

---

# DIFERENÇAS INTERREGIONAIS NA EFICIÊNCIA DAS ATIVIDADES INDUSTRIAIS (\*)

---

## 1. APRESENTAÇÃO

Uma questão importante na literatura econômica moderna vem sendo a de que os preços relativos podem ser influenciados por condições outras que não apenas a disponibilidade relativa de fatores produtivos em diferentes áreas geográficas.

Em particular, diferenças quanto à eficiência relativa entre setores industriais e países podem ser uma dessas influências. Conhece-se pouco acerca da natureza e de até que ponto vão essas diferenças entre países.

Recente estudo empírico realizado por Daniels<sup>(1)</sup> tentou quantificar as diferenças na eficiência relativa dos vários setores industriais em quase uma dezena de países ditos "em desenvolvimento". Isto levou o autor a tentar apresentar alguma evidência a respeito, no que concerne às duas mais importantes regiões do País: o Centro-Sul e o Nordeste. Dadas

a extensão territorial do país e as diferenças inter-regionais quanto a níveis de crescimento e estruturas da renda, do emprego e da produção, admitiu-se poder tratar essas duas áreas como partes distintas no todo brasileiro.

Por razões várias este trabalho se restringirá à atividade industrial de transformação no seu todo e a umas poucas de suas classes e setores específicos, a saber: indústrias de produtos alimentares, de minerais não metálicos, de bebidas, química, couros e peles, do mobiliário, aos setores da produção de açúcar e da transformação têxtil (fiação e tecelagem).

A principal razão determinante da escolha dessas poucas classes industriais para observação foi — além do tempo disponível em função da massa de dados a serem processados manualmente — a relativa homogeneidade existente entre regiões e mesmo países no que toca aos grupos e subgrupos de produtos fabricados abrangidos por essas classes e setores industriais.

Ademais, convém notar que o trabalho se baseia em suposições altamente restritivas, que serão referidas na medida que o seu

---

(\*) Trabalho elaborado por Hélio Augusto de Moura, técnico da equipe do Núcleo ETENE-Recife.

(1) M. R. Daniels, "Differences in Efficiency Among Industries in Developing Countries", *American Economic Review*, March 1969, vol. LIX, n.º 1, págs. 159-171.

desenvolvimento exigir. Esses resultados deverão, pois, ser considerados sob o prisma de indicações ao invés de magnitudes rigorosamente exatas. Espera-se assim mesmo, que possam trazer algum subsídio a problema tão pertinente e tão em voga.

## 2. O MODELO BÁSICO

Conforme refere Daniels, "o conceito de eficiência é aqui definido de modo residual, resultando de qualquer variação na produção por trabalhador que não possa ser explicada pelas diferenças ponderadas na relação capital-trabalho. O problema específico será o de obter estimativas da medida de eficiência neutra em uma função de produção de elasticidade de substituição constante" (vulgarizada, abreviadamente, como CES na literatura econômica). O esquema de ponderação nesse caso será uma combinação de parâmetros explicitamente envolvendo certas características de substituição e de distribuição do processo produtivo.

A função foi desenvolvida extensivamente por Arrow *et alii* em importante artigo publicado em 1961 (2). Tem como idéia fundamental a de que existem diferenças nas elasticidades de produção dos diferentes setores industriais em decorrência da própria natureza da tecnologia adotada em cada setor produtivo. Implica dizer que elasticidade de produção zero (caso da função

de Leontief, também chamada de coeficientes fixos de insumo-produto), ou unitária (caso da função Cobb-Douglas) são de grande conveniência operacional mas pouco representativas do que ocorre com relação à maioria das atividades industriais (embora esses dois casos sejam possibilidades incluídas na própria função C.E.S.).

Cada indústria pode ser definida por uma função de produção do tipo seguinte, na qual K e L representam os fatores capital e trabalho, respectivamente:

$$V = \gamma [\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho}]^{-1/\rho}$$

ou dividindo por L e simplificando;

$$\frac{V}{L} = \gamma [\delta (K/L)^{-\rho} + (1 - \delta)]^{-1/\rho}$$

sendo V o valor total adicionado ao processo produtivo.

