo, algumas vezes irrealisticamente, que os fluxos são proporcionais aos estoques.

Finalmente, existem os problemas relacionados às hipóteses inerentes à teoria marginalista bem como ao uso do método dos mínimos quadrados no cálculo de funções de produção.* No entanto, a maioria dos trabalhos empíricos que se utilizam dessa metodologia aceita a hipótese de que essas limitações não prejudicam de forma significativa os resultados obtidos.

Assim, pode-se concluir que, apesar das limitações existentes, o uso da função de produção pode ser justificado com base no fato de que este instrumental possibilita o acesso a hipóteses altamente relevantes e testáveis.

5 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

As estimativas da equação (3) são sumariadas nas tabelas 1 (1960) e 2 (1975). Dados os valores obtidos para o coeficiente de determinação, fica aparente que o poder explicativo da regressão é relativamente bom. Com relação ao ano de 1960, tem-se que em sete das nove indústrias selecionadas mais de 85% da variação na produtividade da mão-de-obra é explicada por variações na taxa salarial e no valor adicionado. Para 1975, aquelas duas variáveis respondem por mais de 70% da variação na produtividade da mão-de-obra em seis ramos industriais selecionados e na indústria de transformação como um todo. Embora a variável, valor adicionado, apareça em ambos os lados da equação (3) o teste de DW mostrou, para 1960 e 1975, que não existe problema de autocorrelação dos resíduos.

Os valores estimados para a elasticidade de substituição em cada um dos ramos industriais selecionados, bem como os respectivos erros padrões, acham-se na coluna 3 daquelas duas tabelas. Foi mostrado na Seção 3 e no Apêndice 3 que, de acordo com os supostos adotados, a elasticidade de subs-

* Para maiores detalhes sobre limitações relativas à função de produção vide BROWN³ (pp. 59-61) e GRILICHES & RINGSTAD⁹ (caps. 2 e 3).

TABELA I
Estimativas da Elasticidade de Substituições (ES) por Ramos Industriais
1960

Indústrias	Tamanho da Amostra	Elasticidade Substituição (1)	Retorno de Escala	Coeficiente de Determinação	Teste de Hipótese da ES (2)		F (3)	D.W (4)
					ES = 0	ES = 1		
Transformação	14	.92 (.37)	.88	.77	R*	A	R*	I
Madeira	17	.81 (.21)	1.06	.80	R*	A	R*	1.62
Mobiliário	16	.81 (.11)	1.02	.93	R*	R*	R*	1.79
Couros e Peles	07	.36 (.24)	1.19	.89	R***	R*	R**	2.47
Têxtil	07	.48 (.18)	1.07	.86	R*	R*	R**	1.74
Vestuário	08	.43 (.11)	1.11	.94	R*	R*	R*	1.83
Alimentar	15	.85 (.20)	.97	.86	R*	A*	R*	1.75
Bebidas	12	.69 (.22)	1.18	.95	R*	R***	R*	1.88
Editorial e Gráfica	10	.44 (.26)	1.15	.88	R**	R*	R*	2.92

(1) Os valores entre parênteses constituem-se em erro-padrão das estimativas.

(2) R* = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância acima ou igual a 90%.

R** = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 80%.

R*** = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 70%.

A = Aceita-se a hipótese nula.

(3) R* = Rejeita-se a hipótese de que os coeficientes da regressão são nulos a um nível de significância de 99%.

R** = Rejeita-se a hipótese de que os coeficientes da regressão são nulos a um nível de significância de 95%.

(4) Aceita-se a hipótese de não-autocorrelação nos resíduos a um nível de significância de 95%.

I = Teste Inconclusivo.

FONTE PRIMÁRIA: F.IBGE - Censo Industrial - 1960.

TABELA 2
Estimativas da Elasticidade de Substituições (ES) por Ramos Industriais
1975

Indústrias	Tamanho da Amostra	Elasticidade Substituição (1)	Retorno de Escala	Coeficiente de Determinação	Teste de Hipótese da ES (2)		F (3)	D.W (4)
					ES = 0	ES = 1		
Transformação	14	.75 (.22)	1.06	.86	R*	R***	R*	1.96
Madeira	9	.76 (.22)	1.45	.79	R*	R***	R*	3.32
Mobiliário	18	.51 (.26)	1.13	.75	R*	R*	R*	1.45
Couros e Peles	11	.78 (.24)	1.03	.86	R*	A	R*	2.07
Têxtil	10	.76 (.49)	.96	.66	R**	R**	R*	1.56
Vestuário	8	.06 (.42)	1.08	.76	A	R*	R**	2.20
Alimentar	11	1.27 (.67)	1.05	.66	R*	A	R**	2.24
Bebidas	12	.08 (.54)	1.47	.72	A	R**	R*	2.65
Editorial e Gráfica	16	.43 (.224)	1.18	.72	R**	R*	R*	2.06

(1) Os valores entre parênteses constituem-se em erro-padrão das estimativas.

(2) R* = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância acima ou igual a 90%.

R** = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 80%.

R*** = Rejeita-se a hipótese nula a um nível de significância de 70%.

A = Aceita-se a hipótese nula.

(3) R* = Rejeita-se a hipótese de que os coeficientes da regressão são nulos a um nível de significância de 99%.

R** = Rejeita-se a hipótese de que os coeficientes da regressão são nulos a um nível de significância de 95%.

(4) Aceita-se a hipótese de não-autocorrelação nos resíduos a um nível de significância de 95%.

tituição entre o trabalho e o capital é igual ao coeficiente "b" na equação (3). Como a teoria econômica sugere duas formas extremas para uma função de produção CES, dependendo do valor da elasticidade de substituição, torna-se de interesse determinar o número de indústrias nas quais a elasticidade de substituição é significativamente diferente de "0" ou "1". A função de produção na qual a elasticidade de substituição for igual a "1" implica que uma redução de X% no preço relativo de um fator induzirá a uma alteração de X% na razão capital-trabalho.

Por outro lado, o caso da elasticidade de substituição igual a "0" é equivalente à condição de perfeita complementaridade entre os fatores de produção. A proporção entre os fatores nesse tipo de função de produção é fixa por relações técnicas e não pode ser alterada, mesmo diante de substanciais mudanças nos preços relativos dos fatores. Dessa forma, pode-se afirmar que, quanto mais distantes de "0" forem as estimativas para a elasticidade de substituição, maior vai ser o impacto do efeito substituição e, conseqüentemente, a tendência para que subsídios a um fator de produção impliquem elevação na intensidade do uso desse fator.