Os parâmetros  $\delta$  e  $\rho$  são constantes para cada setor industrial (hipótese comprovada por Arrow *et Alii* com base em estudos empíricos), enquanto que  $\gamma$ , a medida da eficiência em que estamos interessados, varia entre áreas geográficas.

Uma função desse tipo, segundo demonstram esses autores, apresenta como propriedades: 1) ser homogênea; 2) ter elasticidade de substituição constante entre os fatores considerados; 3) contar com a possibilidade de apresentar diferentes elasticidades de substituição para diferentes atividades industriais. Supondo que a produtividade das matérias-primas seja idêntica entre as diversas áreas e de que pre-

(2) K. J. Arrow, H. B. Chenery B. S. Minhas, R. M. Solow, "Capital Labor Substitution and Economic Efficiency", *The Review of Economics and Statistics*, agosto, 1961, volume XLIII, n.º 3 págs. 225-250.

valem condições de equilíbrio nos mercados competitivos — segundo as quais as taxas de remuneração do trabalho e do capital sejam iguais aos respectivos produtos marginais — será possível, exceto pela necessidade de estimar o valor de  $\rho$ , resolver a equação algébricamente para obter o valor de cada área.

O valor de  $\rho$  pode ser obtido da seguinte fórmula:

$$\rho = (1/\sigma) - 1$$

Estimativas de  $\sigma$ , que é a elasticidade de substituição, podem ser obtidas para cada indústria mediante uma equação de regressão linear em logaritmos entre o produto médio do trabalho ( $V/L$ ) e a taxa média de salários ( $\omega$ ):

$$\log (V/L) = \log a + \sigma \log \omega$$

Ter-se-á assim, um valor estimado de  $\sigma$  para cada indústria, e, conseqüentemente, o correspondente valor de  $\rho$ .

Derivando a primeira equação com relação a  $L$  e  $K$  e igualando as derivadas parciais à relação entre os preços dos fatores, pode-se resolver, com a ajuda da condição de homogeneidade, para:

$$\delta = [(K/L)^\rho \cdot \{(V - \omega L)/L\}]$$

$$[1 + (K/L)^\rho \cdot ((V - \omega L)/\omega L)]^{-1}$$

Com as informações referentes a cada área a respeito do valor adicionado, capital, insumo de mão-de-obra, e folha de salários, pode-se achar  $\delta$ . Daí, por substituição na função CES, poder-se

resolver para encontrar os valores de  $\gamma$  correspondentes a cada área.

### 3. OS DADOS UTILIZADOS

Os dados utilizados no presente trabalho foram todos obtidos do Censo Industrial do Brasil de 1960. Quando referidos em unidades monetárias, acham-se expressos em cruzeiros novos de 1959.

A Tabela 1 apresenta as informações sobre o valor da transformação industrial (valor adicionado), média mensal de operários empregados, folha de salários e estoque de capital, (3) segundo as várias classes industriais e regiões do País.

No que toca especificamente à atividade têxtil, sentiu-se a necessidade de homogeneizar esse setor industrial pela consideração apenas das informações atinentes aos estabelecimentos dedicados às atividades de fiação, tecelagem ou a ambas. Dado, porém, o fato de que as informações sobre capital aplicado somente estão referidas ao nível da classe de indústria, ponderou-se esse total pela percentagem de energia que, sobre o total da classe, foi consumida pelos estabelecimentos de fiação e tecelagem. No caso dos setores de fabricação de açúcar e de óleos, cêras e gorduras vegetais, estimativas semelhantes

(3) Utilizou-se a informação censitária sobre capital aplicado que engloba os valores correspondentes aos bens próprios das empresas tais como terrenos, edifícios, maquinaria, residência para empregados, instalações, móveis e utensílios, veículos e animais e excluem os valores representados por títulos mobiliários e quaisquer outras inversões não ligadas diretamente à atividade industrial.

também tiveram de ser utilizadas.

Vale notar, finalmente, que as estimativas de  $\sigma$ , e, conseqüentemente, as de  $\rho$ , são baseadas nas informações sobre produtividade média e salários da mão-de-obra

atinentes a cada classe ou setor de indústria, especificadas nas Tabelas constantes do Apêndice Estatístico segundo os vários Estados do Nordeste e do Centro-Sul do País.

TABELA 1

*Aspectos Gerais da Indústria de Transformação Segundo Principais Atividades e Regiões do Brasil (\*)*

(1960)

<i>Discriminação</i>	(K) Capital Aplicado (NCr\$ 1.000)	(V) Valor Adicionado (NCr\$ 1.000)	(wL) Salários Totais (NCr\$ 1.000)	(L) Média mensal de Operários
<b>I. NORDESTE</b>				
Produtos Alimentares .....	12.082,9	11.072,8	1.919,6	49.633
— Fabricação de Açúcar .....	7.971,2	4.953,7	953,7	20.303
Minerais não Metálicos .....	2.014,3	3.031,5	640,3	23.325
Bebidas .....	1.043,9	1.115,7	162,8	4.154
Fiação e Tecelagem .....	990,3	803,6	297,6	7.333
Química .....	3.061,1	5.580,1	360,5	6.742
— Óleos, Cêras e Gorduras .....	2.194,8	2.699,7	224,1	4.542
Mobiliário .....	354,5	605,3	177,3	4.940
Couros e Peles .....	453,0	856,6	156,9	4.085
INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO .....	33.591,4	37.343,6	6.819,5	175.859
<b>II. CENTRO-SUL</b>				
Produtos Alimentares .....	53.740,6	75.028,5	9.528,2	159.314
— Fabricação de Açúcar .....	14.622,2	12.258,1	1.752,7	24.737
Minerais não Metálicos .....	21.544,7	31.688,3	6.937,7	115.326
Bebidas .....	11.255,2	14.123,1	2.050,3	25.358
Fiação e Tecelagem .....	670,8	824,2	301,8	4.309
Química .....	33.370,8	39.922,8	4.819,6	52.090
— Óleos, Cêras e Gorduras .....	3.095,7	2.565,4	290,3	4.276
Mobiliário .....	4.853,2	11.107,0	3.159,1	47.088
Couros e Peles .....	3.079,9	4.894,0	1.102,0	17.023
INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO .....	345.746,4	495.710,5	92.186,9	1.272.010

FONTE dos dados originais: IBGE — Censo Industrial do Brasil — 1960

NOTA: (\*) Com os ajustamentos e imperfeições mencionadas em texto.

**TABELA 2**  
*Estimativas e Comparações das Elasticidades de Substituição Segundo*  
*Classes e Setores da Indústria de Transformação*

Classes e Setores Industriais (1)	Coeficientes e Testes das Equações de Regressão Estimadas				Elasticidade (Coef. regressão) Internacional) ( $\sigma$ I) (V)	Níveis de significância em que (4) $\sigma \neq \sigma I$ (VI)
	log a (I)	Elasticidade coef. de regressão (2) ( $\sigma$ ) (II)	Erro padrão (III)	Coeficiente de correlação (3) ( $\tau$ ) (IV)		
Produtos Alimentares	0,887	0,965	0,440	0,85**	0,751	0,900
— Fabricação de Açúcar	0,902	0,919	0,227	0,66**	0,781	0,800
Transf. Minerais não Metálicos	0,303	1,209**	0,110	0,99**	1,115	0,990
Bebidas	0,550	1,156**	0,081	0,94**	1,352	0,975
Têxtil (Fiação - Tecelagem)	0,363	1,060	0,095	0,82**	1,015	0,800
Indústria Química	1,253	0,836*	0,251	0,64**	1,092	0,950
— Óleos, Ceras e Gorduras (5)	1,431	0,750*	0,247	0,56*	0,839	0,800
Mobiliário	0,608	0,942	0,058	0,93**	0,803	0,800
Couros e Peles	1,212	0,662**	0,150	0,75**	0,533	0,800
Indústria de Transformação	1,094	0,795**	0,076	0,91**	...	...

Notas: (1) Segundo a classificação adotada no Censo Industrial de 1960;

(2) Um asterisco (\*) representa que o coeficiente difere significativamente de 1 a um nível de 0,20 enquanto que dois asteriscos (\*\*) indicam diferenças significantes a um nível de 0,05 (distribuição "t");

(3) Um asterisco (\*) indica correlação significativa a um nível de 0,01 e dois asteriscos (\*\*) indicam correlação significativa a um nível de 0,005;

(4) Os valores da coluna indicam os níveis de significância em que rejeita a hipótese de que os coeficientes de regressão estimados não dif. com das estimativas internacionais;

(5) Exclusiva refinação de óleos para fins alimentícios.