As duas hipóteses anteriores foram testadas e os resultados do teste "t", mostrados na coluna 6 das tabelas 1 e 2, podem ser melhor sintetizados da seguinte forma:

a) 1960

Hipóteses	Nível de confiança acima ou igual a			
	70%		80%	
	No. de Indústrias	%	No. de Indústrias	%
ES = 0	—	—	1	11.2
ES = 1	3	33.3	4	44.4
0 < ES < 1	6	66.7	4	44.4
ES > 1	—	—	—	—
	9	100	9	100

b) 1975

Hipóteses	Nível de confiança acima ou igual a			
	70%		80%	
	No. de Indústrias	%	No. de Indústrias	%
ES = 0	2	22.2	2	22.2
ES = 1	2	22.2	4	44.5
0 < ES > 1	5	55.6	3	33.3
ES > 1	—	—	—	—
	9	100	9	100

Em um total de 18 indústrias, nove em cada ano, três (duas a um nível de confiança de 70%)* apresentam elasticidade de substituição não significativamente diferente de zero; oito (cinco a um nível de confiança de 70%)** não diferem significativamente de um e em sete (onze a um nível de confiança de 70%*** os valores se situam entre um e zero.

O fato de a maioria das indústrias apresentarem elasticidade de substituição significativamente diferente de zero constitui-se num indicador da não-existência de coeficientes fixos de produção necessários para se evitarem “efeitos de substituição” adversos à mão-de-obra, quando de uma redução no preço relativo do capital através de subsídios ao investimento. Dessa forma, tomando-se por base o ano de 1975, tem-se que qualquer alteração nos preços dos fatores em favor do capital tenderia a induzir o seu uso de forma mais intensiva em todos os ramos industriais selecionados, à exceção apenas de Bebidas e Vestuários.

* Vestuário (1975), Bebidas (1975) e mais Couros e Peles (1960) quando se eleva o nível de confiança para 80%.

** Couros e Peles (1975), Alimentos (1960 e 1975), Transformação (1960), Madeira (1960) e mais Transformação (1975), Madeira (1975) e Bebidas (1960), quando se eleva o nível de confiança para 80%.

*** Mobiliário (1960 e 1975), Têxtil (1960 e 1975), Editorial e Gráfica (1960 e 1975), Vestuário (1960) e mais Transformação (1975), Madeira (1975), Couros e Peles (1960) e Bebidas (1960), quando se considera um nível de confiança de 70%.

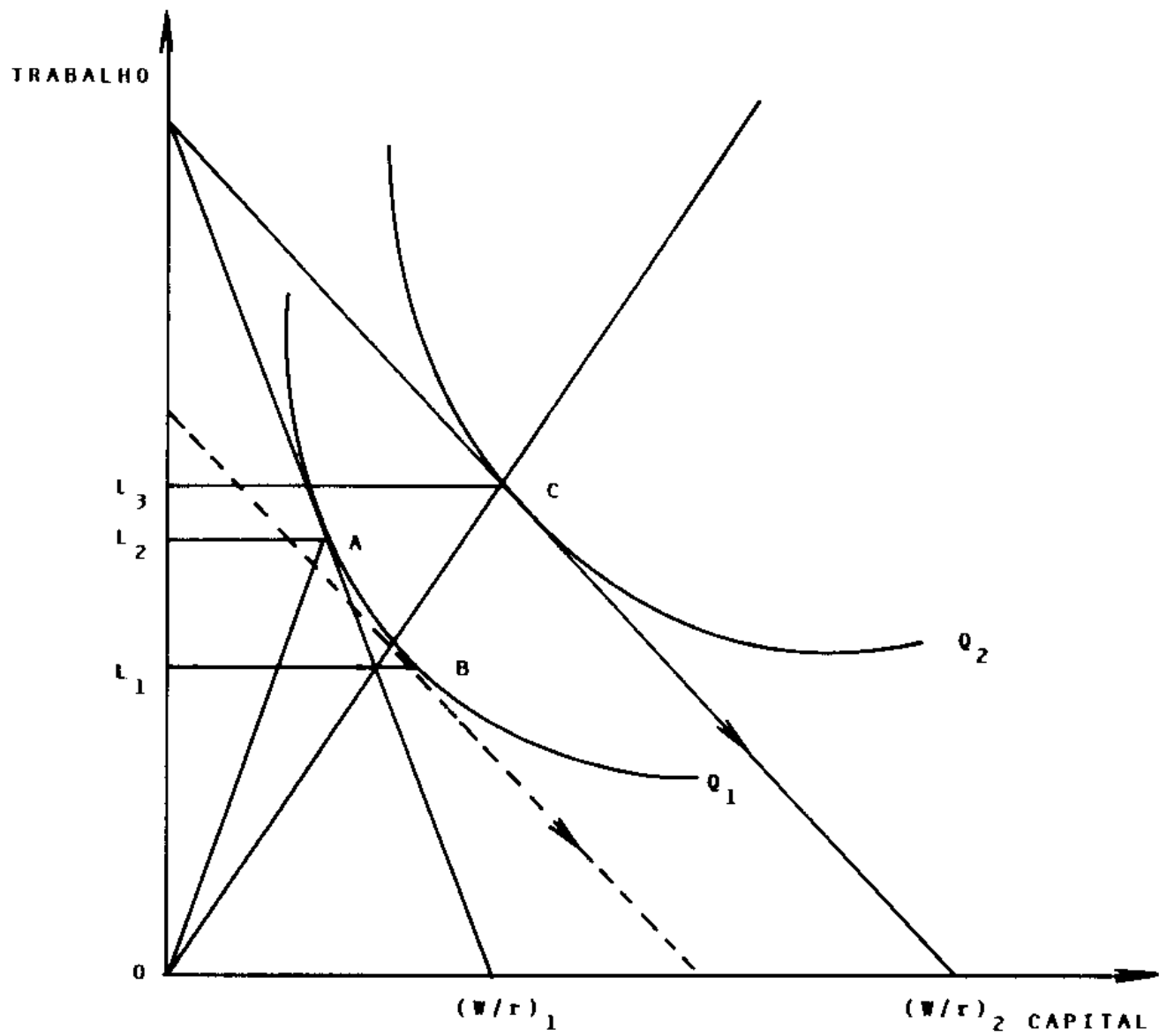


FIGURA 1
REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DOS EFEITOS SUBSTITUIÇÃO E PRODUÇÃO

Diagramaticamente, o impacto adverso do efeito substituição pode ser visualizado através da Figura 1. De acordo com essa figura temos que se os preços relativos se alteram de $(w/r)_1$ para $(w/r)_2$ como resultado de subsídios ao investimento, ocorre uma mudança na posição de equilíbrio da produção de "A" para "C". Nessa nova situação a produção aumentou do nível Q1 para o nível Q2, ao mesmo tempo que a quantidade de mão-de-obra sofreu um acréscimo de OL2 para OL3. Este acréscimo na mão-de-obra utilizada é consequência de dois efeitos: substituição e produção. O primeiro, de natureza perversa, resulta do "barateamento" do capital e está representado pelo movimento de "A" para "B", o qual envolve redução na quantidade de mão-de-obra de OL2 para OL1. O segundo é representado pelo movimento de "B" para "C", o que implica aumento na utilização da mão-de-obra de OL1 para OL3.

Uma vez que os subsídios a nível regional na economia brasileira têm privilegiado nitidamente o capital,* evidencia-se, a partir das nossas estimativas, a necessidade de se buscarem esquemas alternativos que possam oferecer todos os benefícios dos subsídios ao investimento (efeito produção), mas sem o impacto adverso do efeito substituição.

Outro aspecto relativo às Tabelas 1 e 2 diz respeito aos retornos de escala, cujas estimativas se encontram na coluna 4. Com base na equação (3) e no Apêndice 1 temos que o retorno de escala é calculado com base na seguinte expressão: $v = (1 - \sigma) / (1 - \sigma - c)$. Isto é, o retorno de escala é função da elasticidade de substituição (σ) e do coeficiente do valor adicionado (c). Dessa forma, para qualquer valor de v maior do que a unidade (retornos crescentes de escala), c é uma função linear decrescente de σ , com o oposto ocorrendo para retornos decrescentes da escala ($v < 1$). Podem-se identificar, então, dois casos especiais:

- a) quando $\sigma = 0$, isto é, existência de perfeita complementaridade entre os fatores, a totalidade da mudança na produtividade da mão-de-obra depende do coeficiente do valor adicionado (c);
- b) quando $\sigma = 1$, tem-se que a totalidade daquela mudança está associada à elasticidade de substituição. Esta situação pode ser melhor visualizada através da figura 2.

* Vide entre outros: GOODMAN et alii;⁷ BACHA et alii² e MACEDO¹².

R. econ. Nord., Fortaleza, v. 17, n. 2, p. 185-223, abr./jun. 1986

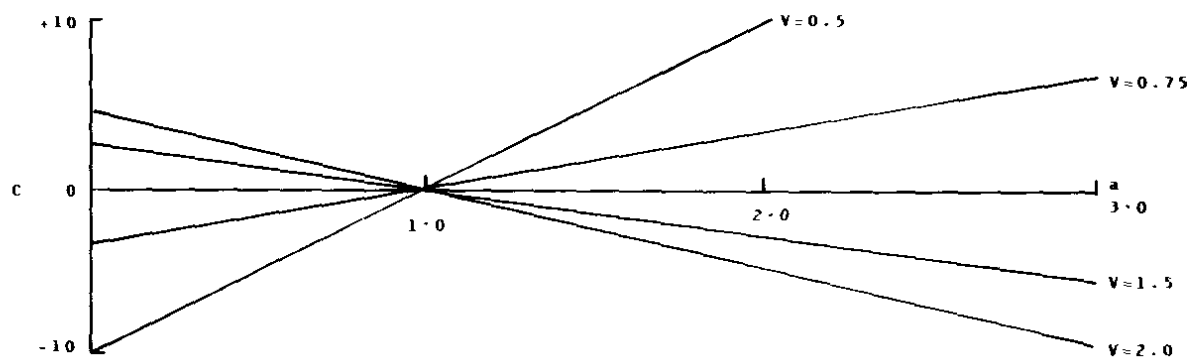


FIGURA 2
 RELAÇÃO ENTRE ELASTICIDADE DE SUBSTITUIÇÃO, COEFICIENTE DO VALOR ADICIONADO E RETORNO DE ESCALA

As estimativas obtidas para o retorno de escala mostram que, na grande maioria das indústrias selecionadas, prevalecem os retornos crescentes, o que está de acordo com resultados obtidos em outros estudos.* Verifica-se ainda que, de uma forma geral, houve um acréscimo generalizado nos retornos de escala entre 1960 e 1975. Uma vez que a inovação tecnológica é normalmente considerada como a principal fonte responsável por mudanças na escala de produção, tudo indica que os acréscimos no retorno de escala tendem a apresentar um impacto adverso sobre a demanda de mão-de-obra. Isto porque, via de regra, a inovação tecnológica é do tipo poupadora de mão-de-obra.

Por fim, com base na figura 2 e nas estimativas obtidas para a elasticidade de substituição e para o retorno de escala, parece que, para o ano de 1975, as indústrias de Vestuário, Bebidas, e, em menor escala, Editorial e Gráfica, teriam suas variações de produtividade mais associadas a diferenças regionais, no valor adicionado, do que a variações na proporção entre os fatores de produção.

A Tabela 3 detalha os parâmetros de substituição para os diversos ramos industriais selecionados em 1960 e 1975. Conforme explicitado na Seção 3 e no Apêndice 1, este parâmetro é uma simples função da elasticidade de substituição. Observa-se nessa Tabela que o parâmetro de substituição apresenta valores entre 0 e -1 apenas para a indústria alimentar (1975). Isto, segundo ARROW et alii (1) (p.230), implica uma elasticidade de substituição maior do que a unidade, o que, por sua vez, significa que a produtividade do trabalho tenderá a aumentar indefinidamente ao crescer a relação capital-trabalho e a se aproximar de um limite inferior positivo, quando essa relação se aproximar de zero.

Para as demais indústrias da Tabela 3 o parâmetro de substituição se situa entre os limites de 0 a ∞ , isto é, a elasticidade de substituição apresenta valores inferiores à unidade. Ainda segundo ARROW et alii(1)(p. 231) este é, empiricamente, o caso mais interessante à medida que, quando uma quantidade fixa de trabalho se saturar de capital, a produção por unidade de trabalho atingirá um limite superior; e quando uma dose fixa de capital se saturar de trabalho, a produtividade do trabalho tenderá para zero.

O fato de o parâmetro de substituição obtido para todas as indústrias ter sido superior a -1 implica que, diagramaticamente, as isoquantas da função estimada [equação (1)] apresentarão a curvatura habitual (Figura 1).

* Vide por exemplo: HARRIS¹⁰ e DIXON & THIRLWALL.⁵

TABELA 3
Parâmetro de Substituição

Indústrias	1960	1975
Transformação	.087	.333
Madeira	.235	.321
Mobiliário	.235	.961
Couros e Peles	1.747	.28
Têxtil	1.096	.316
Vestuário	1.33	14.87
Alimentação	.176	-.214
Bebidas	.441	11.5
Editorial e Gráfica	1.288	1.326

FONTE PRIMÁRIA: F.IBGE – Censo Industrial, 1960/75.

Porém, no caso da indústria Alimentar (1975), as isoquantas interceptarão os eixos relativos ao capital e ao trabalho, já que o parâmetro de substituição é menor do que zero; para as demais indústrias, pelo fato de $\alpha > 0$, as isoquantas se aproximarão assintoticamente dos respectivos eixos (ARROW et alii, (1) (p. 231).

Nas tabelas 4 e 5 são apresentados os valores estimados para o parâmetro de distribuição (δ) relativos aos ramos industriais de diversos Estados. Conforme enfatizado em ARROW et alii(1)(p. 233), a hipótese de relativa constância do parâmetro de distribuição em uma função de produção CES fez com que fossem eliminados, em cada indústria, aqueles Estados cujas estimativas apresentavam grande dispersão em relação ao valor médio de todos os Estados.