Obs.: (a) N = 17, exceto para a indústria têxtil, em que N = 24.

(b) Os coeficientes de regressão da coluna V constam dos trabalhos de M. R. Daniels e Arrow et alii já citados.

#### 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

O ponto de partida é a observação de que o valor adicionado por unidade de trabalho utilizado em uma dada indústria varia entre as diferentes áreas geográficas segundo o salário. Conforme referem Arrow *et alii*, "se a relação entre  $V/L$  e  $w$  decorre da maximização do lucro ao longo de uma função de produção de retornos de escala constantes, a elasticidade da curva resultante será simplesmente a elasticidade de substituição. Informações sobre  $\sigma$  poderão ser obtidas, sob essas suposições, mediante a observação das variações conjuntas na produção por unidade de trabalho e no salário real". (4)

Regressões entre a produtividade média do trabalho e respectivos salários com base nas informações disponíveis para os Estados brasileiros do Nordeste e do Centro-Sul, foram estimadas para a indústria de transformação brasileira e para algumas de suas diferentes classes ou setores de atividade. Os resultados, que constam da Tabela 2, evidenciam que todos menos um dos coeficientes de correlação são significante ao rigorosíssimo nível de 0,005 e que nenhum deles deixa de ser significante ao nível ainda bastante rigoroso de 0,01 (distribuição "t"). Os reduzidos *erros* também servem para evidenciar a "bondade" dos ajustamentos.

O coeficiente de regressão calculado para a indústria de transformação brasileira como um todo é da ordem de 0,795, diferindo significativamente da unidade a

um nível de 0,05. Isto também se pode referir com relação aos coeficientes de regressão estimados para as classes industriais de transformação de minerais não metálicos, bebidas e couros e peles. A classe de indústrias químicas e o setor da produção de óleos, cêras e gorduras vegetais também suportam êsses testes a um nível menos rigoroso de 0,20. Quanto às demais atividades de indústrias brasileiras que foram consideradas, só a níveis de significância muito baixos é que se pode aceitar a hipótese de as mesmas deixarem de se enquadrar no caso especial da função de produção Cobb-Douglas.

É oportuno comparar os coeficientes de regressão estimados para as atividades industriais brasileiras àqueles já disponíveis e baseados em um corte seccional de uma amostra de países. De preferência, serão utilizadas como base para as comparações as estimativas de Daniels, cuja amostra é mais homogênea por somente abranger classes de indústrias de países ditos "em desenvolvimento". Contudo, em vista de as nossas estimativas descerem ao detalhe de setores industriais, serão também complementadas com estimativas provindas de Arrow *et alii*, que detalham os setores da atividade industrial em 19 países desenvolvidos e "em desenvolvimento".

Os coeficientes de regressão estimados para as atividades industriais brasileiras são, na maioria dos casos, significativamente diferentes a um nível de 0,20 ou mais daqueles resultantes de observações entre países. Somente a níveis de significância muito pouco rigorosos é que se poderia

(4) Arrow *et alii*, op. cit., trad. à página 229.

aceitas a hipótese de êsses coeficientes não diferirem entre si (vide coluna VI da Tabela 2). As exceções ocorrem justamente com relação àquelas atividades industriais que foram observadas a nível de setores específicos (casos das atividades de fiação e tecelagem, produção de óleos, cêras e gorduras e fabricação de açúcar) ou cuja classe industrial apresenta maior possibilidade de homogeneização no que tange aos seus setores constitutivos (caso da classe industrial de produção de couros e peles).