Conforme salientado em MUNHOZ(14)(p. 23):

“O fenômeno foi atribuído ao fato de que, em realidade, a indústria em tais regiões estaria incorporando tecnologia sem similaridade com a grande maioria dos Estados, não se prestando, assim, a estudo comparativo que pressupunha diferenças devidas a fatores outros, gerando uma eficiência (neutra) distinta em cada região. Evidentemente, em muitos casos é possível que o mau comportamento do parâmetro de distribuição seja devido a problemas relacionados à deficiência dos dados estatísticos.”

Os valores encontrados para os coeficientes de variação relativos às diversas indústrias se mostraram relativamente baixos para o ano de 1960, com exceção da indústria de Vestuário. Já para 1975 os valores foram significativamente mais baixos.

No que diz respeito à evolução do parâmetro de distribuição entre 1960 e 1975, pode-se verificar, através da Tabela 6, que mostra os valores médios desse parâmetro para cada ramo industrial selecionado, a ocorrência de um acréscimo no valor de δ , com exceção da indústria de Alimentos que praticamente manteve o mesmo valor.

A princípio, tudo indica que o aumento no valor de δ entre 1960 e 1975 estaria a indicar um aumento na participação do fator trabalho no produto. Isso estaria de acordo com os resultados obtidos para a elasticidade de substituição. Ou seja, seria de esperar que os subsídios ao fator capital aliado à rigidez salarial, determinada pelo salário institucional e pela remunera-

TABELA 4
Parâmetro de Distribuição - 1960

Estados	Indústrias	Transformação	Madeira	Mobiliário	Couros e Peles	Têxtil	Alimentar	Vestuário	Bebidas	Editorial e Gráfica
AL		.565	.374	-	.027	.053	.555	.013	-	-
AM		-	-	.323	-	-	.654	-	-	.047
BA		.636	-	.383	-	-	.580	.014	.431	-
CE		.656	.450	.367	.032	-	.556	-	-	.060
ES		.494	.390	.371	-	-	.615	-	.422	.045
GO		-	.551	-	-	.086	-	-	-	-
MA		-	.478	-	-	-	-	-	-	-
MT		-	.545	-	-	-	-	-	.403	.059
MG		.529	.458	.364	.032	.058	.621	.014	.411	.042
PA		.600	.411	.330	.020	-	.621	.017	.400	-
PB		.644	.588	.320	-	-	.564	-	.369	.053
PE		.582	.437	.258	-	-	-	.025	-	.038
PI		.516	-	.331	-	.062	.478	.025	.373	.058
PR		-	.428	.238	-	-	-	-	.454	-
RN		-	.478	.345	-	-	.537	-	-	-
RS		.541	.516	.321	.031	-	.596	-	.438	-
RJ		.480	.272	.266	-	.067	.481	-	.393	.037
SC		.437	.363	.157	.042	.052	.575	.021	.386	-
SP		.498	.307	.247	.042	.080	.581	.027	.446	.068
SE		.428	.322	.350	-	-	.532	-	-	-
C.V. ⁽¹⁾		.136	.206	.198	.238	.205	.087	.291	.068	.207

(1) Coeficiente de Variação = Desvio-padrão/Média.

FONTE PRIMÁRIA: FIBGE - Censo Industrial, 1960.

TABELA 5
Parâmetro de Distribuição – 1975

Estados	Indús- trias	Transfor- mação	Madeira	Mobiliário	Couros e Peles	Têxtil	Vestuário	Alimentar	Bebidas	Editorial e Gráfica
AL	–	–	–	–	–	.879	–	–	–	.968
AM	–	–	.890	.943	–	–	–	.513	1.00	.982
BA	.928	.766	.914	–	–	.873	–	–	1.00	.993
CE	.878	–	.952	–	–	–	1.00	–	1.00	.988
ES	.896	.860	.960	–	–	.883	–	–	–	.973
GO	.915	–	.958	–	.824	–	1.00	.612	1.00	.922
MA	–	–	.955	–	.889	.888	–	–	–	.990
MT	–	.818	–	–	–	–	–	.516	–	.998
MG	.896	–	.957	–	.724	.888	1.00	.598	1.00	.992
PA	–	.852	.955	–	–	–	–	.550	–	–
PB	.925	–	.960	–	.853	–	1.00	–	1.00	–
PE	.919	–	.960	–	.768	.933	1.00	–	1.00	.987
PI	–	–	.971	–	.790	.901	–	.582	1.00	.990
PR	.925	–	.948	–	–	–	1.00	–	–	.990
RN	.902	–	.927	–	.818	–	–	–	–	–
RS	.883	.803	.964	–	.810	.840	–	.563	1.00	.987
RJ	.908	.801	.940	–	.806	.865	1.00	.522	1.00	–
SC	.884	.835	.963	–	.826	–	–	.621	1.00	.983
SP	.897	.867	.960	–	.768	.858	1.00	.579	1.00	.996
SE	.903	–	.973	–	–	–	–	.552	–	.994
C.V. ⁽¹⁾	.018	.047	.015	–	.055	.029	0	.070	0	.008

(1) Coeficiente de Variação = Desvio-padrão/Média.

FONTE PRIMÁRIA: FIBGE – Censo Industrial, 1975.

ração indireta da mão-de-obra,* implicasse acréscimo na participação da mão-de-obra na renda, já que em uma função de produção caracterizada por $\sigma < 1$, a substituição não ocorre na mesma proporção das mudanças nos preços relativos dos fatores. No único caso em que a elasticidade se mostrou superior à unidade (Alimentos) e, conseqüentemente, a substituição entre os fatores seria mais do que proporcional às mudanças nos preços relativos, ocorreu coerentemente uma redução no parâmetro de distribuição. No entanto, conforme salientado em ARROW et alii(1)(p. 246) pode ser que em uma função de produção CES a ocorrência de progresso técnico tenda a contrabalançar uma possível maior participação da mão-de-obra no produto. Neste sentido, os acréscimos nos retornos de escala entre 1960 e 1975 (Tabelas 1 e 2), provavelmente ligados à ocorrência de progressos técnicos, corroboraria a afirmativa anterior.

TABELA 6
PARÂMETRO DE DISTRIBUIÇÃO (δ): VALORES MÉDIOS

INDÚSTRIA	1960	1975
Transformação	.543	.904
Madeira	.433	.832
Mobiliário	.311	.953
Couros & Peles	.032	.807
Têxtil	.065	.881
Vestuário	.020	1.000
Alimentos	.570	.564
Bebidas	.411	1.000
Editorial e Gráfica	.051	.983

FONTE: Tabelas 4 e 5.

Por fim, o último aspecto da função de produção CES a ser analisado diz respeito ao parâmetro de eficiência. As estimativas para os diferentes níveis de eficiência relativa nos Estados e ramos industriais selecionados encontram-se nas tabelas 7 (1960) e 8 (1975).

* Maiores detalhes a este respeito podem ser vistos em BACHA² et alii.

TABELA 7
Parâmetro de Eficiência - 1960

Estados	Indústrias	Transformação	Madeira	Mobiliário	Couros e Peles	Têxtil	Vestuário	Alimentar	Bebidas	Editorial e Gráfica
AL	.29	.216	-	-	.054	.112	.082	.446	-	-
AM	-	-	-	.230	-	-	-	.878	-	.062
BA	.503	-	-	.229	-	-	.063	.430	.524	-
CE	.355	.286	-	.300	.047	-	-	.378	-	.065
ES	.149	.164	-	.191	-	-	-	.297	.152	.042
GO	-	.261	-	-	-	.095	-	-	-	-
MA	-	.202	-	-	-	-	-	-	-	-
MT	-	.360	-	-	-	-	-	-	.113	.078
MG	.366	.260	-	.219	.056	.088	.058	.416	.141	.047
PA	.305	.200	-	.254	.039	-	.075	.433	.124	-
PB	.504	.192	-	.152	-	-	-	.322	.091	.071
PE	.444	.251	-	.182	-	-	.080	-	-	.079
PI	.265	-	-	.250	-	.067	.072	.292	.119	.064
PR	-	.110	-	.127	-	-	-	-	.204	-
RN	-	.267	-	.198	-	-	-	.267	-	-
RS	.502	.340	-	.281	.056	-	-	.502	.185	-
RJ	.543	.217	-	.280	-	.100	-	.528	.169	.060
SC	.239	.180	-	.100	.080	.093	.064	.435	.087	-
SP	.569	.208	-	.284	.044	.104	.082	.582	.128	.071
SE	.138	.126	-	.181	-	-	-	.223	-	-

FONTE PRIMÁRIA: FIBGE - Censo Industrial, 1960.

TABELA 8
Parâmetro de Eficiência – 1975

Estados	Indústrias	Transformação	Madeira	Mobiliário	Couros e Peles	Têxtil	Vestuário	Alimentar	Bebidas	Editorial e Gráfica
AL	–	–	–	–	–	3.009	–	–	–	.848
AM	–	.024	1.827	–	–	–	–	.226	.177	.721
BA	.776	.118	1.582	–	–	3.280	–	–	.535	.373
CE	1.301	–	.794	–	–	–	1.201	–	.305	.359
ES	1.184	.058	.684	–	–	2.146	–	–	–	.995
GO	.938	–	.588	2.116	–	–	1.049	1.423	.728	.512
MA	–	–	.937	.236	3.105	–	–	–	–	.363
MT	–	.064	–	–	–	–	–	1.701	–	1.430
MG	1.002	–	.604	3.698	3.280	.848	1.478	.240	.243	–
PA	–	.073	.540	–	–	–	–	1.846	–	–
PB	.878	–	.534	1.560	–	1.395	–	–	.343	–
PE	1.181	–	.664	2.225	3.209	.959	–	–	.379	.369
PI	–	–	.941	1.828	2.153	–	1.321	.543	.312	–
PR	1.006	–	1.288	–	–	1.915	–	–	.590	–
RN	1.334	–	.926	2.943	–	–	–	–	–	–
RS	1.441	.073	.985	3.542	4.722	–	2.140	.247	.406	–
RJ	1.354	.247	1.286	4.181	3.755	.668	1.997	.514	–	–
SC	1.316	.054	.717	1.726	–	–	1.821	.596	.459	–
SP	1.392	.048	.896	3.322	4.223	.774	1.636	.278	.273	–
SE	1.000	–	1.002	–	–	–	–	1.242	–	.377

FONTE PRIMÁRIA: FIBGE – Censo Industrial, 1975.

TABELA 9
Distribuição dos Estados
por Grupos de Eficiência
1960

Indústria	1o. Grupo Maior Eficiência	2o. Grupo Eficiência Média	3o. Grupo Menor Eficiência
1. Transformação	SP, RJ, PB, BA, RS	PE, MG, CE, PA, AL, PI, SC	ES, SE
2. Madeira	MT, RS	CE, RN, GO, MG, PE, RJ, AL, SP, MA, PA, PB, SC	ES, SE, PR
3. Mobiliário	CE, SP, RS, RJ	PA, PI, AM, BA, MG	RN, ES, PE, SE, PB, PR, SC
4. Couros e Peles	SC	RS, MG, AL, CE, SP	PA
5. Têxtil	AL, SP, RJ	GO, SC, MG	PI
6. Vestuário	SP, AL, PE	PA, PI	SC, BA, MG
7. Alimentos	AM, SP, RJ, RS	AL, SC, PA, BA, MG, CE	PB, ES, PI, RN, SE
8. Bebidas	BA, PR	RJ, ES, MG, SP, RS, PA, PI, MT	PB, SC
9. Editorial e Gráfica	PE, MT, SP, PB	CE, PI, AM, RJ	MG, ES
Frequência dos Estados:			
1) O primeiro nú- mero indica a fre- quência do Estado no Grupo de Efi- ciência	SP — 6 (9) RJ — 4 (7) RS — 4 (6) BA — 2 (5) PB — 2 (6) MT — 2 (3)	MG — 7 (9) PA — 6 (7) PI — 5 (7) RN — 1 (3) GO — 2 (2) MA — 1 (1)	SE — 4 (4)
2) O número entre parênteses indica a frequência do Estado na amostra total	CE — 1 (6) SC — 1 (8) AL — 2 (6) PE — 2 (5) AM — 1 (3) PR — 1 (3)	ES — 1 (6)	

FONTE: Tabela 7.

Adotando-se o mesmo procedimento de MUNHOZ(14)(pp. 36-7) alinharam-se nas tabelas 9 (1960) e 10 (1975) os grupos de Estados de acordo com os diferentes níveis de eficiência. Comparando-se as duas tabelas verifica-se que ao longo daqueles 15 anos ocorreu, em termos gerais, um acréscimo no nível da eficiência industrial em alguns Estados. Isto porque, entre 1960 e 1975, o número de Estados classificados como de "menor eficiência" sofre redução de cinco para um.*

Especificamente com relação a 1975, observa-se (Tabela 10) que:

- a) o Estado do Rio de Janeiro foi classificado como de maior eficiência em quase todas as indústrias nas quais seus dados foram considerados;
- b) nos Estados de São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná a classificação das indústrias por níveis de eficiência se distribuiu igualmente entre os grupos de "maior eficiência" e de "eficiência média";
- c) os Estados de Minas Gerais, Pernambuco, Santa Catarina, Rio Grande do Norte, Alagoas, Sergipe, Piauí, Mato Grosso e Goiás. figuram no grupo de "eficiência média";
- d) no Estado do Pará a classificação das indústrias por níveis de eficiência se distribuiu igualmente entre os grupos de "maior eficiência", de "eficiência média" e de "menor eficiência";
- e) no Estado da Bahia houve uma maior concentração das indústrias nos dois grupos extremos de eficiência, isto é, de "maior eficiência" e de "menor eficiência";
- f) nos Estados de Espírito Santo, Amazonas, Maranhão, Ceará e Paraíba a classificação das indústrias por níveis de eficiência se distribuiu igualmente entre os grupos de "eficiência média" e "menor eficiência".