Ademais, é oportuno referir a observação de que os coeficientes de regressão atinentes às atividades industriais brasileiras que foram consideradas quase sempre se apresentam um pouco maiores do que os das atividades congêneres da amostra de países. Isto parece ocorrer com maior freqüência com relação àquelas classes ou setores industriais mais antigos (para não dizer tradicionais) do País. Deve resultar da multiplicidade de opções tecnológicas disponíveis ou prevalentes, coexistindo as altamente avançadas, que prevalecem em certas áreas, com aquelas de cunho quase artesanal, que dominam em outras partes do País, notadamente em certos Estados nordestinos. Apenas nas classes da indústria química e de bebidas e no setor da produção de óleos, cêras e gorduras vegetais, observam-se coeficientes que refletem, em termos comparativos às estimativas internacionais, menor flexibilidade quanto às alternativas tecnológicas existentes. Isto não parece ser conflitante com a observação anterior. A indústria química brasileira é

uma atividade bem "jovem" no panorama industrial brasileiro e mesmo num dos seus setores que se poderia considerar mais antigo — como o da produção de óleos, cêras e gorduras — os pequenos estabelecimentos industriais, mesmo no Nordeste, exercem pouca influência quando os resultados aparecem agregados a nível de Estados. Isto também se pode referir com relação à indústria de bebidas.

A primeira coluna da Tabela 3 apresenta os parâmetros de substituição que foram calculados para a indústria de transformação brasileira e para algumas de suas respectivas classes e setores. Conforme se poderá observar, apenas as classes de minerais não metálicos, bebidas e o setor da fiação e tecelagem representam casos nos quais  $0 > \rho > -1$ . Como explicitam Arrow *et alii* quando do desenvolvimento analítico da função, isto significa dizer que o produto médio 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. (5)

Para tôdas as demais indústrias consideradas, observa-se que  $0 < \rho < \infty$ , o que, para os referidos autores, "constitui o caso empírico mais interessante"... Significa que quando uma dose 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

(5) Ver, a propósito, Arrow *et alii*, op. cit., págs. 230-231.

TABELA 3

## NORDESTE E CENTRO-SUL

Parâmetros de Substituição, de Distribuição e de Eficiência

Segundo Classes e Setores da Indústria de Transformação

(1960)

Discriminação	Parâmetro de Substituição ( $\rho$ )	Parâmetros de Distribuição ( $\gamma$ )		Parâmetros de Eficiência ( $\gamma$ )		
	Brasil	Nordeste	Centro-Sul	Nordeste ( $\gamma_n$ )	Centro-Sul ( $\gamma_s$ )	$\frac{\gamma_s}{\gamma_n}$
Produtos Alimentares	0,036	0,853	0,894	2,214	2,845	128,5
— Fabricação de Açúcar	0,088	0,876	0,913	1,530	1,756	114,8
Minerais não Metálicos	- 0,173	0,633	0,591	5,415	7,443	137,5
Bebidas	- 0,133	0,735	0,721	3,315	4,438	133,9
Fiação e Tecelagem	- 0,057	0,562	0,565	5,915	9,592	162,6
Química	0,196	0,980	0,963	2,282	1,979	86,7
— Óleos, Cêras e Gorduras	0,333	0,989	0,986	1,528	1,063	69,6
Mobiliário	0,062	0,759	0,770	5,293	7,346	133,8
Couros e Peles	0,511	0,980	0,980	2,691	2,527	93,9
Ind. de Transformação	0,258	0,946	0,949	1,871	2,543	135,9

Fonte dos dados originais: IBGE -- Censo Industrial, 1960.

produtividade do trabalho tenderá para zero. (6)

Em representação diagramática, quando quer que  $\rho$  fôr maior do que -1, as isoquantas da função apresentarão a curvatura habitual. É o caso de tôdas as indústrias consideradas. No caso, porém, das indústrias de minerais não metálicos, bebidas e de fiação e tecelagem, as respectivas isoquantas interceptarão os eixos atinentes aos fatores de produção; para as demais indústrias, pelo fato de  $0 \leq \rho > -1$ , as isoquantas se aproximarão assintoticamente dos eixos. (7)

Os resultados contidos na segunda e terceira colunas da Tabela 3 referem-se aos parâmetros de distribuição ( $\delta$ ) calculados para as atividades industriais do Nordeste e do Centro-Sul do País, respectivamente.

Conforme se poderá notar, as diferenças verificadas para uma e outra regiões são bastante reduzidas (ou mesmo nulas para algumas indústrias) quando consideradas a nível de três casas decimais, mínimas quando consideradas a nível de centésimos e, praticamente, inexistentes quando a nível de um algarismo decimal.

Essa constância ou quase que constância de  $\delta$  entre diferentes áreas foi hipótese empiricamente testada e comprovada como verdadeira por Arrow *et alii*. Representa indicação de que as variações quanto à eficiência industrial de área para área são neutras, isto é, afetam igualmente a ambos os fatores produtivos —

capital e trabalho considerados.

Aceita a hipótese da neutralidade ou uniformidade com relação à eficiência, pode-se considerar como relativamente mais eficiente o setor industrial da área que apresentar um  $\gamma$  mais elevado.

Consoante os resultados apresentados na quarta, quinta e sexta colunas da Tabela 3, a indústria de transformação do Centro-Sul é aproximadamente 35% mais eficiente que a do Nordeste.

A nível das classes e setores que foram considerados o Centro-Sul tem na indústria de fiação e tecelagem a atividade que apresenta a eficiência mais acentuada relativamente à sua congênere nordestina (cêrca de 63% mais eficiente). Nas classes das indústrias de mobiliário, minerais não metálicos e bebidas, a eficiência comparada entre regiões é favorável ao Centro-Sul, que apresenta parâmetros superiores em 30% a 40% aos calculados para o Nordeste. O mesmo também se pode referir com relação às indústrias de produtos alimentares e fabricação de açúcar, embora as diferenças sejam um pouco menores: 28% e 15%, respectivamente.

Os cálculos evidenciam uma eficiência relativa favorável ao Nordeste no que concerne, sobretudo, à classe da indústria química e, mais especificamente, quanto ao setor da produção de óleos, cêras e gorduras. No caso da indústria de couros e peles, a diferença entre os dois parâmetros não parece significativa, pois o atinente a essa classe da indústria nordestina é superior em 11%.

(6) Ver, a propósito, Arrow *et alii*, op. cit., págs. 230-231.

(7) Idem, *ibidem*.

ção de idêntica atividade industrial no Centro-Sul.

Não é objetivo deste trabalho descer a tentativas de explicação acerca dos fatores determinantes da eficiência relativa favorável no Nordeste, no que toca aos três setores industriais mencionados. Porém, parece oportuno referir que Arrow *et alii*, ao fazerem comparações entre as diversas atividades econômicas americanas e japonesas, apesar de observarem a preponderância favorável aos Estados Unidos com relação à maioria delas, encontram setores econômicos que apresentam eficiência relativamente comparável ou favorável ao Japão. Identificam-nos como sendo aqueles "... caracterizados por elevada densidade de capital, grandes fábricas e processos contínuos de produção", observando que "podem haver razões tecnológicas que expliquem a maior facilidade de se atingirem níveis comparáveis de eficiência sob essas condições". (8)

Parece oportuno notar, a propósito, que a classe da indústria química e o setor da produção de óleos, cêras e gorduras são, dentre os que foram considerados, aqueles que apresentam maior intensidade de capital, embora isso não constitua uma peculiaridade regional.

## 5. RECOMENDAÇÕES

A recomendação básica é a de que sejam empreendidos estudos mais amplos e aprofundados sobre o assunto tendo em vista a relevância das suas implicações no que se relaciona com a produ-

(8) Arrow *et alii*, *op. cit.*, pág. 243.

ção, a distribuição funcional da renda, o progresso tecnológico, as vantagens comparativas entre regiões, etc. O campo do desenvolvimento econômico constitui uma área ativa na qual os resultados desses estudos são de fundamental importância. (9)

Uma sugestão específica é no sentido de efetuarem-se comparações históricas entre as duas regiões brasileiras. Nesse sentido, as informações que o próximo Censo de 1970 fornecerá, serão fundamentais, quando menos, para avaliar comparativamente os resultados do desenvolvimento industrial ocorrido no Nordeste durante a presente década.

## 6. SUMÁRIO

1. O objetivo do trabalho é calcular as diferenças relativas entre regiões do País (Nordeste e Centro-Sul) no que tange à eficiência da indústria de transformação e de algumas de suas classes e setores específicos.