Com relação à classificação anterior deve-se salientar que, à parte, os maiores níveis de eficiência inerentes ao Rio de Janeiro, e mesmo São Paulo e Rio Grande do Sul, e alguns outros Estados sobressaíram em determinados ramos industriais. Dentre esses têm-se:

* Adotou-se como critério de classificação a razão entre a frequência do Estado no grupo de eficiência e a frequência do Estado na amostra total. De acordo com o resultado ($\geq 50\%$), chegou-se às diferentes classificações de eficiência.

TABELA 10
Distribuição dos Estados
por Grupos de Eficiência
1975

Indústria	1o. Grupo Maior Eficiência	2o. Grupo Eficiência Média	3o. Grupo Menor Eficiência
1. Transformação	RS, SP, RJ	RN, SC, CE, ES, PE, PR, MG, SE	GO, PB, BA
2. Madeira	RJ, BA	RS, PA, MT, ES, SC, SP	AM
3. Mobiliário	AM, BA, PR, RJ	SE, RS, PI, MA, RN, SP	CE, SC, ES, PE, MG, GO, PA, PB
4. Couros e Peles	RJ, MG, RS, SP	RN, PE, GO, PI, SC, PB	MA
5. Têxtil	RS, SP	RJ, MG, BA, PE, MA, AL	PI, ES
6. Vestuário	PR, PB, CE	GO, PE, MG, SP, RJ	
7. Alimentos	RS, RJ, PA, SC	MT, SP, MG, GO, PI, SE	AM
8. Bebidas	GO, SC, PI, BA RJ	PE, PB, CE, SP, RS, MG, AM	
9. Editorial e Gráfica	MT, ES	AL, AM, PR, GO, RS, SC	SE, BA, PE, MA, CE, PI, SP, MG
<p>Frequência dos Estados:</p> <p>1) O primeiro número indica a frequência do Estado no Grupo de Eficiência</p> <p>2) O número entre parênteses indica a frequência do Estado na amostra total.</p>	<p>SP — 3 (9)</p> <p>RJ — 6 (8)</p> <p>RS — 4 (8)</p> <p>AM — 1 (5)</p> <p>ES — 1 (5)</p> <p>BA — 3 (6)</p> <p>PR — 2 (4)</p> <p>MG — 1 (8)</p> <p>PI — 1 (6)</p> <p>PB — 1 (5)</p> <p>MT — 1 (3)</p> <p>PB — 1 (3)</p> <p>SC — 2 (7)</p> <p>GO — 2 (7)</p> <p>CE — 1 (5)</p>	<p>PE — 5 (7)</p> <p>RN — 3 (3)</p> <p>SE — 3 (4)</p> <p>MA — 2 (4)</p> <p>AL — 2 (2)</p>	

FONTE: Tabela 8.

- a) Amazonas: indústria de Mobiliário;
- b) Minas Gerais: indústria de Couros, Peles e Produtos Similares;
- c) Pará e Santa Catarina: indústria de Alimentos;
- d) Bahia: indústrias de Bebidas, Madeira e Mobiliário;
- e) Paraná: indústrias de Mobiliário e Vestuário;
- f) Mato Grosso e Espírito Santo: indústria Editorial e Gráfica;
- g) Goiás, Santa Catarina e Piauí: indústria de Bebidas;
- h) Paraíba e Ceará: indústria de Vestuário.

A fim de se ter uma idéia da evolução da eficiência nos diversos Estados, ao longo do tempo, estimou-se na Tabela 11 um coeficiente de eficiência relativa, o qual resulta da razão entre os níveis de eficiência de cada Estado e o de São Paulo (considerado como de valor padrão). Levaram-se em conta apenas as indústrias de Transformação, Madeira, Mobiliário, Alimentos, Bebidas e Editorial e Gráfica dada a necessidade de se ter o mesmo Estado em cada um dos anos selecionados. Conforme salientado por MUNHOZ(14) (p. 38):

“No que toca à indústria de Transformação, ainda que reconhecido que o grau de significação das conclusões fica reduzido, porque os dados ponderam implicitamente indústrias mais e menos eficientes, é possível chegar-se a algumas observações, que, de qualquer modo, permitem alguma idéia sobre o comportamento, no tempo, da indústria de Transformação como um todo, em cada região, em termos de ampliação do grau de eficiência, ou, mais corretamente, da redução do distanciamento com relação ao que se convencionou chamar de eficiência-padrão”.

De acordo com a Tabela 11, foi possível detectar as seguintes mudanças nos níveis de eficiência relativa entre 1960 e 1975:

TABELA 11
Níveis de Eficiência Relativa: 1975-1960

Estados	Indústrias	Transformação		Madeira		Mobiliário		Alimentos		Bebidas		Editorial e Gráfica	
		1975	1960	1975	1960	1975	1960	1975	1960	1975	1960	1975	1960
AM	-	-	-	-	2.04	.81	.14	1.51	-	-	2.64	.87	
BA	.56	.88	-	-	1.76	.81	-	-	1.92	4.09	-	-	
CE	.93	.62	-	-	.88	1.06	-	-	-	-	1.32	.91	
ES	.85	.26	1.21	.79	.76	.67	-	-	-	-	3.64	.59	
MT	-	-	1.33	1.73	-	-	-	-	-	-	5.24	1.10	
MG	.72	.64	-	-	.67	.77	.90	.72	.86	1.10	.89	.66	
PA	-	-	1.52	.96	.60	.89	1.13	.74	-	-	-	-	
PB	.63	.88	-	-	.60	.54	-	-	1.23	.71	-	-	
PE	.85	.78	-	-	.74	.64	-	-	-	-	1.35	1.11	
PI	-	-	-	-	1.05	.88	.81	.50	1.95	.93	1.14	.90	
PR	-	-	-	-	1.44	.45	-	-	-	-	-	-	
RN	-	-	-	-	1.03	.70	-	-	-	-	-	-	
RS	1.62	.88	1.52	1.63	1.10	.99	1.31	.86	.89	.97	-	-	
RJ	.97	.95	5.14	1.04	1.43	.99	1.22	.91	1.85	1.32	-	-	
SC	.94	.42	1.12	.86	.80	.35	1.11	.75	2.14	.68	-	-	
SP	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
SE	.72	.24	-	-	1.12	.64	.76	.38	-	-	-	-	

FONTE: Tabelas 7 e 8.

a) Indústria de Transformação:

- i) Estados que apresentaram acréscimos no nível de eficiência relativa: Ceará, Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Sergipe. Nesse grupo merece destaque o desempenho do Rio Grande do Sul, onde se verificou o maior acréscimo de eficiência relativa, o que levou esse Estado a suplantar o nível de eficiência vigente em São Paulo em 1975;
- ii) Estados que apresentaram decréscimos no nível de eficiência relativa: Bahia e Paraíba;
- iii) Estados que mantiveram praticamente o mesmo nível de eficiência relativa: Rio de Janeiro e Pernambuco.

b) Indústria de Madeira:

- i) Estados que apresentaram acréscimo nos níveis de eficiência relativa: Espírito Santo, Pará, Santa Catarina e, especialmente, Rio de Janeiro;
- ii) Estados que apresentaram decréscimos no nível de eficiência relativa: Mato Grosso e Rio Grande do Sul.

c) Indústria Mobiliária:

- i) Estados que apresentaram acréscimos no nível de eficiência relativa: Amazonas, Bahia, Espírito Santo, Pernambuco, Piauí, Paraná, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, Rio de Janeiro, Santa Catarina e Sergipe. Nesse ramo industrial destacaram-se os Estados do Amazonas, do Paraná e da Bahia;
- ii) Estados que sofreram decréscimos no nível de eficiência relativa: Ceará, Minas Gerais e Pará;
- iii) Estados que mantiveram o mesmo nível de eficiência relativa: Paraíba.

d) Indústria de Alimentos:

- i) Acréscimos no nível de eficiência relativa: Minas Gerais, Pará, Piauí, Rio de Janeiro, Santa Catarina, Sergipe e, especialmente, Rio Grande do Sul;
- ii) Decréscimos no nível de eficiência relativa: Amazonas.

e) Indústria de Bebidas:

- i) Acréscimos no nível de eficiência relativa: Bahia, Paraíba, Rio de Janeiro e, principalmente, Santa Catarina e Piauí;
- ii) Decréscimos no nível de eficiência relativa: Minas Gerais e Rio Grande do Sul.

f) Indústria Editorial e Gráfica:

- i) Acréscimos no nível de eficiência relativa: Amazonas, Ceará, Espírito Santo, Minas Gerais, Pernambuco, Piauí e, especialmente, Mato Grosso.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. ARROW, K.; CHENERY, H.; MINHAS, B. & SOLOW, R. Capital labor substitution and economic efficiency. **The Review of Economics and Statistics**. 43(3), Aug. 1961.
2. BACHA, E. et alii. **Encargos trabalhistas e absorção de mão-de-obra**. IPEA: Coleção Relatórios de Pesquisa, nº 12. Rio de Janeiro, IPEA, 1972. (Coleção relatórios de pesquisa, 12).
3. BROWN, M. **On the theory and measurement of technological change**. Cambridge, The University Press, 1966.
4. BUCK, T. & ATKINS, M. Capital subsidies and unemployed labour, a regional production function approach. **Regional Studies**. 10, 1976.
5. DIXON, R. & THIRLWALL, A. **Regional growth and unemployment in the United Kingdom**. London, The Macmillan Press, 1975.
6. FELDSTEIN, M. Alternative methods of estimating a CES production function for Britain. **Economics**, 34(136), nov. 1975.
7. GOODMAN, D. et alii. Os Incentivos financeiros à industrialização do Nordeste e a escolha de tecnologias. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 1(2), dez.1971.
8. GRILICHES, Z. Production functions in manufacturing: some preliminary results. In: **The Theory and empirical analysis of production**. New York, Columbia University Press, 1967.
9. ——— . & RINGSTAD, V. **Economies of scale and the form of the production function: an econometric study of Norwegian manufacturing establishment data**. Amsterdam, North-Holland Publishing, 1971.

10. HARRIS, R. Estimates of inter-regional differences in production in the United Kingdom, 1968-78. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 44(3), Aug. 1982.
11. HEATHFIELD, D. **Production functions**. London, The Macmillan Press, 1971.
12. MACEDO, R. **Models of the demand for labour and the problem of labour absorption in the brazilian manufacturing sector**. s.l., Harvard University, 1974. (Tese Doutor)
13. MOURA, H. Diferenças inter-regionais na eficiência das atividades industriais. **Revista Econômica do Nordeste**. 1(2), out./dez.1969.
14. MUNHOZ, D. **Diferenças inter-regionais na eficiência industrial**. s.l., UNB, 1972. (Textos para Discussão n. 4.)

Apêndice I

Derivação da Equação de Regressão para se Estimar a Função de Produção CES

A função de produção CES pode ser especificada da seguinte forma:*

$$Y = E [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta) L^{-\alpha}]^{-v/\alpha} \quad \textcircled{I}$$

onde:

- Y = valor adicionado,
- K = capital,
- L = mão-de-obra,
- E = parâmetro de eficiência,
- α = parâmetro de substituição,
- δ = parâmetro de distribuição ou intensidade, e
- v = parâmetro de escala ou homogeneidade.

Diferenciando \textcircled{I} em relação à mão-de-obra obtém-se a seguinte expressão representativa do produto marginal do trabalho:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Y}{\partial L} &= \frac{-vE}{\alpha} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{(-v/\alpha)-1} [-\alpha(1-\delta)L^{-\alpha-1}] = \\ &= vE(1-\delta)L^{-\alpha-1} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{-(v/\alpha)-1} \end{aligned}$$

Como $\frac{\partial Y}{\partial L} = w$ (taxa salarial) de acordo com a teoria da produtividade marginal, vem:

$$w = vE(1-\delta)L^{-\alpha-1} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{-(v/\alpha)-1} \quad \textcircled{II}$$

* Esta formulação para a CES foi originalmente proposta em: ARROW et alii.¹

Substituindo a equação (I) em (II) temos:

$$w = v(1-\delta)L^{-\alpha-1}Y [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{-1} \quad \text{(III)}$$

A equação (III) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$w = vE^{-\alpha/v}(1-\delta)L^{-\alpha-1}Y Y^{\alpha/v} \quad \text{(IV)}, \text{ uma vez que}$$

$$[\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{-1} = Y^{\alpha/v} E^{-\alpha/v}, \text{ com base na equação (I).}$$

Multiplicando ambos os lados da equação (IV) por Y^α vem:

$$Y^\alpha w = vE^{-\alpha/v}(1-\delta)L^{-(1+\alpha)}Y^{(1+\alpha)}Y^{\alpha/v} \quad \text{(V)}$$

Rearranjando a equação (V) e dividindo por Y^α vem:

$$\begin{aligned} w &= E^{-\alpha/v} v(1-\delta) (Y/L)^{1+\alpha} Y^{(\alpha/v)} - a \quad \therefore (Y/L)^{1+\alpha} = \\ &= E^{\alpha/v} v^{-1} (1-\delta)^{-1} w Y^{\alpha-\alpha/v} \end{aligned} \quad \text{(VI)}$$