2. O modelo utilizado foi o de uma função de produção CES (Elasticidade de Substituição Constante) da qual constam três parâmetros:  $\epsilon$ , o de substituição;  $\delta$ , o de distribuição, e  $\gamma$ , o de eficiência. Verificada a constância

(9) Segundo J. D. Pitchford, em trabalho inédito citado por Arrow *et alii*, *op. cit.*, pág. 247, "a introdução de uma função de produção CES nos modelos macroeconômicos de desenvolvimento restabeleceram, pelo menos em alguns casos, a influência da taxa de poupança sobre a taxa final de crescimento". Ao que juntam os próprios Arrow *et alii*, que "até mesmo mais interessantes são as possíveis implicações com relação a modelos desagregados de equilíbrio geral.

ou quase que constância dos dois primeiros parâmetros, entre áreas geográficas, para cada atividade econômica, a eficiência será obtida de modo residual, isto é, como as diferenças verificadas em  $\gamma$ .

3. Regressões entre o produto médio do trabalho e a taxa de salários segundo um corte seccional dos vários Estados da Região Nordeste e Centro-Sul indicaram que a elasticidade de substituição ( $\sigma$ ) é significativamente inferior à unidade no que concerne à indústria de transformação como um todo e às atividades de transformação de minerais não metálicos, bebidas, couros e peles, indústria química e produção de óleos, cêras e gorduras. Todas as demais atividades consideradas — indústrias de produtos alimentares, fabricação de açúcar, fiação e tecelagem, indústria de mobiliário — apresentaram coeficientes que não se mostraram significativamente diferentes da unidade.

4. Comparações com os resultados de regressões estimadas a nível de países, indicaram que as elasticidades de substituição para o Brasil não lhe são significativamente diferentes no que concerne às atividades industriais consideradas a nível de setores mais específicos, a saber: indústria de fiação e tecelagem, produção de óleos, cêras e gorduras e atividade de fabricação de açúcar.

5. Em razão das estimativas de elasticidade de substituição calcularam-se os respectivos parâmetros ( $l$ ). Estes, que representam o complemento à inversa da elasticidade de substituição, variaram entre 0 e - 1 no caso

das indústrias de minerais não metálicos, bebidas e fiação e tecelagem e foram superiores a zero com relação a todas as demais indústrias consideradas. Isso significa que as três primeiras indústrias referidas correspondem a funções de produção cujas isoquantas interceptam os eixos atinentes aos fatores capital e trabalho, enquanto que para as demais indústrias, as isoquantas se aproximam assintoticamente dos referidos eixos.

6. Os parâmetros de distribuição ( $\delta$ ) quase não diferiram entre si, de uma região para outra. É uma indicação de que as variações quanto à eficiência industrial entre as regiões são neutras, isto é, afetam igualmente a ambos os fatores produtivos considerados.

7. Os cálculos do parâmetros de eficiência ( $\gamma$ ) indicaram que o Centro-Sul é relativamente mais eficiente do que o Nordeste com relação à indústria de transformação como um todo (35%) e às seguintes classes e setores: fiação e tecelagem (63%), mobiliário, minerais não metálicos, bebidas (entre 30 a 40%), produtos alimentares (28%) e fabricação de açúcar (15%). O Nordeste é relativamente mais eficiente no que concerne à classe da indústria química e ao respectivo setor da produção de óleos, cêras e gorduras. Quanto à indústria de couros e peles, observou-se uma diferença favorável ao Nordeste, embora a nível tão reduzido que não parece propício concluir que uma das regiões apresente maior eficiência do que a outra nesse setor industrial.

**TABELA A — I**  
*Produtividade Média da Mão-de-Obra Empregada nas Indústrias de*  
*Transformação Segundo Estados (1)*  
*(Em NCr\$/operário/ano) (2)*

Estados	Produtos Alimentares		Minerais não Metálicos	Bebidas	Indústria Química		Mobiliário	Pele e Bastimentos	Outros
	Geral	Fabrica- ção de Açúcar			Geral	Óleos, Cê- ras e Gor- duras			
Maranhão	146,2	65,8	48,2	87,6	248,4	255,4	92,4	116,5	170,1
Piauí	152,3	167,2	32,4	160,9	390,3	392,6	59,4	135,3	170,1
Ceará	140,7	194,8	84,9	230,8	500,4	518,3	163,6	123,6	101,1
R. G. do Norte	175,3	111,9	51,8	193,3	597,8	605,7	117,2	166,5	241,0
Paraíba	204,4	304,8	272,9	157,2	478,2	486,4	106,2	141,8	233,4
Pernambuco	258,5	240,2	258,4	308,9	563,2	428,5	149,0	170,2	235,1
Alagoas	279,4	314,7	108,5	153,9	488,8	871,2	143,3	198,8	175,6
Sergipe	163,8	179,3	72,8	177,0	210,5	373,9	92,5	178,7	115,8
Bahia	207,0	167,0	120,9	348,8	1.733,7	959,2	129,5	318,5	232,2
Minas Gerais	350,7	274,2	233,5	333,4	433,4	422,8	147,2	269,9	295,2
Espírito Santo	213,6	274,8	103,4	171,8	67,2	56,8	125,0	184,8	195,1
Rio de Janeiro	396,0	368,5	276,4	563,0	295,3	207,5	197,1	118,9	437,0
Guanabara	429,0	669,1	311,7	606,9	937,1	838,3	228,4	377,1	409,6
São Paulo	545,5	659,3	309,7	709,4	837,9	642,0	208,2	286,4	464,5
Paraná	603,4	127,4	198,2	235,7	417,9	776,0	147,3	198,0	316,7
Santa Catarina	331,2	181,8	134,6	303,6	193,7	242,7	113,4	244,5	230,6
R. G. do Sul	436,1	809,1	216,6	386,1	1.367,1	894,3	211,0	266,3	369,3

Fonte dos dados originais: SNR — Censo Industrial do Brasil, 1960 (IBGE).

Notas: (1) Valor anual da transformação industrial dividido pela média mensal dos operários empregados;

(2) Em cruzeiros de 1959.

**TABELA A — II**  
**Salários Médios Recebidos pela Mão-de-Obra Empregada em Atividades**  
**Industriais Segundo os Estados (1)**  
**(Em NCr\$/operário/ano) (2)**

Estados	Produtos Alimentares		Minerais não Metálicos	Bebidas	Indústria Química		Mobiliário	Couros e Pele	Indústria de Tran- sformação
	Geral	Fabrica- ção de Açúcar			Geral	Óleos, Cê- ras e Gor- duras			
Maranhão	18,3	12,0	11,6	15,7	22,3	22,7	23,2	19,2	21,6
Piauí	20,6	35,9	13,6	23,9	21,1	21,0	22,9	25,9	16,0
Ceará	28,7	27,0	19,2	33,8	42,4	42,7	30,2	33,6	39,8
R. G. do Norte	35,1	39,8	19,5	36,0	46,4	46,9	36,3	41,4	32,3
Paraíba	29,6	24,1	39,5	33,3	48,1	48,6	34,9	36,9	27,5
Pernambuco	44,8	46,9	38,3	46,9	55,7	47,3	45,9	47,8	45,7
Alagoas	48,4	54,7	24,5	26,9	26,8	41,0	33,0	26,7	39,0
Sergipe	24,1	30,8	20,4	33,5	22,9	26,1	23,6	21,4	28,0
Bahia	40,9	57,8	32,9	41,3	75,0	73,1	35,4	40,6	43,5
Minas Gerais	41,2	54,0	40,7	42,3	62,7	67,5	40,3	49,7	32,7
Espírito Santo	31,2	31,6	27,4	27,9	18,7	12,6	34,6	37,6	22,2
Rio de Janeiro	70,0	84,4	60,9	68,4	124,6	82,9	63,1	45,3	57,7
Guanabara	78,0	103,1	76,4	108,1	115,4	56,3	76,0	97,0	57,7
S. Paulo	66,7	72,7	66,3	77,5	91,4	72,0	76,8	66,0	57,7
Paraná	45,2	39,2	48,7	60,6	51,5	24,5	50,4	31,7	37,7
Santa Catarina	45,0	56,7	43,4	42,8	38,7	38,4	41,0	31,7	37,7
Paraná Sul	54,5	42,0	49,3	53,4	68,4	68,9	56,2	31,7	37,7

Fontes originais: SNR — Censo Industrial do Brasil, 1960 (IBGE).

Nota: Valor da folha anual de salários divididos pela média mensal dos operários empregados.

Atualizado em dezembro de 1959.