Como $\alpha - \alpha/v = \alpha(1 - \frac{1}{v}) = \alpha(\frac{v-1}{v})$, a equação (VI) se transforma em:

$$(Y/L)^{1+\alpha} = E^{\alpha/v} v^{-1} (1-\delta)^{-1} w Y^\alpha (\frac{v-1}{v}) \quad \text{(VII)}$$

Calculando o logaritmo da equação (VII) vem:

$$(1+\alpha) \log Y/L = \log [E^{\alpha/v} v^{-1} (1-\delta)^{-1}] + \log w + \alpha (\frac{v-1}{v}) \log Y \quad \therefore$$

$$\therefore \log Y/L = \frac{1}{1+\alpha} \log [E^{\alpha/v} v^{-1} (1-\delta)^{-1}] + \frac{1}{1+\alpha} \log w +$$

$$+ (\frac{\alpha}{1+\alpha}) (\frac{v-1}{v}) \log Y \quad \text{(VIII)}$$

Dessa forma, a equação de regressão para o cálculo do “parâmetro de substituição” e do “parâmetro de escala” pode ser representada por:

$$\log(Y/L) = a + b \log w + c \log Y, \text{ onde}$$

$$a = \frac{1}{1+\alpha} \log [E^{\alpha/v} v^{-1} (1-\delta)^{-1}],$$

$$b = \frac{1}{1+\alpha}, e$$

$$c = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right) \left(\frac{v-1}{v} \right)$$

Por sua vez, o parâmetro de eficiência pode ser expresso através de simples manipulação da equação VIII.

$$\frac{1}{(1+\alpha)} \frac{\alpha}{v} \log E = \log(Y/L) - \frac{1}{(1+\alpha)} \log w - \left[\frac{\alpha}{(1+\alpha)(v-1)/v} \right] \log Y +$$

$$+ \frac{1}{1+\alpha} [\log v + \log(1-\delta)]$$

$$\therefore \log E = \frac{\log(Y/L) - \frac{1}{(1+\alpha)} \log w - \left[\frac{\alpha}{(1+\alpha)(v-1)/v} \right] \log Y +}{\left[\frac{1}{(1+\alpha)} \right] \left[\frac{\alpha}{v} \right]} +$$

$$+ \frac{\log v + \log(1-\delta)}{\alpha / v}$$

Apêndice 2

Derivação da Equação para se Estimar o Parâmetro de Distribuição na Função de Produção CES

Com base no “Apêndice 1”, vimos que o produto marginal do trabalho e do capital pode ser expresso da seguinte forma:

$$w = \frac{\partial Y}{\partial L} = vE(1-\delta)L^{-\alpha-1} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{(-v/\alpha)-1} \quad (\text{I})$$

$$r = \frac{\partial Y}{\partial K} = vE\delta K^{-\alpha-1} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{(-v/\alpha)-1} \quad (\text{II})$$

Dividindo-se a equação (I) pela equação (II) vem:

$$\frac{w}{r} = \frac{1-\delta}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{1+\alpha}$$

$$\therefore \frac{wL}{rK} = \frac{1-\delta}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \quad (\text{III})$$

Para efeito de cálculo admite-se que $rK = Y - W$. Como $wL = W$, a equação (III) se transforma em:

$$\frac{W}{Y-W} = \frac{1-\delta}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha}$$

$$\therefore \delta = (1-\delta) \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{Y-W}{W}\right)$$

$$\therefore \delta = \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{Y-W}{W}\right) - \delta \left[\left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{Y-W}{W}\right)\right]$$

$$\therefore \delta = \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{Y-W}{W}\right) / \left[1 + \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \left(\frac{Y-W}{W}\right)\right]$$

Apêndice 3

Derivação da Elasticidade de Substituição na Função de Produção CES

A elasticidade de substituição é definida como a razão entre a mudança percentual na proporção dos fatores de produção e a mudança percentual nos preços relativos dos fatores. Com base na teoria da produtividade marginal tem-se que a razão entre o produto marginal do capital e o produto marginal do trabalho, isto é, a taxa marginal de substituição entre trabalho e capital, é igual à razão entre os preços relativos desses fatores.* Intuitivamente, essa medida procura mensurar a possibilidade de substituição entre dois fatores de produção.

Dessa forma, temos a seguinte expressão para a elasticidade de substituição:

$$\sigma = \frac{d(K/L)}{K/L} \times \frac{(dK/dL)}{d(dK/dL)} \quad \textcircled{I}$$

onde:

K = capital

L = mão-de-obra

dK = produto marginal do capital

dL = produto marginal do trabalho

Conforme explicitado no "Apêndice 1", a função de produção CES é expressa da seguinte forma:

$$Y = E [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}]^{-v/\alpha}$$

$$\therefore Y^{-\alpha/v} = E^{-\alpha/v} [\delta K^{-\alpha} + (1-\delta)L^{-\alpha}] \quad \textcircled{II}$$

* Maiores considerações a este respeito podem ser vistas em: BROWN³ (pp. 18-19).

Fixando "Y" em um nível arbitrário \bar{Y} e diferenciando (I) em relação a K e L, temos:

$$0 = -\alpha E^{-\alpha/v} \delta K^{-\alpha-1} dK - \alpha E^{-\alpha/v} (1-\delta) L^{-\alpha-1} dL$$

$$\therefore \frac{dK}{dL} = - \frac{(1-\delta) L^{-(1+\alpha)}}{\delta K^{-(1+\alpha)}} = - \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{1+\alpha} \quad \text{(III)}$$

$$\therefore \frac{dK/dL}{K/L} = - \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \quad \text{(IV)}$$

Diferenciando (III) em relação a (K/L), temos:

$$d\left(\frac{dK}{dL}\right) = - (1+\alpha) \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} d\left(\frac{K}{L}\right)$$

$$\therefore \frac{d(dK/dL)}{d(K/L)} = - (1+\alpha) \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha} \quad \text{(V)}$$

Substituindo (IV) e (V) em I, vem:

$$\sigma = \frac{- \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha}}{- (1+\alpha) \frac{(1-\delta)}{\delta} \left(\frac{K}{L}\right)^{\alpha}}$$

$$\therefore \sigma = \frac{1}{1+\alpha}$$

Logo, a elasticidade de substituição em uma função de produção do tipo CES é igual ao parâmetro do log w na equação de regressão (Apêndice 1).

Abstract: In this paper an attempt is made to estimate the elasticity of substitution and the degree of returns to scale for various industries in the manufacturing sectors of different Brazilian States. By estimating the efficiency and the distribution parameters we also examined the possible differences in the industrial performance which may exist in the Brazilian States. For such we made use of the constant elasticity of substitution (CES) production function. The estimation of production function parameters is very relevant to the question of industrial location as well as of capital versus labour subsidies, which are designed to alter relative factor prices. Finally, it seems that increases in the return to scale between 1960 and 1975 are preventing the labour force to increase its share on the industrial output.

